COLLECTION Rdes PPORTS AOUT 89 Nº 66

ANTICIPATIONS ET AJUSTEMENTS DANS LA DEMANDE DE CONSOMMATION ET D'ACTIFS FINANCIERS

François Gardes Hubert Kempf Michel Pouchain

Crédoc - Collection des rapports. N° 0066 : Anticipations et ajustements dans la demande de consommation et d'actifs financiers / F. Gardes. Août 1989.

CREDOC•Bibliothèque

Centre de Recherche pour l'Etude et l'Observation des Conditions de Vie



ANTICIPATIONS ET AJUSTEMENTS DANS LA DEMANDE DE CONSOMMATION ET D'ACTIFS FINANCIERS

François GARDES
Hubert KEMPF
Michel POUCHAIN

Rapport au Ministère de la Recherche et de la Technologie Décision d'aide n° 86.J.0864

Août 1989

Ce rapport propose une analyse théorique et empirique sur données françaises récentes des anticipations des agents économiques, en s'intéressant particulièrement aux effets de ces anticipations sur la consommation et la demande de liquidités, et au problème de l'indexation optimale des salaires. On y montre, tant par une analyse de séries chronologiques macro-économiques que de données individuelles, que le revenu non anticipé (transitoire) joue un rôle important dans les demandes de consommation et de liquidités et que ces deux types de demandes interagissent dynamiquement de manière complexe et ne doivent donc pas être étudiées séparément. La décomposition d'une variable entre ces composantes permanentes et transitoires est de nouveau appliquée à l'analyse des chocs monétaires et réels, ce qui permet de trouver l'impact des différents types de choc et de généraliser les résultats classiques sur l'indexation optimale.

Mots-clés utilisés :

- Anticipation
- Chocs persistants
- Consommation
- Indexation
- Information imparfaite
- Liquidités
- Revenu permanent
- Revenu transitoire
- Système dynamique

SOMMAIRE

INTRODUCTION	1
PREMIERE PARTIE - PROBLEMATIQUE THEORIQUE ET EVOLUTIONS EMPIRIQUES	3
Section 1 - Problèmes posés par les analyses empiriques et théoriques récentes de la consommation globale	5
Section 2 - Présentation des séries statistiques	8
DEUXIEME PARTIE - ANTICIPATION DU REVENU ET DEMANDE DE CONSOMMATION ET DE MONNAIE	19
Section 1 - Les processus d'anticipation du revenu permanent 1.1 L'anticipation tendancielle	21 21 24
Section 2 - Anticipations et mécanismes d'ajustement	30 30
de la demande de monnaie	35
Section 3 — Analyse des anticipations sur données de panel	43
TROISIEME PARTIE - POUR DES MODELES INTEGRES DES COMPORTEMENTS DES MENAGES : L'APPROCHE CONSOMMATION-LIQUIDITES	47
Section 1 - Le modèle de Brainard - Tobin et son extension à la consommation	50 50 52
Section 2 - Les variables et les spécifications des modèles intégrés consommation-liquidités des ménages	54 56 58
Section 3 - Estimations, analyses dynamiques et tests de stabilité des modèles	59 59 59 60
Section 4 - Les résultats	61 61
tions dynamiques4.3 Les dynamiques consommation-liquidités : des estimations exploratoires	63 69

QUATE	RIEME PART	TIE - CHOCS PERSISTANTS, INFORMATION IMPARFAITE ET INDEXATION DES SALAIRES OPTIMALE	81
Ι.	Introduct	ion	84
II.	L'économ:	ie	85
III.	1. Le for 2. Le vai	on optimale	89 89
		exation	95
IV.	1. Le rô.	ion additionnelle et indexation optimalele d'une information additionnelle	95
	chocs		99
٧.		ion additionnelle et durée optimale du contrat tion	100
٧1.	Conclusi	on	103
ANNE	xES		117
ANNE	XE 1 - A.	Séries trimestrielles de consommation (données déraisonnalisées, comptes trimestriels de l'OCDE, 1988) : biens durables, semi-durables, non durables, services	119
	В.	Séries trimestrielles d'actifs financiers (données non désaisonnalisées, TERF, 1988) : liquidités, obligations financières, actions françaises, obligations étrangères actions et participations étrangères, assurances	127
	C.	Séries trimestrielles des liquidités (données non désaisonnalisées, TERF, 1988) : billets, dépôts à vue, livrets avec avantages fiscaux, livrets ordinaires (lod), placements non négociables (ptn), épargne contractuelle (eco)	137
	D.	Regroupement des liquidités : billets + dépôts à vue, livrets avec avantages fiscaux, autres liquidités	147
ANNE	XE 2 - Te	sts cusum et cusumsq	155
BIBL	.IOGRAPHIE	***************************************	171

INTRODUCTION

La prise en compte des anticipations des ménages relatives à leur revenu, aux conditions économiques générales (en particulier d'inflation et de chômage) et à l'évolution des prix relatifs est un élément essentiel de tout modèle d'allocation du revenu entre consommation et épargne et de choix des consommations désagrégées. Cette prise en compte se fait généralement de manière implicite ou par l'intermédiaire de mécaniques économétriques ad-hoc. Par ailleurs, les processus d'anticipation des consommateurs sont souvent confondus avec les mécanismes d'ajustement aux niveaux désirés de consommation ou d'épargne, alors que ces deux éléments du modèle devraient être décrits par des procédures autonomes qui s'enchaînent l'une à l'autre.

D'autre part, la consommation totale est généralement déconnectée des autres affectations possibles du revenu : il semble au contraire nécessaire d'étudier simultanément les choix de consommation, et d'actifs financiers, dans la lignée des travaux de Tobin-Watts (1962) et Brainard-Tobin (1968).

La première partie du rapport rappelle les orientations récentes des études des comportements d'achat et d'épargne des ménages et présente les séries statistiques utilisées. La deuxième partie donne les résultats des analyses des anticipations dans la demande de consommation et de monnaie, la troisième analysant l'affectation conjointe du revenu à la consommation et aux demandes d'actifs financiers pour l'estimation d'un système complet. La quatrième partie étudie les conséquences de ces analyses sur les équilibres macroéconomiques.

Les premiers résultats de cette recherche ont fait l'objet de deux communications aux quatrièmes journées de Microéconomie Appliquée (Louvain-la-Neuve, 4 Juin 1987) et au XIXème colloque annuel de l'Institut de Mathématique Economique (Dijon, 27 Novembre 1987).

PREMIERE PARTIE

PROBLEMATIQUE THEORIQUE ET EVOLUTIONS EMPIRIQUES

SECTION 1

Problèmes posés par les analyses empiriques et théoriques récentes de la consommation globale

Un renouvellement complet des modèles de la consommation totale a eu lieu depuis une quinzaine d'années, tant à partir de travaux théoriques menés sur la théorie du revenu permanent ou quelques problèmes de macroéconomie, que par des analyses empiriques nouvelles des séries temporelles de consommation et d'épargne. On peut distinguer cinq grandes problématiques :

- a) la discussion théorique du modèle de revenu permanent a concerné :
- l'intégration des fonctions de consommation ou de demande de monnaie fondées sur un revenu permanent dans les modèles macroéconomiques : modèle IS-LM depuis Laidler (1966), modèle keynésien simple par Bilson (1980) et Mayer (qui étudie les effets des diminutions de la consommation autonome pendant la grande crise), modèles monétaires ...;
- l'analyse critique des conditions mathématiques de la dérivation d'une fonction de consommation autorégressive par Hall (1978): celle-ci peut être obtenue à partir d'hypothèses de récursivité de l'utilité inter-temporelle du consommateur (voir Robin-Lévy-Garboua, 1987), d'hypothèses sur la distribution statistique des différentes variables ou d'une approximation linéaire de l'équation d'Euler;
- la justification par Sargent (1977) de la définition tendantielle du revenu permanent par des hypothèses statistiques sur le processus temporel suivi par le revenu réel;
- l'interprétation du revenu permanent comme un revenu normal anticipé et l'intégration du revenu transitoire comme déter-

minant supplémentaire de la consommation (Darby, 1974, a fait le premier cette hypothèse pour la consommation totale, qui a été appliquée indépendamment à l'étude empirique des consommations partielles par Gardes, 1983, 1985, 1987).

- b) les problèmes d'estimation des modèles de revenu permanent ont concerné la définition de la consommation permanente, le test sur données d'enquêtes ou sur panel, du revenu permanent : par un processus d'ajustement partiel la Friedman, par une anticipation tendancielle avec des changements périodiques des anticipations (Gardes 1985, divers problèmes économétriques concernant 1987) et effets de l'imperfection des marchés (en particulier des marchés financiers, entraînant des contraintes de liquidité), les conséquences de la variabilité des taux d'intérêts (Muellbauer 1983, Weissenberger 1986), le choix des périodes, l'autocorrélation des résidus et les délais de publication des statistiques, les effets de la révision des anticipations (Flavin 1981, 1985, Kotlikoff 1986). L'estimation conjointe de la consommation et de la demande de monnaie pose des problèmes économétriques abordés récemment par Clark (1973) et Kohli (1981) que nous étudierons dans la troisième section de cette partie.
- c) l'estimation conjointe de la consommation et de la demande d'actifs financiers peut être considérée comme une extension des travaux de Brainard-Tobin, qui seront abordés dans la troisième partie.
- d) l'estimation, d'un point de vue empirique, des fonctions de consommation globale a permis le développement des modèles à correction d'erreurs depuis la contribution de Davidson-Hendry (1978) et l'analyse empirique du rôle de l'inflation dans les comportements d'épargne (Deaton 1977, Kessler-Strauss-Kahn 1978).

e) la discussion soulevée par Barro (1974) sur l'effet nul sur la consommation des transferts intergénérationnels liés à la dette et à l'évolution de la fiscalité de l'Etat a provoqué de nombreuses études empiriques qui vérifient plutôt l'hypothèse de Barro et qui analysent l'influence de la taxation temporaire et des déficits budgétaires (voir l'analyse de ces travaux menée par Blinder-Deaton, 1985).

SECTION 2

Présentation des séries statistiques

l. L'analyse statistique a été opérée à partir des comptes trimestriels de l'OCDE et des Tableaux d'Equilibre des Relations Financières (Cahiers Economiques et Monétaires de la Banque de France, n° 29, 1988) pour la seule France de 1970 à 1988 (une analyse selon les mêmes principes des comportements des ménages américains et japonais sera probablement menée à la suite de cette recherche).

dynamique de ces séries trimestrielles peut s'avérer de celle que l'on observerait sur des séries différente l'ont prouvé les estimations effectuées dans annuelles, comme la deuxième partie sur des modèles d'ajustement partiel : par ailleurs, la trimestrialité des statistiques pose le problème désaisonnalisation (les séries de consommation sont désaisonnalisées. à la différence des séries monétaires que l'on désaisonnalisera par des variables muettes dans les équations ajustées). Les séries trimestrielles ont par contre l'avanleur nombre, important pour l'estimation de modèles tage de d'anticipation.

Les travaux sont menés sur les séries de comptabilité nationale agrégées mais on rappellera les résultats obtenus dans une recherche parallèle effetuée sur un panel d'enquêtes de l'INSEE, où les anticipations des ménages peuvent être saisies au niveau individuel.

La désagrégation par poste concerne quatre agrégats de consommation (biens durables, semi-durables, non durables et services) et cinq actifs financiers.

2. Un cadrage macroéconomique permet de préciser les grandes évolutions des revenus et de ses utilisations (on s'inspirera

ici de la courte analyse proposée dans Gardes-Madre, 1988).

On observe nettement dans les graphiques 1, 2 et 3 la cassure en 1978 de la tendance du revenu disponible réel par tête des ménages, dont le taux de croissance annuel passe de 3,1 % entre 1970 et 1978 à 0,85 % entre 1979.1 et 1987.4 (1)

Ce changement du rythme d'évolution de leur niveau de vie -non perçu entre 1973 et 1978, période marquée par une propension moyenne (PMC) constante- amène les ménages à modifier leurs comportements de consommation et d'épargne : la PMC augmente continûment à partir de cette date (graphique 2), d'une manière assez indépendante des cycles courts du revenu (79-83,84-87). La corrélation entre la PMC et le taux de croissance du revenu (TY) sans être absolue (voir le graphique 3), indique nettement cette modification de la consommation :

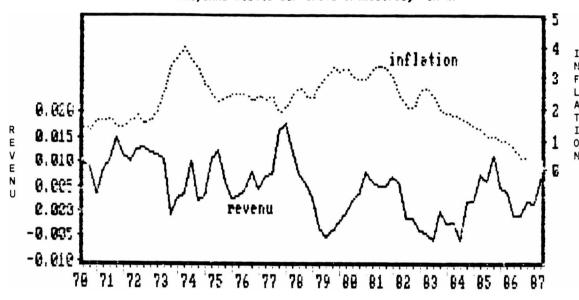
(1)
$$PMC_{t} = -0.483TY + 1.117$$
; $R^{2} = 0.980$ (7.05) (6.91)

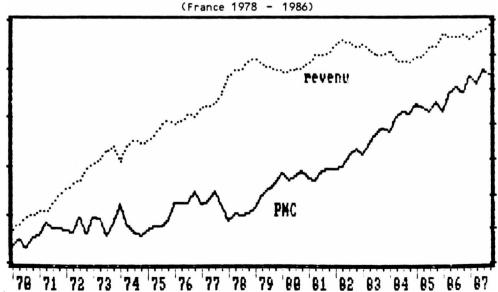
(période 1970.1 - 87.4 ; autocorrélation du ler ordre corrigée par COCHRANE - ORCUTT).

⁽¹⁾ Ajustements exponentiels corrigés de l'autocorrélation des résidus sur données trimestrielles.

Graphique 1

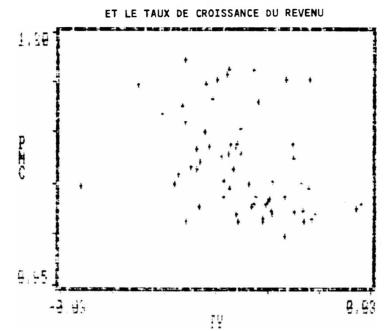
TAUX D'INFLATION ET TAUX DE CROISSANCE DU REVENU DISPONIBLE (moyenne mobile sur trois trimestres, en %)





Graphique 3

RELATION ENTRE LA PROPENSION MOYENNE A CONSOMMER



L'effet des changements de la croissance est progressif, comme l'indiquent les équations (2) et (3), avec un effet qui s'affaiblit :

(2)
$$PMC_t = -0.700 \text{ TY}_t - 0.431 \text{ TY}_{t-1} - 0.303 \text{ TY}_{t-2} - 0.195 \text{ TY}_{t-3} + 1.121$$

$$(7.87)^t - (3.77) - (2.65) - (2.20) - (6.60)$$

$$(MCO; R^2 = 0.984; DW = 2.38)$$

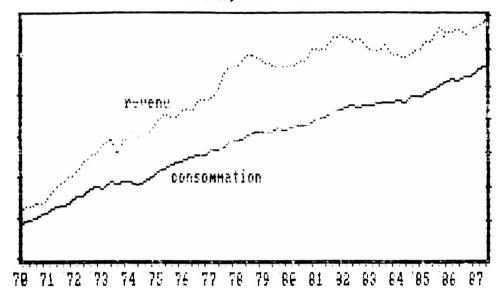
(3)
$$PMC_{t} = 0.976 PMC_{t-1} - 0.756 TY + 0.029$$
 (57.87) (8.56) (1.76)

(MCO; $R^2 = 0.963$; DW = 2.52)

Graphique 4

REVENU DISPONIBLE ET CONSOMMATIONS REELS PAR TETE

(France, 1978 - 1987)

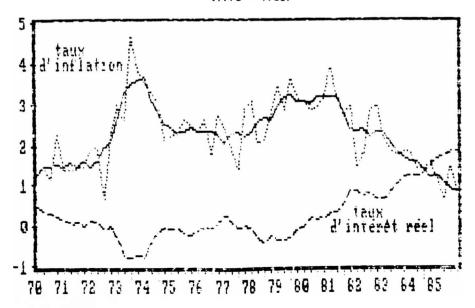


Graphique 5

TAUX D'INFLATION (TRIMESTRIEL... ET EN MOYENNE MOBILE SUR CINQ TRIMESTRES)

ET D'INTERET REEL

(1978 - 1986)



Cette augmentation de la PMC pendant la seconde période régularise la croissance de la consommation par tête, apparaît remarquablement stable entre 1970 et 1987, son élasticité de diffusion s'établissant à 1,31 sur la période. du revenu entre consommation et épargne dépend L'allocation évolutions macroéconomiques, dont celles du taux d'intérêt (qui influence l'allocation intertemporelle réel du revenu) et du taux d'inflation qui sont sensiblement inverses taux d'inflation parfaitement anticipé dans le calcul d'intérêt réel), l'inflation augmentant jusqu'en 1981 taux (avec un pic à 4,5 % trimestriellement en début 1974) pour diminuer rapidement après. Les effets de ces deux variables généralement complexes, et nécessitent des procédures d'estimation élaborées. Une simple régression multiple indique effet négatif de l'inflation sur la PMC (1% d'inflation supplémentaire entraînant une baisse de la PMC de 3%) et un faible effet positif, mais non significatif, du taux d'intérêt réel.

3. L'évolution des coefficients budgétaires des <u>consommations</u> apparaît clairement sur le graphique 6 : celui des services augmente continûment, de 35 à 38,8%; celui des biens non durables diminue de 40,8 à 36,8 %, comme la part des biens semi durables, de 18,5 à 15,2 % (malgré une reprise en 1982); le coefficient budgétaire des biens durables augmente, avec de plus fortes fluctuations, de 6,2 à 9,2 %.

La structure des <u>actifs financiers</u> (créances des ménages, encours, en milliards de francs courants non désaisonnalisées) indique (graphique 7) la forte part (70 %) des liquidités, qui augmente jusqu'en 1977, puis diminue; les actions Françaises voient leur part diminuer lentement jusqu'à leur forte reprise après 1982 (une substitution apparente existe donc entre ces deux postes); les assurances et les obligations étrangères voient leur part augmenter, tandis que les obligations Françaises

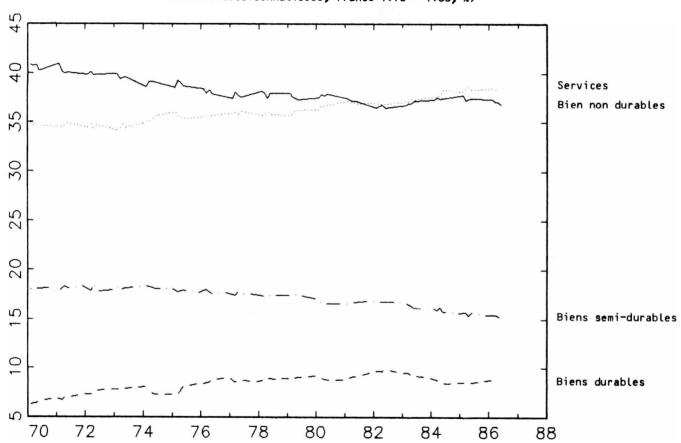
et les actions et participations étrangères connaissent une évolution plus différenciée de leurs coefficients budgétaires qui connaissent une hausse, suivie d'une diminution puis d'une nouvelle augmentation en fin de période.

Les évolutions des différentes liquidités (graphique 8) semblent plus régulières (croissance de la part des livrets avec avantages fiscaux, des dépôts à vue, des livrets ordinaires et de l'épargne contractuelle ; diminution de celle des billets non négociables). Il a semblé adéquat de ne séparer, pour les tests empiriques, les liquidités qu'en trois agrégats : billets et dépôts à vue, livrets avantagés fiscalement, autres liquidités, dont les évolutions sont indiquées par le graphique 9.

On trouvera en annexe au rapport les statistiques de l'OCDE et du TERF utilisés dans les analyses empiriques.

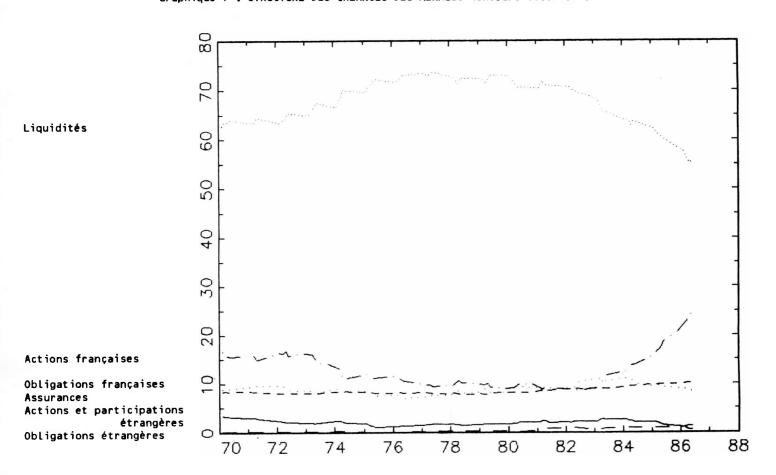
Graphique 6 : STRUCTURE DE LA CONSOMMATION PRIVEE DES MENAGES

(Données désaisonnalisées, France 1970 - 1988, %)

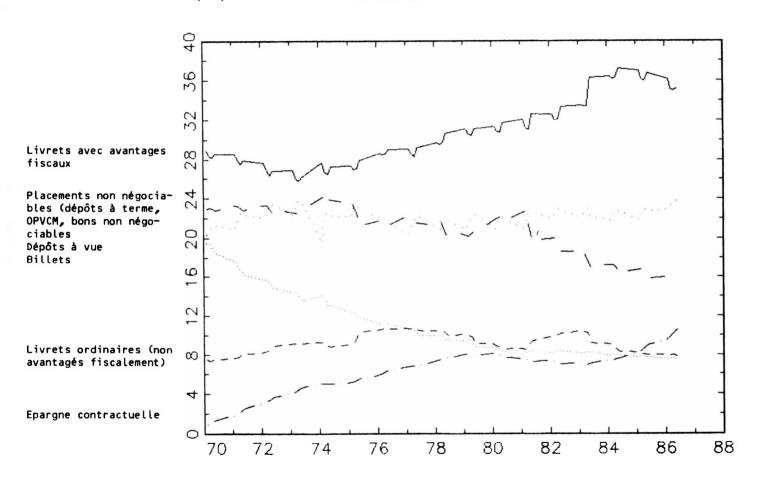


F

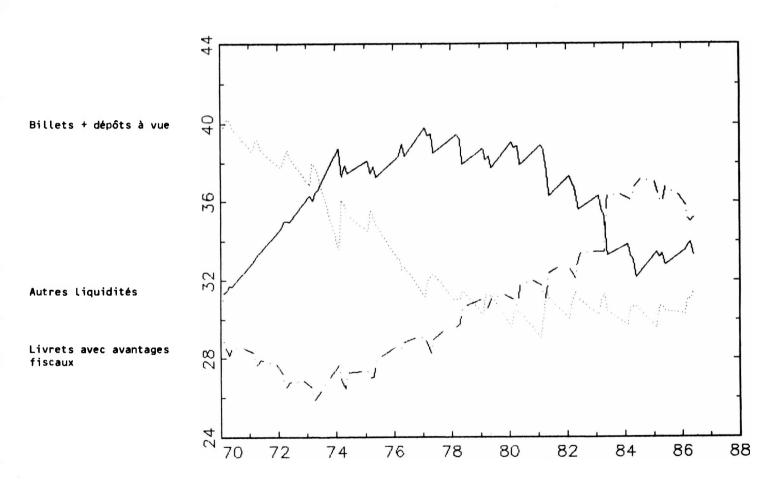
Graphique 7 : STRUCTURE DES CREANCES DES MENAGES (encours désaisonnalisés en francs courants)



Graphique 8 : STRUCTURE DES LIQUIDITES (%)



Graphique 9 : REGROUPEMENT DES LIQUIDITES POUR LE TEST EMPIRIQUE



DEUXIEME PARTIE

ANTICIPATIONS DU REVENU

ET DEMANDE DE CONSOMMATION ET DE MONNAIE

SECTION 1

Les processus d'anticipation du revenu permanent

1.1 L'anticipation tendancielle

L'hypothèse que des consommateurs sont seulement capables de prévoir le rythme régulier de croissance de leur revenu réel pendant une période homogène permet d'établir un modèle logarithmique simple de la consommation globale ou des consommations partielles en fonction d'un revenu tendanciel, d'une composante transitoire résiduelle et des autres déterminants de prix relatifs, modèle qui peut être estimé simplement sans multicolinéarité et en satisfaisant la contrainte d'addivité des élasticités-revenu. La détermination des deux composantes de revenu préalablement à l'estimation de la fonction de consommation a l'avantage d'éviter les problèmes d'identification des paramètres définissant le revenu permanent lorsque l'estimation de ces paramètres se fait conjointement à celle des élasticités de la consommation (1).

L'anticipation tendancielle du revenu permanent peut être justifiée de diverses manières (voir Gardes, 1987, P.21-24), par des arguments empiriques ou théoriques. Les estimations de fonctions de consommation partielles présentent de bonnes qualités statistiques et permettent d'établir de nouvelles typologies des biens de consommation (Gardes, 1984, 1985, 1987; Lévy-Garboua, 1985).

L'application d'un même modèle simple, sans y adjoindre aucun autre déterminant, à la consommation totale :

(1) Par contre, cette détermination préalable du revenu permanent pose des problèmes économétriques signalés par Pagan (1984).

Tableau 1

ELASTICITES-REVENU TENDANCIELLES ET CONJONCTURELLES

(consonmation totale, FRANCE, 1963Q1 - 1985Q4)

Période	n	Méthode d'estimmetion	Elasticité-revenu		Coefficients statistiques		
			tendancielle	conjoncturelle	R:	d	(te)
		c.o. IYTI	1.039 (137, 38)	0.680 (22,49)	0.9988	1.99	0.49
196391 - 198594	91	c.o. YT cons.non_durable	0.998 1131. 8 21	0.642	0.9989	2.13	0.54
		c.o. (YY) cons.non durable	1.309	1.705	0.9851	1.93	0.57
196502 - 198504	83	(c.o. (YT)	1	0.607	0.9535	2.13	0.70
170302 9 170300		(c.o. (YT3)	1	0.610	0.8006	2.17	0.93
196502 - 197304	35	[c.o. (YT)	1	0.781	0.9112	1.99	0.36
140362 - 147368		ic.o. (YT3)	1	0.595	0.3806	2.02	0.53
197492 - 198594	47	c.o. (YT)	1	0.549	0.9882	1.86	0.78
177442 - 170346		ic.o. (YT3)	1	0.623	0.9082	1.92	0,99

Source statistique : séries trimestrielles de l'INSEE

1) M.C.O. : Moindres Carrés Ordinaires

c.o. : Cochrane - Orcutt

21 YT : ajustement par rapport au revenu tendanciel et au revenu conjoncturei

YT3 : ajustement par rapport au revenu permanent (calculé par movenne mobile sur les revenus passés)

et au revenu transitoire associé

3! t de Student entre parenthèses

4) Les ajustements concernent la consommation totale, sauf pour les lignes deuxième et troisième

51 Dans les six dermières lignes. l'élasticité tendancielle a été fixé à l'unité.

ûn observe une bonne stabilité de l'élasticité-revenu tendancielle, qui varie plutôt moins, autour de l'unité.

qu'une élasticité keynésienne par rapport au revenu total e dont l'évolution dépend des variations

conjoncturelles du revenu selon la formule (1) :

⁽¹⁾ Cette formule provient de l'orthogonalité des deux composantes du revenu.

L'élasticité conjoncturelle reste également assez stable, autour de 0,6. Cette séparation du revenu en deux composantes semble donc constituer une méthodologie utile pour calculer les élasticités de longue et courte période de la consommation.

on peut améliorer la détermination de la composante anticipée du revenu en le calculant par un ajustement autorégressif du revenu total sur quatre à dix semestres antérieurs (LYT3); par une prévision tendancielle tenant compte de l'autocorrélation des résidus dans l'ajustement exponentiel du revenu en fonction du temps (LYT1) ou des erreurs de prévision passées (LYT2); enfin par des procédures Arima de mesure des tendances utilisées dans l'analyse des cycles (1).

La prévision (2) en est nettement améliorée (par rapport au revenu conjoncturel Log YC calculé comme résidu de la tendance, les écarts-types diminuent de 65 %, 38 % et 15 % pour les revenus conjoncturels LYC3, LYC1 et LYC2). Les élasticités-revenu permanentes et transitoires correspondant à ces diverses prévisions ne semblent pas significativement différentes :

le rapport
$$\frac{e_{\mathbf{T}}(\mathbf{LYT}) - e'_{\mathbf{T}}(\mathbf{LYT3})}{\mathbf{6}^{\mathsf{C}}(e_{\mathbf{T}}) + \mathbf{6}^{\mathsf{C}}e'_{\mathbf{T}}}$$
 s'établit par

exemple à 2,05 (le t de Student limite étant à 2,20), celui des élasticités conjoncturelles à 0,87 (3).

$$(1) - LYT_{\pm} = at + b ; LYC_{\pm} = LY_{\pm} - LYT_{\pm} = u_{\pm}$$

$$LYT1_{\pm} = at + b + \rho^{\mu} t - 1 ; LYC1 = LY_{\pm} - LYT1_{\pm}$$

$$LYT2 = at + b + \rho LYC2_{\pm - 1} ; LYC2_{\pm} = LY_{\pm} - LYC2_{\pm}$$

$$LYT3_{\pm} = \sum_{i=1}^{n} \beta_{i} LY_{\pm - i} + \beta_{i} ; LYC3 = LY_{\pm} - LYP3_{\pm}$$

- (2) Sur des statistiques semestrielles, source OCDE, 1970S1 86S2.
- (3) Pour la prévision LYT3, sur quatre périodes passées, e = 1.223(MCO) (32.77)

et
$$e_c = 0.415$$
 (MCO) sur la période 1973-86. (1.36)

Une analyse systématique de ces divers processus d'anticipation du revenu est néanmoins nécessaire avant de conclure, qui devra porter sur une période plus étendue, intégrer aux fonctions de consommation d'autres variables explicatives et concerner également une comparaison de ces prévisions statistiques avec les anticipations des consommateurs fournies par les enquêtes CEE.

1.2 La modélisation de la révision des anticipations

possibilité d'une révision par le consommateur La ses anticipations de revenus futurs à la suite des variations imprévues de son revenu courant constitue une des causes invoquées, avec l'existence de contraintes de liquidité et l'imperfection des estimations économétriques, pour expliquer le rejet fréquent du modèle de revenu permanent dans la version proposée par Hall(1978) : Bilson (1980) et Flavin (1981) notent que les variations imprévues de revenu constituent pour le consommateur de nouvelles informations dont il peut tenir compte en modifiant ses anticipations de revenu permanent ; les empiriques opérés sur des données trimestrielles ou tests annuelles. allemandes, américaines ou anglaises, font en effet ressortir une influence non négligeable des variations anticipées du revenu sur la consommation, qui dépasse même l'influence que l'on peut prévoir lorsque l'on évalue l'effet de ces revenus imprévus sur les anticipations de revenu permanent. Alors que Bilson analyse les conséquences de ces phénomènes la stabilité de l'équilibre macroéconomique, Flavin (1985) explique la sensibilité excessive de la consommation par l'existence de contraintes de liquidités et Weissenberger (1986) la progressivité des ajustements aux variations imprévues revenu. Kotlidoff-Pakes (1986) proposent une dérivation plus générale de ces modèles mais obtiennent des résultats empiriques différents qui contredisent l'effet des révisions anticipations sur les changements de la consommation (résultat qu'ils attribuent à un biais d'agrégation).

Lorsque l'on précise la spécification des anticipations de revenu permanent (Gardes, 1984, 1985), on peut évaluer au niveau macroéconomique, mais avec une procédure d'agrégation explicite, l'effet de la révision des anticipations mais également repérer les périodes caractérisées par de telles révisions et mesurer l'importance de ces révisions. L'estimation de ce modèle sur la période 1973-1985 permettrait donc d'évaluer les délais d'ajustement des consommateurs aux modifications des tendances de revenu.

Toute rupture de la tendance s'accompagnera en effet d'une révision plus ou moins rapide des anticipations du consommateur, révision que l'on peut modéliser de manière discrète (changement brusque de la croissance du revenu tendanciel) ou continue (par des ajustements partiels, étudiés dans la troisième section).

Une révision <u>discrète</u> des anticipations modifie la répartition du revenu total entre ces deux composantes tendancielle et conjoncturelle, et donc change également les consommations dans la mesure où les deux élasticités tendancielle et conjoncturelle diffèrent : on voit sans mal (Gardes, 1987, p. 32-38) qu'un changement $\Delta \tau$ de la tendance anticipée entraîne une modification $\Delta \tau$. (e_T - e_C) de la consommation (en logarithmes) qui s'ajoute à la variation logarithmique normale (pour une croissance du revenu aux taux τ) : Δ LC = τ e_T + e_C [Δ LY - τ]. Si des proportions α et α 3 de la population ont déjà changé ou changent en cours de la période leurs anticipations (le reste de la population conservant ses anticipations anciennes), on obtient une variation logarithmique totale de la consommation :

$$\Delta LC = \left[\tau + (\alpha_1 + \alpha_3)\Delta\tau\right] \cdot e_T + \left[\Delta LR - \tau - (\alpha_1 + \alpha_3)\Delta\tau\right] \cdot e_C$$
 (2)

Le paramètre $(\mathbf{x}_1 + \mathbf{x}_3)\Delta \mathcal{T} (\mathbf{e}_T - \mathbf{e}_c)$ indique donc l'importance des changements d'anticipation pendant la période étudiée.

Analyse empirique (Etats-Unis, 1933-1984)

L'équation (2) Δ LC_i = e_c Δ LR + $\left[\tau + (\alpha_1 + \alpha_3) \Delta \tau\right]$ (e_T - e_c), estimée sur les consommations dont les effets directs des prix ont été préalablement corrigés permet de déterminer le coefficient $\gamma = (\alpha_1 + \alpha_3) \Delta \tau$ de changement des anticipations ($\Delta \tau$ étant la valeur perçue de la variation du taux de croissance du revenu) ; elle diffère du même modèle sans changement des anticipations caractérisé par une constante τ (e_T - e_C) si l'on considère que le consommateur anticipe la continuation du rythme de croissance de son niveau de vie connu dans la période précédente (ou la constante (τ + $\Delta \tau$ *). (e_T - e_C) s'il anticipe correctement dès le début de la période le nouveau taux de croissance du revenu τ + $\Delta \tau$ *).

On peut donc tester, en estimant l'équation (2) sur des périodes homogènes, la conformité du terme constant supplémentaire au changement réel $\Delta \tau$ du taux de croissance tendanciel du revenu. Ce test a été effectué pour l'épargne et la consommation des Etats-Unis désagrégée en trois postes, sur quatre périodes homogènes entre 1933 et 1983, à partir de données annuelles et trimestrielles (CVS).

On constate une concordance du signe et des valeurs du coefficient γ de changement des anticipations et de la variation réelle $\Delta \tau$ du taux de croissance pour les quatre sous-périodes homogènes analysées. De plus, le coefficient γ est généralement inférieur à $\Delta \tau$ dans les périodes de reprise (une suradaptation semblant caractériser symétriquement les dépressions), ce qui constitue un indice de la progressivité de l'ajustement des anticipations et des consommations (traduite par l'inégalité $\alpha_1 + \alpha_3 < 1$): l'ajustement des coefficients γ des quatre sous-périodes par rapport au changement réel du taux de croissance fournit une proportion moyenne des changements d'anticipation de 89 % (en supposant que le changement perçu $\Delta \tau^*$

est identique au changement réel Δt):

$$\gamma = (\alpha_1 + \alpha_3)\Delta \tau^* = 0.891 \Delta \tau - 0.004$$
; $R^2 = 0.977$

L'analyse des statistiques trimestrielles de 1947.1 à 1984.1 fournit un résultat du même type :

$$\gamma = 0.927 \Delta \tau - 0.10$$
 ; $R^2 = 0.963$

Ces confirmations statistiques sont néanmoins très précaires dans la mesure où le coefficient γ ne diffère qu'assez peu du changement réel $\Delta \tau$ de la croissance des ressources : il conviendrait donc d'analyser précisément la significativité statistique de ces deux termes, et d'étudier l'évolution annuelle du coefficient γ dans les périodes qui suivent un choc sur le taux de croissance tendanciel du revenu.

L'ajustement progressif des anticipations et des dépenses à un tel choc peut être analysé à partir de l'influence statistique des revenus conjoncturels antérieurs sur la consommation présente : l'augmentation du taux de croissance du revenu se traduit en effet, tant que les anticipations ne s'y sont pas ajustées, par une croissance du revenu conjoncturel dont l'effet immédiat (positif pour les biens à forte élasticité conjoncturelle) diminue à mesure que la révision des anticipations s'opère ; le changement de signe des coefficients des revenus conjoncturels passés indiquerait donc le début d'une telle révision. Une première analyse statistique sommaire des statistiques américaines montre que l'effet des revenus conjoncturels des deux trimestres précédents est semblable à celui du revenu conjoncturel de la période, et qu'une meilleure précision statistique des coefficients du revenu conjoncturel apparaît après cinq trimestres, ce qui semblerait indiquer un début de révision des anticipations au cours de la deuxième année après le choc.

Une analyse alternative peut être fondée sur une estimation directe de l'influence sur la consommation des revenus conjoncturels passés : cette influence peut être supposée décroissante avec le temps, jusqu'à ce qu'une accumulation de revenus conjoncturels de même sens amène le consommateur à réviser ses anticipations tendancielles (ce qui modifiera les paramètres mesurant l'effet des revenus conjoncturels passés). Il n'est pas simple de sérier ces deux effets direct et indirect, et l'on fera deux hypothèses simples :

- (i) la diminution des effets conjoncturels peut être décrite par une distribution de Koyck de paramètre λ et de longueur finie ou infinie ;
- (ii) le revenu conjoncturel passé peut déterminer la consommation présente, soit par sa valeur totale (modèle a), soit par l'intermédiaire du revenu conjoncturel discrétionnaire obtenu par déduction de la part consommée immédiatement (modèle bl) : $(1-b).RC_{t-j} \left(1+r\right)^j \ , \ ou \ durant \ les \ (j-l) \ périodes ultérieures (l) :$

$$RC_{t-j}$$
 . $(1+r)^{j}(1-e_c)^{j-1}$ (1-b) (modèle b2)

Le modèle (a) s'écrit pour un poste dont l'indice a été omis :

$$C_{t} = a RT_{t} + \sum_{j=0}^{n} b\lambda^{j} RC_{t-j}^{-} \cdot (1+r)^{j} + c p_{t}+d$$

soit après transformation de Koyck :

$$C_{t} = \lambda^{t}C_{t-1} + a(1-\lambda^{t}) RT_{t} + bRC_{t} - b\lambda^{t}^{n+1} RC_{t-(n+1)} + \gamma(p_{t}^{-\lambda^{t}}p_{t-1}) +$$

$$\left[d(1-\lambda^{t} + a\lambda^{t}\tau)\right]$$

avec une croissance tendancielle anticipée du revenu réel au taux τ et λ = λ (l+r)

(1) Le revenu discrétionnaire s'écrit $(1-e_c)$ $(1+r).RC_{t-j}$ en période (t-j+1), puis $(1-\lambda e_c)$ $(1+r).(1-e_c)$ $(1+r)RC_{t-j}$ en période (t-j+2) ce qui implique la formule du texte si λ est le coefficient d'ajustment entre deux périodes adjacentes.

Le modèle (bl) s'écrit :

$$C_{t} = \lambda' C_{t-1} + a(1-\lambda') RT_{t} + b RC_{t} - b^{2}\lambda' RC_{t-1} - b(1-b)\lambda'^{n+1} RC_{t-(n+1)} + \gamma(p_{t}-\lambda'p_{t-1}) + d(1-\lambda') + a\lambda'\tau$$

dont la différence essentielle avec le premier modèle tient en l'adjonction du revenu conjoncturel précédent.

Le modèle (b2) fournit la même équation finale avec :

 $\lambda' = \lambda (1+r) (1-\lambda b)$ et des coefficients $b (\lambda-1) (1+r)$

du terme
$$RC_{t-1}$$
 et $-\lambda b(1-\lambda b)^n$ $(1+r)^{n+1}$ du terme $RC_{t-(n+1)}$ (1)

La prise en compte des revenus conjoncturels passés a donc pour principal effet d'introduire dans l'équation ajustée un terme autorégressif et une interaction entre les coefficients d'élasticité-revenu et d'ajustement aux revenus antérieurs. Ces différents modèles peuvent être estimés par la résolution algébrique des équations normales (qui se révèle très complexe) ; par un balayage sur λ entre 0 et l ; ou par une procédure d'ajustements convergente commençant par une estimation des équations sans termes croisés puis fixant λ dans les coefficients croisés à la valeur précédemment obtenue ; ou par ajustement non linéaire.

⁽¹⁾ Le terme RC_{t-1} disparaît si la PMC le revenu conjoncturel b n'est pas affaiblie pour les revenus conjoncturels passés (λ =1).

SECTION 2

Anticipations et mécanismes d'ajustement

Les mécanismes d'ajustement partiel des anticipations de revenu ont été invoqués très tôt pour justifier le calcul du revenu permanent comme moyenne pondérée des revenus antérieurs. Darby (1974) en a proposé une généralisation en incluant le revenu transitoire comme régresseur supplémentaire du revenu et en supposant faible le poids du revenu courant dans le revenu permanent (coefficient β qui indique également la vitesse d'ajustement du revenu permanent puisque $\mathrm{YP}_{\mathrm{t}} = \beta \, \mathrm{Y}_{\mathrm{t}} + (1-\beta) \, \mathrm{YP}_{\mathrm{t}-1}$ lorsque YP est une moyenne pondérée des revenus passés avec des poids en progression géométrique de raison $1-\beta$).

Après une présentation un peu plus générale (avec un taux de croissance exponentiel et non plus arithmétique du revenu) que celle adoptée par Darby et Seater (1982) de ce type de modèles, nous en présenterons une estimation empirique pour la France, puis l'intégrerons à la problématique de l'estimation conjointe de la consommation et de la demande de monnaie proposée par Clark (1973) et Kohli (1981).

2.1 Modèle d'ajustement progressif du revenu anticipé :

Le revenu total logarithmique se divisant en ses deux tendances permanente et transitoire : $LY_t = LYP_t + LYC_t$, la partie permanente est définie par l'ajustement partiel :

$$LYP_{t} = \beta LY_{t} + (1-\beta) \cdot \left[LYP_{t-1} + c \right]$$
 (3)

avec un taux de croissance exponentiel moyen c. Ce processus correspond à une prévision par les revenus passés avec une constante :

LYP_t =
$$\beta_1 \stackrel{\pi}{=}_0 (1-\beta)^1$$
 LY_{t-i} + $c \frac{1-\beta}{\beta}$ et peut s'interpréter sous la forme :

(3) LYP_t = E_{t-1} LYP_t + β LYP_t - E_{t-1} LYP_t (4)

avec une anticipation initiale en (t-1) du revenu permanent de la période t :

 E_{t-1} LYP_t = LYP_{t-1} + c

Ainsi écrit, ce processus d'ajustement partiel peut être fondé sur la minimisation d'une fonction de coût quadratique. Le revenu permanent calculé par (4) est donc basé sur une anticipation tendancielle que corrige une partie de l'erreur de prévision faite sur le revenu effectivement perçu en t (terme correcteur qui peut être décalé d'une période). (3) peut être considéré également comme une forme approchée (1) de la formulation linéaire adoptée par Darby et Seater : $YP_t = \beta Y_t + (1-\beta)(1+c)YP_{t-1}$ pour des évolutions pas trop importantes des revenus.

On montre facilement que le changement du taux de croissance du revenu d'un rythme c au taux c'en période t produit une adaptation progressive du taux de croissance du revenu permanent anticipé qui convergera vers c' d'autant plus vite que **g** est proche de l'unité(2).

- Dans la mesure où la différence logarithmique du revenu approche le taux de croissance arithmétique.
- (2) Si l'on suppose que le revenu suit des trajectoires régulières avant t : $\Delta LY = c \text{ et après } t : \Delta LY = c', \text{ on peut écrire } : LY_t = LY_{t-1} + c' \text{ et }$ $LYP_{t-k} = LY_{t-k} (k), \text{ donc en période } t : LYP_t = (LYP_{t-1}+c) + \beta [\Delta LY-c] \Rightarrow$ $\Delta LYP_t = \beta \Delta LY + c (1-\beta) = (1-\beta)c + \beta c' c.$

On obtiendra, avec les hypothèses de trajectoires régulières, $\Delta \text{LYP}_{t+1} = (1-\beta)^2 c + \beta (2-\beta)c' > (1-\beta)c + \beta c', \text{ puis, par récurrence :}$

$$\Delta LYP_{t+n} = c(1-\beta)^{n+1} + c' \left[1-(1-\beta)^{n+1} \right] \rightarrow c' \text{ pour } 0 < \beta < 1.$$

On remarquera par ailleurs que les composantes permanentes et transitoires déterminées par (3) ne sont plus orthogonales comme c'était le cas des anticipations tendancielles (correspondant à $\beta = 0$), sauf pour $\beta = 0$ ou 1. (1)

Si l'équation de consommation totale s'écrit :

$$Log C_t = k_0 + k_1 LYP_t + k_2 LYC_t + u_t$$
 (4)

on obtient par une transformation de Koyck qui élimine le revenu permanent l'équation à estimer :

$$\log C_{t} = \left[k_{0}\beta + (k_{1}-k_{2})(1-\beta)c\right] + \left[k_{2} + (k_{4}-k_{1})\beta\right]LY_{t} - k_{1}(1-\beta)LY_{t-1} + (5)$$

$$\beta k_{1}LY_{t} + k_{1}(1-\beta)\Delta LY_{t} + (1-\beta)LQ_{t-1} + (1-\beta)LQ_{t-1}$$

qui comprend deux régresseurs de revenu supplémentaires par rapport au modèle de Hall.

L'équation (5) est exactement identifiée, k_1 et k_2 étant les élasticités-revenu permanente et transitoire qui sont estimées indépendamment du taux de croissance tendanciel c, ce qui n'est pas le cas du modèle linéaire de Darby-Seater qui est donc moins bon de ce point de vue.

Une procédure d'ajustement généralisé :

(6)
$$LYP_{t} = E_{t-1}LYP_{t} + \sum_{i=0}^{\infty} \beta_{i} \left[LY_{t-i} - E_{t-i-1}LYP_{t-i} \right] \text{ avec } \beta_{i} = \beta_{i}^{i}, 0 \text{ (i(1))}$$

$$= (1-\beta+)LYP_{t-1} - \gamma LYP_{c-2} + \beta LY_{t} + c(1-\beta) \qquad \text{avec } \beta = 1-\gamma$$

fourmirait, par une double transformation de Koyck, l'équation à estimer :

(7)
$$\log C_t = \left[k_0\beta + (k_1-k_2)c(1-\beta)\right] + \left[k_2 + \beta(k_1-k_2)\right]LY_t - k_2(1-\beta+y)LY_{t-1} + k_2 LY_{t-2} + (1-\beta+y)Log C_{t-1} - y Log C_{t-2} + (u_t - (1-\beta)u_{t-1} + yu_{t-2})$$

qui est suridentifiée.

(1) On obtient d'après (3) :
$$Cov(LYP_{\pounds}, LYC_{\pounds}) = B(1-B) \left[V(LY_{\pounds}) - Cov(LY_{\pounds}, LYP_{\pounds-1}) \right]$$

$$= B(1-B)V(LY_{\pounds}) \text{ s.i. L'on suppose}$$

LY et LYPt-1 indépendants.

Estimation de l'équation (5):

Une première estimation de l'équation (5) a été menée sur des données de l'INSEE (1964Q1-85Q4)(1) pour la consommation totale(incluant les biens durables) et le revenu disponible net par tête des ménages.

Les ajustements, présentés dans le tableau 2, ont été opérés par les MCO ou par régression non linéaire, avec ou sans correction del'autocorrélation du ler ordre (qui n'est pas très forte, les coefficients H de Durbin étant de l'ordre de 1.8); la correction de cette autocorrélation du ler ordre a été opérée exactement en transformation des équations de telle sorte que la covariance des erreurs d'une période à l'autre soit annulée (asymptotiquement, ce qui est applicable ici pour 88 observations). On trouvera l'exposé détaillé de la méthode en annexe.

Conformément aux résultats obtenus par d'autres auteurs (Seater, 1982), l'élasticité permanente(2) s'avère non significativement différente de l'unité $\frac{(k_1-1)}{(k_1-1)}$ = 0.6 dans la seconde colonne),

ce que confirme la proximité des autres paramètres lorsque l'on contraint ou non $k_{\hat{l}}$ à l'unité : cette contrainte semble donc justifiée et l'hypothèse de Friedman confirmée lorsque l'on prend en compte l'influence du revenu transitoire sur la consommation.

Les élasticités conjoncturelles k_2 , de l'ordre de 0,25, sont significatives et légèrement inférieures à celle que fournissait un modèle de revenu tendanciel (tableau 1), mais néanmoins non significativement différentes. (3)

On remarque enfin que, conformément aux résultats de Seater, le coefficient d'ajustement du revenu permanent $\pmb{\beta}$ est assez faible, la valeur la plus probable étant de 0,10 à 0,13 : ceci conforte l'hypothèse du revenu permanent puisqu'un coefficient proche de l'unité réduirait le revenu permanent

- On trouvera une semblable estimation sur données semestrielles de l'OCDE dans Gardes-Pouchain (Louvain, 1977).
- (2) Très proche d'une estimation à l'autre.
- (3) L'élasticité conjoncturelle 0.680 du tableau 1 est par exemple à peine significativement différente de l'élasticité 0.304 de l'ajustement corrigé de l'autocorrélation et où l'élasticité permanente est contrainte à 1.

au revenu keynésien total, comme le montre le processus d'ajustement. Cette valeur correspond à un horizon temporel du consommateur, dans sa prévision de revenu permanent à partir des revenus antérieurs, de trois à cing ans.

TABLEAU 2 : Ajustement progressif du revenu tendanciel anticipé dans la fonction de consommation totale. (FRANCE, 1964Q1 - 85Q4)

		Elasticité p	emenente	Elasticité p	
		k _l estimée	↓	(1)	(2)
		(1)	(2)	automonélation du ler ordre	
AJUSTEMENT	k _l =e _T	0.996	0.986	1	1
PARTIEL DU		(33.82)	(44.34)		
REVENU	k ₂ =e _c	0.252	0.242	0.254	0.259
		(2.03)	(2.23)	(2.09)	(2.47) 0.139
	ß	0.153 (3.21)	0.135 (4.08)	0.155 (3.33)	(4.23)
	R ²	0.9986	0.9980	0.9986	0.9980
	SCR	0.0059701	0.008338	0.0059717	0.008382
	н	1.81 ^a	-	1.77 ^a	-
	n	88	88	88	88
AJUSTEMENT PART	TEL	fixé=0.1351	-o.o.enss]		
DU REVENU ET	Д ^{=е} т	0.986 (35.57)	0.972 (19.90)	1	1
DE LA CONSOMMATION	k ₂ =e _c	0.192 (1.87)	0.350 (2.53)	0.201 (1.82)	0.304 (1.82)
	ß	0.1351	0.0763182	0.141 (3.51)	0.121 (2.85)
	(°c	1.164	0.967 (3.91)	1.154 (10.89)	0.979 (3.30)
	R ² SCR H	0.9986 0.0058137 4.06 (b)	0.9986 0.005796 (c)	0.9986 0.0058284 0.05	0.9986 0.0057412
	n	88	88	88	88

⁽a) autocorrélation du ler ordre au seuil de 5%

Les ajustements les plus significatifs ont été indiqués d'une flèche

⁽b) p = -0.27 non significatif (1.04)

⁽c) p = -0,23 non significatif (0.73)

⁽²⁾ équations autorégressives de deuxième ordre

ANNEXE : Méthode de correction de l'autocorrélation dans les équations (5).

La transformation de Koyck opérée sur l'équation réduite du modèle d'ajustement partiel du revenu permanent (qui traduit une adaptation progressive du revenu tendanciel anticipé aux variations du revenu courant), introduit une autocorrélation du premier ordre des résidus v_t qui s'écrivent en fonction des termes d'erreur ε_t de l'équation de consommation permanente : $v_t = \varepsilon_t - (1-\beta) \varepsilon_{t-1}$, ε_{t-1} , $\varepsilon_$

Les résidus $\mathbf{v}_{\mathbf{t}}$ sont en effet corrélés à $\mathbf{v}_{\mathbf{t-1}}$ puisque :

Cov
$$(v_t, v_{t-1}) = (\beta-1) E(\epsilon_{t-1}^2)$$
 lorsque ϵ_t est un bruit blanc.

Si l'on transforme l'équation (5) à l'aide d'une constante ρ : (5') = (5)- ρ (5)₋₁, on obtient un terme d'erreur : $w_t = v_t - \rho v_{t-1} = \varepsilon_t + (\beta-1-\rho)\varepsilon_{t-1} + \rho(1-\beta)\varepsilon_{t-2}$ dont la covariance s'écrit :

Cov
$$(w_t, w_{t-1}) = (\beta-1-\rho) E^2 (\epsilon_{t-1}^2) + \rho(1-\beta) (\beta-1-\rho) E(\frac{2}{t-2})$$

Sous les hypothèses : (H1) $E(\epsilon_1 \epsilon_{t-i}) = 0$

(H2)
$$E(\varepsilon_t^2) = E(\varepsilon_{t-1}^2)$$
, $j = 1$ ou 2

(H2 étant valide asymtotiquement), cette covariance s'écrit :

Cov
$$(w_t, w_{t-1}) \approx [(\beta-1) \rho^2 - \rho((1-\beta)^2 + 1) + (\beta-1)] E(\epsilon^2)$$

Il suffit donc d'annuler le terme entre crochet pour éliminer (asymptotiquement) toute autocorrélation du premier ordre dans l'estimation de l'équation (5'). Ceci se produit pour $\rho_1 = \beta - 1$ ou $\rho_2 = \frac{1}{\beta - 1}$, ce qui fournit donc une équation à estimer pour ρ_1 :

$$Log C_{t} = (2-\beta) [k_{0}\beta + (k_{1}-k_{2}) (1-\beta) c] + (1-\beta)^{2} Log C_{t-2} + [k_{1} + (k_{1}-k_{2})\beta] Log Y_{t} + (k_{1}-k_{2})\beta (1-\beta) Log Y_{t-1} - k_{2} (1-\beta)^{2} Log Y_{t-2} + w_{t}$$

avec $E(w_t w_{t-1}) \approx 0$

L'hypothèse H1 peut être relachée puisqu'il suffit de (H1') $E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-1}) \approx E(\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-2})$ pour que ρ_1 et ρ_2 annulent également la Cov $(w_t, w_{t-1}) \approx [''] E(\varepsilon^2) + (\beta-1-\rho) (1+\rho-\rho\beta) E(\varepsilon\varepsilon_{-1}) + \rho (1-\beta) E(\varepsilon\varepsilon_{-2})$.

Cette transformation tend à provoquer une autocorrélation du second ordre, mais moins importante que l'autocorrélation du premier ordre qui affecte $\mathbf{w}_{\mathtt{t}}$, puisque :

Cov
$$(w_t, w_{t-2}) = \rho(1-\beta) E(\varepsilon_{t-3}^2) = -(1-\beta)^2 E(\varepsilon^2)$$
 ou $-E(\varepsilon^2)$ pour ρ_1 ou ρ_2
Cov $(w_t, w_{t-1}) = 0$ pour $i \ge 3$

La transformation par ρ_1 est donc préférable au choix de ρ_2 .

2.2 La détermination conjointe de la consommation et de la demande de monnaie

Clark (1973) et Kohli (1981) ont étudié l'important problème de savoir si le même concept de revenu permanent explique la consommation totale et la demande de monnaie : si tel est le cas, la détermination du revenu permanent par une analyse de la consommation pourrait être utilisée telle que dans l'estimation de la demande de monnaie qui est soumise à des difficultés spécifiques, telle l'existence d'effets croisés avec d'autres actifs financiers étudiée dans la troisième partie.

Kohli a de plus pris en compte l'éventualité d'un ajustement partiel aux niveaux désirés de consommation ou de liquidité qui s'ajoute à l'ajustement partiel qui définit le revenu permanent ; dualité d'adaptation qui a été largement utilisée dans les analyses de l'investissement et du stock désiré de capital (voir par exemple Maddala, 1981). Ce mécanisme d'ajustement partiel s'écrivant :

 $c_t = c_{t-1} + \mu_c(c_{t-1}^* - c_{t-1}^*)$ en logarithmes aboutit après une double transformation de Koyck, à l'équation :

$$(8) C_{t} = ste + k_{1}\beta\mu_{c}Y_{t} + k_{2}(1-\beta)\mu_{c}\Delta Y_{t} + \left[(1-\beta) + (1-\mu_{c}) \right]C_{t-1} - (1-\beta)(1-\mu_{c})C_{t-2} + \nu_{t}$$

v étant autocorrelé au second ordre. La fonction de demande de monnaie est du même type, avec des coefficients d'ajustement λ et un terme supplémentaire traduisant l'effet du taux d'intérêt: $t_{3}u_{m}r_{t} - t_{3}u_{m}(1-\lambda)r_{t-1}$ (8').

Il apparaît dans les équations (8) et (8') que β et μ_c (comme λ et μ_m) ne peuvent être identifiés séparément, ce qui implique que les élasticités transitoires k_2 et ℓ_2 ne peuvent non plus être déterminées sans ambiguïté -au contraire des élasticités permanentes k_1 et ℓ_1 . Par ailleurs, (8') est suridentifiée du fait de la présente du taux d'intérêt.

On peut donc procéder à leur estimation par un balayage sur β , λ ou μ $_{\rm C}$, μ $_{\rm m}$. Les résultats en sont peu probants et difficiles à interpréter.

On a dans un deuxième temps effectué des estimations non linéaires ou par MCO en contraignant certains paramètres : \boldsymbol{L}_3 à 0 ce qui élimine la variable tlaux d'intérêt) ; \boldsymbol{L}_2 = 0 qui élimine le revenu transitoire de l'équation monétaire ; $\boldsymbol{\beta}$ et $\boldsymbol{\lambda}$ aux valeurs obtenues dans une première estimation du modèle étudié au paragraphe précédent (sans ajustement partiel de la consommation ni de la monnaie).

Par ailleurs, les résidus des équations (8) et (8') peuvent être corrélées, ce qui incite à améliorer l'efficacité des estimations par la méthode des régressions apparemment indépendantes de Zellner qui tient compte des covariances des résidus d'équation à équation. On a présenté dans le tableau 3 les résultats significatifs d'estimations de diverses sortes de ces modèles.

Les estimations par la méthode de Zellner semblent améliorer la précision des ajustements tout en fournissant des coefficients estimés du même ordre de grandeur que les ajustements non linéaires opérés séparément sur chaque équation (cette amélioration justifie l'étude des ajustements croisés menée dans la troisième partie).

L'ajustement partiel du revenu permanent pour la consommation ($\beta \simeq 0.09$) semble plus rapide que celui que l'on obtient pour la demande de monnaie ($\lambda = 0.04$) quoique les plages de variation des coefficients sur l'ensemble des ajustements se recoupent (0.075 $\leq \beta \leq 0.106$ et 0.029 $\leq \lambda \leq 0.092$).

Une différence significative entre β et λ (1) contredit l'identité du revenu permanent pour les deux équations de demande ; ceci pourrait être dû à des biais d'agrégation (des agents économiques qui n'interviennent pas nécessairement dans les deux demandes, comme des liquidités rassemblées dans l'agrégat M3 des données utilisées), à une particularité de la période 1970-85 ou une erreur d'estimation (2).

- (2) Une estimation opérée sur des données semestrielles (source OCDE, 1979,86) indiquait un β comparable (0.05) mais un λ plus élevé que dans les tableaux 3 et 4 (de l'ordre de 0.30).

38

TABLEAU 3 : Modèle d'ajustement partiel du revenu et des demandes de consommation et de monnaie

(FRANCE, 1970Q3 - 85Q4)

AJUSTEMENTS NON
LINEAIRES INDEPENDANTS

Type d'éc Fonction es estimée et		EQ 1	EQ 1	RTIEL DU RE	EQ 11	TVE	EQ 15	EQ 15 ^{ET}	RTIELS DU RE DE LA DEMAN	EVENU PERMANI IDE	TNE
coefficients statistiques		(1)	(1) k ₁ = 1	(2)	(2) k ₁ = 1		(1) (a)	(1) k ₁ = 1			
CONSOMMETION	e _T =k ₁	0.938 (9.23)	1	0.921 (11.99)	1		O.899 (8.44)	1			
	e _c =k ₂	0.105 (0.88)	0.116 (0.97)	0.166 (1.65)	0.203 (2.07)		0.069 (0.73)	0.089			
	B	0.107 (2. 4 0)	O.124 (3.21)	0.091 (3.15)	0.106 (4.01)		0.093 (2.60)	0.116			
	$\mu_{\rm c}$	- 0.9976	- 0.9976	- 0.9968	- 0.9967		1.235 (9.44) 0.9977	1.193 0.9977			
	SCR H	0.0024481	0.0024698	0.0032540	0.0033405		0.0023196	0.0023796			
	n n	62	62	62	62	62	62	62			
MONNAIE		EQ2 (1)	EQ21 (2)	K021(2) L ₄ =0	EQ3 (1)	EQ 31 (2)	EQ35 (1)	BQ351(1) L ₂ : l ₄		BQ355(1) L , ≠0	
- Meeds	e _T =11	0.161 (0.16)	0.431 (0.78)	0	0.145 (0.12)	0	0.876 (1.89)	0.910		0	
	e _c =1 ₂	0.593 (3.61)	0.608 (3.13)	0.567 (2.97)	0.581 (3.61)	0.516 (2.84)	0.910 (3.13)	(3.19)		0.974 (2.92)	
	¹ ₃	[0]	[0]	[0]	- 0.044 (2.23)	- 0.050 (2.76)	- 0.063 (2.24)	- 0.063 (2.27)		- 0.088 (2.56)	
	λ	0.042 (1.15)	0.053 (1.72)	0.040 (4.25)	0.047 (1.01)	0.039 (4.62)	0.077 (1.23)	0.082 (1.85)		0.029	
	tn	[1]	[1]	[1]	(i)	[1]	0.671	0.667		(1.96) 0.500	
	R ² SCR	0.990 0.0057039	0.9889 0.014641	0.9860 0.01460	0.9951 0.0051019	0.9878 0.012753	(5.65) 0.9966	(5.64) 0.9966		(4.20) 0.9958	
ı	н	2.77		1.52100	0.0031019	0.012/53	0.0045142	C.0045147		0.043399	
Ì	n .	62	62	60	60	60	62	(6.85) 62		60	

⁽¹⁾ autocorrélation du ler ordre non corrigée; (2) autocorrélation corrigée asymptotiquement (3) autocorrélation corrigée par calcul statistique

Les corrections des variations saisonnières ont été opérées pour la monnaie par trois variables muettes

⁽a) la correction de l'autocorrélation du ler ordre se révèle non significative

TABLEAU 4 : Modèle d'ajustement partiel du revenu et des demandes de consommation et de monnaie

(FRANCE, 1970Q4 - 85Q4)

RECRESSIONS APPAREMMENT INDEPENDANTES (ZELLNER)

Type d'équation estimé	A	JUST EMENT PA	ARTIEL DU RE	venu perman	ENT		PERMANE	'IS PARTIELS NT ET DE LA	
Fonction estimée et coefficients statistiques	(1) EQ1 / EQ2	(2) EQ11/EQ21	(2) EQ11/EQ21 (1 = 0)	(1) EQ1/EQ31	(2) EQ11/EQ31	(2) EQ11/EQ31 (1 ₂ = 0)	(1) EQ15/EQ35 \$=0.0763182 \a=0.0370965	$\begin{array}{c} (1) \downarrow \\ \text{EO15/EQ35} \\ L_{2} = 0 \end{array}$	EQ1/EQ35 1=0;μ= 1
consommation k ₁ k ₂	0.916 (7.73) 0.118 (1.04) 0.095 (2.22)	O.888 (9.23) O.188 (1.99) O.075 (2.83)	0.876 (8.18) 0.180 (1.91) 0.075 (2.78)	0.918 (7.90) 0.117 (1.03) 0.096 (2.23)	0.890 (9.39) 0.186 (1.97) 0.076 (2.85)	0.880 (8.35) 0.181 (1.92) 0.076 (2.78)	0.871 (9.84) 0.088 (1.05) 0.0763182 1.204 (9.93)	0.911 (8.24) 0.073 (0.80) 0.091 (2.61) 1.198 (9.71)	0.958 (9.52) 0.103 (0.92) 0.105 (2.48)
SCR x 10 ² H	0.24515 62	0.3270 62	0.31387	0.2451	0.3262	0.31375	0.2149	0.2139	0.22376
MONNAIE $oldsymbol{\ell}_1$ $oldsymbol{\ell}_2$ $oldsymbol{\ell}_3$ λ $oldsymbol{\ell}_A$ $oldsymbol{\ell}_2$	0.065 (0.06) 0.598 (3.88) 0 0.039 (1.14)	0.340 (0.56) 0.614 (3.38) 0 0.048 (1.70)	0 0.578 (3.21) 0 0.039 (4.43)	-0.128 (0.07) 0.596 (4.08) - 0.040 (2.22) 0.032 (0.85)	0.093 (0.08) 0.564 (3.34) - 0.044 (2.41) 0.037 (1.15)	0 0.533 (3.14) - 0.046 (2.77) 0.038 (4.81)	0.204 (0.45) 0.827 (3.60) - 0.057 (2.46) 0.0370965 0.731 (7.15)	0 0.810 (3.64) - 0.057 (2.45) 0.034 (2.76) 0.734 (7.26)	0 0.729 (7.23) - 0.058 (2.47) 0.033 (2.74) 0.729 (7.23)
SCRx10 ² H n	0.57112 62	1.4680 62	1.4624	0.5189	1.3006	1,2783	G.4503	0.45139	0.45127

autocorrélation du ler ordre non corrigée
 autocorrélation du ler ordre corrigée



L'élasticité-revenu permanente de la consommation est unitaire, comme dans les estimations simples du modèle tendanciel présentées dans le tableau l, l'élasticité conjoncturelle (0.25) est légèrement plus faible que celles obtenues dans ce même premier modèle, mais la hiérarchie entre les deux élasticités demeure.

Par contre, l'élasticité-revenu permanente de la demande de monnaie semble très faible, et non significativement différente de O. L'élasticité conjoncturelle est au contraire significative, de l'ordre de O.5, et assez stable d'une estimation à l'autre.

Notons enfin que l'élasticité de la demande de monnaie au taux d'intérêt (de long terme) est également significativement non nulle.

Les estimations du modèle complet avec ajustement partiel de la consommation et de la demande de monnaie indiquent des procédures d'adaptation rapide pour la seconde ($\mu_m \approx 0.7$) ou même instantané pour la première (μ_c non significativement différent de 1) (1). Les ajustements de la consommation et de la monnaie au niveau désiré semblent donc s'opérer beaucoup plus rapidement que l'adaptation du revenu permanent aux changements de rythme du revenu courant (indiquée par les coefficients β et λ).

On peut enfin tester l'hypothèse d'ajustement partiel des demandes aux niveaux désirés indépendamment d'un processus d'ajustement partiel du revenu permanent : l'indicateur de revenu permanent étant calculé tendanciellement (YT) ou par moyenne mobile sur les revenus passés (YT3), on obtient (Tableau 5) des élasticités-revenu permanent de la consommation unitaire et des élasticités conjoncturelles significatives (de l'ordre de 0.2 à 0.4), tout à fait comparables à celles du modèle précédent (2).

⁽¹⁾ $\mu_{\rm C}$ et $\mu_{\rm m}$ sont significativement différents l'un de l'autre (t=18.3 dans l'estimation EQ15/EQ35 avec l_2 =0); $\mu_{\rm m}$ est significativement non unitaire (t=26.3). Notons que Kohli obtient des $\mu_{\rm C}$ et $\mu_{\rm m}$ unitaires.

⁽²⁾ Le calcul du revenu permanent par moyenne mobile ne permet pas, semble-t-il, de dégager clairement la tendance anticipée de la conjoncture non anticipée.

TABLEAU 5 : Modèle d'ajustement de la demande avec revenus permanent et transitoire exogènes

Période	19	65Q1 - 85Q4		1	971Q1 - 85 Q4	
				Régression	apparemment	indépendante
	1000	e _T = e _C			1	e _T = e _c
Œff.	YT3	YT3	YT	YT'	YT3	YT3
CONSOMMETTIC	N					
$k_1 = e_T$	0.975)	1.030	1.297	0.963)
	(27.82)	0.990	(130.80)	(36.08)	(11.04)	0.969
$k_2 = e_C$	2.427	(38.36)	0.725	0.687	1.268	(11.72)
	(2.47))	(23.50)	(13.16)	(1.46))
μ _c	0.160	0.201	0.520	0.382	0.121	0.128
2	(3.44)	(4.78)	(7.09)	(5.12)	(2.93)	(3.29)
R ²	0.9984	0.9983	0.9989	0.9989	0.9974	0.9974
SCR	0.005797	0.006083	0.004805	0.001815	0.002259	0.006143
Н	1.58	0.93	0.26	0.63	1.20	1.05
n	84	84	88	60	60	60
						E.
MONNAIE		<u> </u>				
$l_2 = e_T$				1.054 (9.23)	1.409 (9.08)	1.373
$l_3 = e_c$				1.958	5.750	(9.95)
				(11.72)	(2.79))
ℓ_4				- 0.277	- 0.462	- 0.403
				(4.90)	(3.28)	(3.62)
t'n				0.174	0.095	0.115
R ²				(5.33)	(3.28)	(3.77)
				0.9968	0.9967	0.9961
SCR				0.003379	0.003439	0.008234
Н				0.39	0.04	0.02
n				60	60	60

<u>Méthodes d'ajustement statistique</u> : ajustement des variations saisonnières par des variables muettes

ANL : Ajustement non linéaire

RAI : Régression apparemment indépendantes (méthode de Zellner) Revenu permanent : YT, YT' : revenu tendanciel sur la période YT3 : moyenne mobile des revenus passés Par contre, les élasticités-revenu de la demande de monnaie sont beaucoup plus élevées, cette fonction présentant la même instabilité conjoncturelle ($e_T \simeq 1 \ll e_C \simeq 2$) que celle qu'indique le modèle précédent ($e_T = 0 \ll e_C \simeq 0.5$).

Les deux modèles diffèrent enfin par les coefficients d'ajustement p c et p , d'un niveau comparable (pc 20.15 pour YT3) et 20.40 pour YT; p 20.10 à 0.17) et tous deux significativement différents de l et proche de 0 : ceci indique une adaptation assez lente aux niveaux désirés qui contredit donc, au moins pour la consommation, le résultat obtenu pour le modèle précédent. Il conviendra donc de reprendre cette étude avec une procédure de définition exogène de la tendance et du conjoncturel non anticipé mieux fondée statistiquement.

Par ailleurs, il importe de reprendre ces estimations en désagrégeant la consommation entre ses composantes durables et non durables, et la monnaie entre l'agrégat strict Ml et les liquidités, afin de repérer d'éventuelles évolutions récentes de la substitution entre ces agrégats (1).

⁽¹⁾ La coupure de la période en 1970 et 1978 devra également être testée.

SECTION 3

Analyse des anticipations sur données de panel

Un rapport du CREDOC (F. Gardes - J.L. Madre, Juin 1989) a été récemment consacré à l'analyse des données individuelles de l'enquête de conjoncture de l'INSEE auprès des ménages: à partir d'un fichier constitué par J.L. Madre comprenant les enquêtes de mai et d'octobre de 1974 à 1987, il a été possible d'étudier la cohérence des anticipation déclarées par les ménages, l'effet d'un revenu conjoncturel sur les achats d'automobiles et la valeur prédictive des intentions d'achats sur les achats effectifs des ménages. On résumera dans cette section les principaux enseignements de cette recherche.

Ce type de données d'anticipations de prix, revenu et achats déclarés par les ménages, a généralement été étudié à un niveau agrégé ; l'impression générale qui se dégage de ces travaux antérieurs (1) est que les anticipations semblent avoir un pouvoir prédictif limité (bien qu'elles interviennent avec des coefficients positifs dans les ajustements macroéconomiques de fonctions de consommations partielles). Les indicateurs d'anticipation sont calculés dans ces études par sommation des réponses qualitatives fournies par les ménages, après que les différentes modalités des réponses aient été quantifiées selon une échelle généralement discrète.

Ces poids relatifs attribués à priori aux différentes modalités n'ont aucune justification technique ou psychologique. On a donc cherché dans ce rapport à pondérer les modalités de réponse par la valeur moyenne qu'on peut déterminer au niveau agrégé au vu du degré de réalisation des anticipations : ainsi une intention d'achat "oui certainement" d'un véhicule pour les douze prochains mois peut-elle être affectée de son

Voir les articles de L'HARDY (1976), CHARPIN (1988), STERDYNIAK (1988);
 WEISERBS (1986), BORIE (1986), VANDEN ABEELE (1982).

taux de réalisation : rapport des achats effectifs des ménages qui ont fourni une telle réponse positive au nombre de ces ménages, qu'on ne peut calculer qu'à partir des données individuelles de deux enquêtes distantes de un an dont les ménages ont été appariés (la moitié des ménages d'une enquête d'octobre est réintérrogée l'année suivante). (1)

Avec un nombre d'Intentions d'achat d'automobiles positives notées A (intentions fermes) et B (intentions douteuses), négatives ("peut-être que non" : C, "certainement non " : D) auxquels s'ajoutent les réponses de commandes fortes faites au moment de l'enquête (E) et les refus de réponse (non réponses ou "non concernés" : F), on obtient l'indicateur suivant :

I4 = (0.66A + 0.39B + 0.30C + 0.12D + E + 0.25F)/Navec N = A + B + C + D + E + F = nombre total de réponses

avec une pondération de ces modalités d'intentions d'achat par leur taux de réalisation moyen dans les enquêtes d'octobre 1986 et 87. Cet indicateur synthétique doit être théoriquement meilleur que ceux qui sont habituellement utilisés (proportion des deux modalités positives ou différence entre les proportions des réponses positives et négatives - l'indicateur de THEIL). On constate effectivement que cet indicateur pondéré représente bien les cycles assez réguliers du marché automobile, tout en étant assez corrélés à la variation du revenu des ménages.

La valeur explicative de cet indicateur d'intentions d'achat est par ailleurs corroborée, au niveau macroéconomique, par un test d'ajustement qui utilise les intentions d'achat comme variable explicative supplémentaire dans des fonctions de demandes spécifiées à partir d'un modèle de revenu permanent où d'un modèle autorégressif : on observe une nette significativité statistique de l'indicateur synthétique (t de student

⁽¹⁾ Ce calcul nous a été suggéré par M. BACHELET (PSA)

de 2.1 à 5.0) qui améliore sensiblement les ajustements.

Un second test prédictif compare les prévisions d'immatriculations totales effectuées avec ces modèles sans l'indicateur d'IA à celles qu'indiquent les mêmes modèles avec les IA: pour la période choisie (en raison de la date de mise en oeuvre du contrôle technique), les IA améliorent sensiblement la prévision, surtout pour le modèle de revenu permanent, sans supprimer complètement d'importantes erreurs de prévision: le test devrait donc être recommencé pour d'autres périodes et d'autres modèles de demande, ainsi qu'en désagrégeant les immatriculations, pour être considéré comme parfaitement probant, mais il indique néanmoins un pouvoir prédictif non négligeable des IA exprimées dans les enquêtes.

L'analyse des données microéconomiques permet de repérer certaines régularités des anticipations et de leurs réalisations en fonction des caractéristiques du ménage (âge, revenu, équipeniveau d'études) et de montrer leur cohérence d'ensemble lorsqu'un critère adéquat de cohérence est adopté (voir le rapport, sections 2 et 3). Glaude (1981) avait déjà effectué ce type d'analyse des données individuelles d'enquêtes appariées et montré que le taux de réalisation des intentions d'achat d'automobiles semblait augmenter en même temps que le niveau des I.A., corrélation transversale contraire à ce que suggère l'intuition économique pour une évolution temporelle, et qu'on peut supposer provenir d'un double lien positif des capacités d'anticipation de l'individu à ses caractéristiques socioéconomiques (âge, revenu, niveau d'études), et de ces caractéristiques à la qualité de ses anticipations.

Les données individuelles ont permis également de déterminer, pour chaque ménage interrogé dans les deux enquêtes successives, le revenu conjoncturel dont il subit l'occurence sans l'avoir prévu en la seconde année d'enquête : on peut

en effet, à partir des anticipations de situation financière émises par le ménage lors de la première enquête, déterminer un taux d'évolution normale anticipée de son revenu entre les deux enquêtes, et, le comparant à l'évolution réalisée, connaître la part non anticipée, conjoncturelle, de cette évolution : $\Delta_R \stackrel{\text{réel}}{-} \Delta_R ^a$ Ce revenu conjoncturel a été calculé par des méthodes de régression et par un logit, qui fournissent des résultats très proches indiqués dans le tableau 6.

Tableau 6

REALISATION DES INTENTIONS D'ACHAT D'AUTOMOBILES EN FONCTION DE LA COMPOSANTE CONJONCTURELLE DU REVENU

	Revenu déclaré en t par rapport aux anticipations en t-1					
	Inférieur	Equivalent	Supérieur	Ensemble		
Achets pour 100 elineges	16	20	27	20		
% d'Achets spontanés	65	59	n	62		
Intentions pour 100 mémages	12,8	14,2	12,1	13,6		
% d'Achets pour ceux qui ont déclaré comme Intentions à court terme :	 					
- Our certainement	52	69	66	65		
- Oui peut-être	32	45	55	43		
- Sens doute que Non	26	24	34	25		
- Certainement pes	10	13	21	13		

Sources : Enquêtes INSEE de Conjoncture auprès des Ménages d'Octobre 1984 à 1987.

On peut donc considérer que l'influence des revenus conjoncturels dégagée par les estimations sur données macroéconomiques au début de cette section est également prouvé par un examen au niveau le plus fin des données individuelles.

TROISIEME PARTIE

POUR DES MODELES INTEGRES DES COMPORTEMENTS DES MENAGES :

L'APPROCHE CONSOMMATION - LIQUIDITES

Si l'étude présentée par Kohli (1981) et discutée dans la deuxième partie pose clairement le problème de l'introduction d'une ou plusieurs variables anticipées communes pour les fonctions de consommation et de demande de monnaie, elle néglige toute interaction dynamique à court terme entre la consommation et le ou les actifs monétaires, financiers ou réels. A cet égard, l'article de Kohli pose une problématique moins générale que celle présentée par Zellner, Huang et Chau (1965) où la consommation dépendait du revenu permanent et de l'écart entre les encaisses désirées et actuelles.

Dans une première section, nous rappelons que la littérature théorique offre depuis longtemps un cadre cohérent pour l'analyse des interactions dynamiques entre les actifs monétaires et financiers (premier paragraphe). Plus récemment, divers auteurs ont étendu le cadre d'analyse afin de traiter conjointement les comportements de portefeuille et de consommation (deuxième paragraphe).

Dans une seconde section, nous présentons les variables et les spécifications pour modéliser la consommation et les principaux postes de liquidités des ménages.

La troisième section précise quelques points pour l'estimation et la validation des modèles. Enfin, dans une quatrième section, nous faisons état des résultats obtenus.

SECTION 1

Le modèle de Brainard-Tobin et son extension à la consommation

Les modèles dynamiques de portefeuille doivent beaucoup à l'approche présentée par Brainard et Tobin (1968), approche que l'on qualifie d'école de Yale (1) (premier paragraphe).

Les extensions de cette formalisation pour aboutir à un modèle intégré des ménages sont exposées notamment par Purvis (1978), Backus et Purvis (1980) et Owen (1986).

1.1 L'école de Yale

Les développements proposés par cette école reposent sur la critique faite à l'utilisation abusive du processus d'ajustement partiel pour modéliser l'évolution à court terme de chaque actif financier (voir par exemple la démonstration de Cuthbertson (1985), p. 84-85).

Au lieu de retenir l'équation

$$\Delta A_{\underline{i}} = a_{\underline{i}} [A^{+}_{\underline{i}} - A_{\underline{i}}(-1)] \text{ avec } 0 \ (a_{\underline{i}} \ (1))$$

$$i = 1, ..., n$$

Brainard et Tobin préconisent le processus d'ajustements croisés

On connaît la justification du mécanisme d'ajustement partiel sur la base de l'existence de coûts d'ajustements et de coûts de déséquilibres.

(1) Le livre récent de D. Owen expose cette approche et fait état des principaux développements théoriques et empiriques sur ce thème ; il est évident que nous nous en inspirons beaucoup dans ce rapport. La minimisation de la fonction de coûts étendue à plusieurs actifs

$$\frac{i=n}{\sum_{i=1}^{n}} C_{1i} (A_i - A_i^*)^2 + \frac{i=n}{\sum_{i=1}^{n}} C_{2i} (A_i - A_i^*(-1))^2$$

sous la contrainte

$$\begin{array}{ccc}
i = n & i = n \\
\Sigma & A_1 & = \sum_{i=1}^{n} A_i^*
\end{array}$$

justifie le processus d'ajustements croisés (Christophides, 1976(1)).

Le modèle généralement présenté par Brainard et Tobin est de la forme :

lère étape
$$A^*_{i} = \sum_{k=0}^{k=n} b_{ik} x_{ik} \qquad i = 1,..., n$$

avec : Xo le revenu

 χ_k (k = 1,..., m-1) les taux de rendement χ_m la richesse à la fin de la période

$$\frac{\Delta A_{i}}{\Delta A_{i}} = \sum_{s=1}^{s=n} a_{is}(A^{*}_{s} - A_{s}(-1)) + g_{i}\Delta \chi_{m} \qquad s, i = 1, ..., n$$

$$\text{avec} : X_{m} = \sum_{i=1}^{r} A_{i}$$

Smith (1975) a marqué que la presence de la variable \mathbf{x}_{m} est en fait redondante. On a alors :

$$\Delta A_{i} = \sum_{s=1}^{s} p_{is} (A_{s}^{*} - A_{s}^{*} (-1))$$

$$i = 1, ..., n$$

$$avec : p_{is} = a_{is} + g_{i}$$

(1) Il n'est pas nécessaire de rajouter des coûts croisés de la forme $^{\rm C}_{31}({\rm A}_1 - {\rm A}_1(-1)({\rm A}^*{}_2 - {\rm A}_2)$

comme le fait P. Wachtel (1972) pour obtenir le processus d'ajustements croisés. Pour une présentation et une extension de ces modèles à coûts d'ajustements voir M. Pouchain (1983).

En définitive, on a :

$$\Delta A_{i} = \sum_{k=0}^{k=n} d_{ik} \times A_{k} - \sum_{s=1}^{n} p_{is} A_{s} (-1)$$

$$i = 1,..., n$$

où les \mathbf{d}_{ik} sont les multiplicateurs à court terme.

Il existe des restrictions sur les coefficients pour respecter la contrainte

$$\sum_{i=1}^{i=n} A_i = X_m$$

En sommant pour les différents actifs, on a

$$\Delta \chi_{m} = \sum_{i=1}^{i=n} \Delta A_{i} = \sum_{i=1}^{i=n} \sum_{k=0}^{k=m} d_{ik} \chi_{k} - \sum_{i=1}^{i=n} \sum_{s=1}^{s=n} p_{is} A_{i} (-1)$$

d'où :

$$i=n$$
 Σ $d_{im} = 1$ et Σ $p_{is} = 1$ $s = 1, ..., n$
 $i=1$

1.2 Les extensions du modèle de Brainard-Tobin

Les travaux théoriques et économétriques dans le domaine de la consommation n'ont certes pas négligé les interactions possibles entre cet agrégat et les variables de richesse ou de liquidité (voir par exemple Hendry et Von Ungern-Strenberg (1981) mais il demeure que les spécifications ne découlent pas d'un "modèle complet".

Les premiers travaux théoriques et empiriques qui proposent une "intégration" sont dûs notamment à Purvis (1978), Backus et Purvis (1980).

En conservant les notations précédentes, la contrainte proposée par Purvis est dorénavant

$$i = 1$$

$$\sum_{i=1}^{\infty} A_i + C = \sum_{i=1}^{\infty} A_i(-1) + \chi_0$$

$$i = 1$$

$$avec A_i = \sum_{k=0}^{\infty} b_{ik} \chi_k$$

$$i = 1, ..., n$$

où : C est la consommation X_O le revenu

On a d'une part l'adoption du processus d'ajustements croisés pour les n actifs et d'autre part une fonction de consommation

$$C = \sum_{k=0}^{k=m-1} \sum_{k=0}^{X_{k}} \sum_{k=1}^{s=n} e_{s}^{A_{s}}(-1)$$

Les restrictions pour les n+l équations sont obtenues en réécrivant la contrainte

$$\chi_0 = c + \sum_{i=1}^{i=n} \Delta A_i$$

alors :

SECTION 2

Les variables et les spécifications de modèles intégrés

consommation - liquidités des ménages

Les études françaises ont récemment retenu l'approche de Brainard-Tobin ou des variantes de celles-ci (Boutillier-Charpin (1987), Chauveau (1986), Bordes (1988) pour une présentation).

Par rapport à nos travaux précédents (Gardes-Pouchain (Juin 1987), (Nov. 1987)) et pour ce qui concerne cette partie de la recherche, nous présentons des modèles limités quant au nombre d'actifs réels, monétaires ou financiers.

Les variables endogènes du système peuvent être la consommation de biens non durables des ménages ainsi que leur détention de liquidités, de livrets avantagés fiscalement et des autres liquidités.

La liste des variables exogènes, explicatives des niveaux désirés de la consommation et des différents actifs, recouvre le revenu disponible, la somme des flux à répartir (modèle d'allocation), le taux d'intérêt des caisses d'épargne, le rendement des plans d'épargne logement et le rendement à l'émission du marché obligataire.

Les notations et les sources statistiques se présentent comme suit :

Consommation en valeur C = sa - pcndg - gra + sa - PCS - fra séries désaisonnalisées des biens non durables et services Source OCDE - comptes trimestriels. Consommation en valeur CV = sa - pcndgv - fra + sa - pcsv - fra

Déflateur pour le revenu et les liquidités p = C/CV

Revenu disponible des ménages en volume RDV = RN3 - N7/p Source INSEE - comptes trimestriels

Flux réel de liquidités FLV = SLV - SLV(-1)

Les séries du TERF ne sont pas désaisonnalisées. On a procédé à l'ajustement sur le stock de liquidités définies comme NBlM2S + NOV2S soit SL - A la série désaisonnalisée; cette série est déflatée soit SLV = SL - A/p et le flux réel est défini par différence. Source TERF 1970-1986.

Flux réel de livrets avec avantages fiscaux FLAV = SLAV - SLAV(-1) Même procédure que pour la série précédente en retenant SLA=NLA2S

Flux réel des autres liquidités FALV = SALV - SALV(-1)
Même procédure que les précédentes avec
SAL = (NL102S - NB1M2S - NDVF2S - NLAF2S)

Taux de rendement sur le marché monétaire r=H30010b Taux des livrets A $r_1=E00020b$ Taux de rendement des plans d'épargne $r_2=E00027b$ Source Banque de France

Toutes les estimations portent sur la période 1970Q2-1986Q4. Les séries TERF se réfèrent à la méthodologie exposée dans "Les cahiers économiques et monétaires". Banque de France (Flammarion, Montfront 1988). Voir la section 1 sur l'analyse descriptive des données. Les séries de comptabilité nationale sont en base 1980 (nouvelle base).

2.1 Quelques points de repères

On rappelle que l'adoption des processus d'ajustements croisés sur n endogènes avec k exogènes des niveaux désirés conduit au système suivant :

$$A^* = B X$$

$$(n,1) (n,k) (k,1)$$

$$A - A(-1) = P (BX - A(-1))$$

$$O\hat{u} P est de dimension (n,n)$$

$$A - A(-1) = CX - PA(-1)$$

$$avec C = PB de dimension (n,k)$$

Si P est une matière diagonale, on retrouve une dynamique d'ajustement partiel sur chacune des endogènes. Ce type de processus a été largement retenu dans la littérature portant sur la demande de monnaie (Fröchen, Voisin (1985)) ou sur la consommation.

Dans ce cas et pour les variables qui nous intéressent, nous avons donc :

Cette présentation appelle quelques remarques :

- on pourrait présenter la fonction de consommation en retenant comme endogène CV - CV(-1); on aurait alors une estimation directe du coefficient d'ajustements p_{11} et du "t" de Student associe au test d'hypothèse $\left\{ H_O: p_{11} = 0, H_1: p_{11} \neq 0 \right\}$

Rappelons que les coefficients c_{10} , c_{11} sont invariants à la spécification retenue et que seul le coefficient de détermination change (plus faible pour CV - CV(-1) que pour le flux direct).

- dans le cadre du modèle d'allocation, la variable qui intervient à droite que l'on note TOTAL n'est autre que CV + FLV + FLAV + FALV.
- quant au taux d'intérêt r choisi comme rendement on s'attend à trouver à c $_{22}$ <0 ; par contre r $_1$ et r $_2$ devraient être positifs.
- pour la forme fonctionnelle, on a généralement retenu une spécification log-linéaire pour toutes les variables; les coefficients s'interprètent directement comme des élasticités En termes de notation, nous faisons précéder chaque variable par N soit, par exemple :

$$NFLAV = c_{30} + c_{31}NRDV + c_{33}NR1 - p_{33}NSAV(-1)$$

$$avec NFLAV = NSLAV - NSLAV(-1)$$

2.2 Les systèmes dynamiques à estimer

Comme alternative au processus d'ajustement partiel, nous proposons des blocs où les ajustements sont croisés.

On envisage d'une part un système à trois équations où l'interaction avec la consommation est négligée et d'autre part le système à quatre équations retraçant les ajustements dynamiques avec la consommation de biens non durables.

Pour chacun des deux blocs on retiendra comme variable d'échelle soit le revenu (RDV ou NRDV) soit le flux à répartir (TOTAL ou NTOTAL).

Dans le cas où l'on définit un modèle d'allocation, on a donc pour une forme fonctionnelle logarithmique :

$$\begin{aligned} \text{NCV} &= c_{10} + c_{11} \text{NTOTAL} + c_{12} \text{NR} + c_{13} \text{NR1} + c_{14} \text{NR2} \\ \\ &+ (1 - p_{11}) \text{NCV-1} - p_{12} \text{NSLV}(-1) - p_{13} \text{ NSLAV}(-1) - p_{14} \text{NSLAV}(-1) \end{aligned}$$

$$NFLV = c_{20} + c_{21}NTOTAL + c_{22}NR + c_{23}NR1 + c_{24}NR2$$
$$- p_{21}NCV(-1) - p_{22}NSLV(-1) - p_{23}NSLAV(-1) - p_{24}NSLAV(-1)$$

•••••••••••••

$$\begin{aligned} \text{NFLAV} &= c_{40} + c_{41} \text{NTOTAL} + c_{42} \text{NR} + c_{43} \text{NR1} + c_{44} \text{NR2} \\ &- p_{41} \text{NCV}(-1) - p_{42} \text{NSLV}(-1) - p_{43} \text{NSLAV}(-1) - p_{44} \text{NSLAV}(-1) \end{aligned}$$
 avec : $c_{11} + c_{21} + c_{31} + c_{41} = 1$

La somme inter-équations des autres coefficients est nulle par "construction".

SECTION 3

Estimations, analyses dynamiques

et tests de stabilité des modèles

3.1 L'estimation du modèle d'allocation

Comme le rappelle Owen (1986), l'estimation du modèle d'allocation défini précédemment est possible en appliquant la méthode des moindres carrés équation par équation. Les restrictions sont automatiquement satisfaites dès que l'on retient le même ensemble de variables à droite de chacune d'elles.

Ajoutons qu'il n'est pas possible de procéder à la correction "classique" pour autocorrélation des erreurs à moins d'imposer le même coefficient d'autocorrélation pour chaque équation.

3.2 Les multiplicateurs

Si on écrit le modèle d'ajustement sous la forme : A = CX + (I-P) A(-1)

on en déduit $B = [I - (I-P)]^{-1}C$ si le modèle est stable.

On peut s'assurer de la stabilité du modèle en calculant et en affichant les multiplicateurs simples et cumulés associés au système. On a d'une part

t = 1:C , t = 2:(I-P)C, t = 3:(I-P) 2 C, t...., t = T:(I-P) $^{T-1}$ C pour les multiplicateurs simples et d'autre part

t = 1:C, t = 2:C+(I-P)C, ... t = T:C+(I-P)C + (I-P)
2
C + ... + (I-P) $^{T-1}$ C

Nous considérons, à la différence de Owen (1986), que l'estimation d'un modèle d'ajustements ne suffit pas. Même si on s'intéresse à la dynamique de court terme, le modèle doit être validé à long terme. Les calculs de multiplicateurs et d'élasticités de long terme peuvent remettre en cause les spécifications (mêmes bonnes) de court terme.

3.3 Tests de stabilité des coefficients

Comme dans l'étude de Fröchen et Voisin (1985), nous avons appliqué la méthode des résidus récursifs et représenté graphiquement d'une part le test fondé sur la somme cumulée (CUSUM) et d'autre part le test tiré des sommes cumulées des carrés des résidus (CUSUMSQ).

On trouve dans Fröchen et Voisin un rappel des principes, l'idée fondamentale est qu'il existe une instabilité des paramètres dès lors que les graphiques du CUSUM ou du CUSURSQ coupent des droites de références associées aux tests (Johnston (1988))

Nous avons été amenés à programmer tous ces tests sur le langage GAUSS-version 2 (Aptech). Le seuil de signification retenu est \varkappa = 0,05 aussi bien pour les séquences avant qu'arrière.

SECTION 4

Les résultats

4.1. L'hypothèse d'ajustements partiels

Pour une formulation log-log. pour chacune des variables, nous avons le tableau 7 suivant :

TABLEAU 7

NCV	=0.0149083* Cs	+0.031329*NRDV .996	+0.964577*NCV(-1) 38.769
	see. 0.6731925E-02	r2 0.9977059	dw 2.624444
NFLV	=0.9126829* Cs 3.493	te +0.219522*NRDV 4.094	-0.0602*NR 3.706
	-0.3432*NSL 4.657	V(-1)	
	see. 0.2132093E-01	r2 0.3012432	dw 2.166308
NFLAV	=0.0768304* Cs .274	te +0.021932*NRDV .28	+0.013060*NR1 1.291
	-0.0368*NSL 1.113	AV(-1)	
	see. 0.1277861E-01	r2 0.1541543	dw 1.429941
NFALV	=0.6111664* Cs 5.501	-0.0484*NRDV 1.514	-0.0413*NR2 2.848
	-0.0348*NSA 1.97	LV(-1)	
	see. 0.1394275E-01	r2 0.5172941	dw 1.446755

La variable d'échelle commune aux quatre équations (NRDV) n'est significative à court terme que pour la demande de liquidités (NFLV). A long terme, l'élasticité liant la consommation au revenu disponible est de 0,884 avec un "t" de 2,75.

Pour la demande de liquidités, la variable d'échelle intervient avec un coefficient de 0,639 significative avec la statistique de 7,06. Pour les deux dernières équations (livrets avantagés fiscalement et autres liquidités), le revenu intervient avec respectivement une élasticité de 0,59 et de - 1,39 ; ces élasticités de long terme ne sont pas suffisamment significatives ("t" de 0,38 et de 0,8).

Quant aux indicateurs de rendement alternatif (NR) ou de rendement propre (NR1, NR2), ils sont significatifs pour deux des trois équations d'actifs monétaires. On note cependant un coefficient de mauvais signe pour les "autres liquidités".

L'élasticité associée à R dans l'équation de liquidités est de - 0,175 avec un "t" de 3,66. Pour les livrets avantagés, l'élasticité associée à Rl est de 0,35 mais avec un "t" trop faible (0,70). Pour les "autres liquidités", l'élasticité associée au rendement est de - 1,18 avec un "t" de 1,67.

Le coefficient d'ajustement partiel est de l'ordre de 0,035 pour la consommation, évaluation sans doute trop faible. Pour les actifs monétaires, il est de 0,34 pour les liquidités, 0,036 pour les livrets avantagés (mais non significatif) et de 0,0348 pour les autres liquidités.

Les coefficients de détermination peuvent apparaître comme vraiment très faibles pour des variables à expliquer exprimées en variation ; en retenant les stocks des actifs

comme variables endogènes nous avons des statistiques de 0,88 pour les liquidités, 0,99 pour les livrets et de 0,99 pour les autres liquidités. Toutes les interprétations précédentes demeurent inchangées. Les tests de "cusum" plus puissants que ceux des "cusumsq" font apparaître une relative stabilité des coefficients estimés (voir annexe).

4.2. La demande d'actifs liquides : modèles d'interactions dynamiques

On ne traite, dans ce paragraphe, que de modèles spécifiant la demande d'actifs ; il n'y a pas encore d'interaction avec la consommation. Deux types de spécification sont encore possibles. Le premier modèle retient comme variable d'échelle le revenu. Pour le second modèle, c'est la somme des flux à répartir qui devient la variable d'échelle (modèle d'allocation).

Pour des spécifications dynamiques de type "ajustements croisés", il convient avant toute chose d'apprécier le caractère significatif ou pas des interactions ; celles-ci sont appréhendées par les coefficients hors-diagonale et pour chaque coefficient nous avons le "t de Student".

a) le revenu comme variable d'échelle

Pour un modèle non logarithmique (tableau 8), le flux de liquidités s'ajuste à son niveau désiré avec un coefficient de 0,59 mais ce flux dépend également des ajustements aux niveaux désirés des autres actifs ; les deux coefficients croisés sont significatifs du point de vue statistique.

La dynamique retenu ne semble pas pertinente pour ce qui concerne l'explication de la détention des livrets avantagés ; seul le coefficient diagonal satisfait au critère statistique.

FLV	=2	6.18850* Cste .549	+0.77377*RDV 4.667	-2.833*R 3.32
		-5.842*R1 2.077	+2.94197*R2 1.259	-0.594*SLV(-1) 5.788
			-1)+0.07905*SALV(-1) 2.095	
	see.	9.015937	r2 0.4601196	dw 1.718845
FLAV	=	-44.998* Cste	+0.21650*RDV 2.276	-2.231*R 4.56
	+	-0.60144*R1 .373	+4.11061*R2 3.065	-0.053*SLV(-1) .911
		-0.089*SLAV((-1)+0.00270*SALV(-1) .125	
	see.	5.172315	r2 0.3965797	dw 2.159613
FALV	= 4	1.874299* Cste .144	+0.19017*RDV 1.617	-2.786*R 4.606
		-0.644*R1	+1.08847*R2 .657	-0.048*SLV(-1) .664
		-0.080*SLAV	(-1) -0.008*SALV(-1) .329	
=	see.	6.392752	r2 0.5858511	dw 1.751256

Pour la dernière équation ("autres liquidités"), l'interaction de court terme avec les livrets avantagés n'est pas totalement satisfaisante (t' trop faible).

Pour une formulation log linéaire (tableau §), les interactions dynamiques associées aux flux de liquidités apparaissent se renforcer. Les deux autres opérations ne sont pas améliorées par cette transformation fonctionnelle.

Compte tenu de ces mauvais résultats, il n'est pas opportun de discuter les coefficients des autres variables puisque ceux-ci sont des combinaisons linéaires de coefficients dont beaucoup ne sont pas significatifs (les coefficients hors diagonale). De plus, le calcul des multiplicateurs à long terme fait apparaître des élasticités peu vraissemblables (-0,04 pour l'élasticité liquidités-revenu ; 2,35 pour les livrets avantagés, - 1,44 pour les autres liquidités).

b) Le modèle d'allocation

Lorsque l'on retient cette définition de la variable d'échelle, l'équation du flux de liquidités apparaît très satisfaisante surtout pour la formulation log-log (tableaux 10-11). L'équation expliquant la détention de livrets avantagés n'est pas améliorée ; pour les autres liquidités, les coefficients croisés sont pratiquement significatifs.

Les tests de stabilité, disponibles seulement en séquence arrière (en séquence avant, il y a collinéarité entre la constante et l'un des taux d'intérêt au départ de la séquence) montrent que les spécifications sont sans doute meilleures pour les "liquidités" et les "autres liquidités".

			
NFLV	=0.1741759* Cste .281	+0.759034*NRDV 4.825	-0.0782*NR 3.603
	-0.0978*NR1 2.725	+0.080542*NR2 2.036	-0.6887*NSLV(-1) 6.366
ļ	-0.2232*NSLAV(- 3.754	1)+0.153074*NSALV(- 3.348	1)
	see. 0.1847872E-01	r2 0.5084486	dw 1.640353
NFLA	V = -0.38681* Cste 1.107	+0.181070*NRDV 2.044	-0.0627*NR 5.129
	+0.020157*NR1 .997	+0.066241*NR2 2.974	-0.0404*NSLV(-1) .663
	-0.0789*NSLAV(-: 2.358	1) -0.0015*NSALV(- .061	1)
	see. 0.1040667E-01	r2 0.4746371	dw 2.113602
NFALV	J =0.0393182* Cste .098	+0.133977*NRDV 1.319	-0.0605*NR 4.313
	-0.0176*NR1 .762	+0.030991*NR2 1.213	-0.0604*NSLV(-1) .864
	-0.0591*NSLAV(-1 1.54	1) -0.0013*NSALV(-:	1)
	see. 0.1194024E-01	r2 0.6684698	dw 1.749594

· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·		
	49.54789* Cste +0.58454*TOTAL 2.135 13.429	+1.77799*R 2.993
	-1.610*R1 -2.273*R2 1.17 1.813	-0.169*SLV(-1) 2.858
	+0.03329*SLAV(-1)+0.03708*SALV(- 2.96 1.67	1)
see.	5.237958 R2 0.8177784	dw 2.179899
FLAV =	-33.049* Cste +0.13656*TOTAL 1.506 3.318	-1.144*R 2.038
	+1.92776*R1 +2.69718*R2 1.481 2.274	+0.05320*SLV(-1) .949
	-0.013*SLAV(-1) -0.006*SALV(-1) .325	-1)
see.	4.952264 R2 0.4468314	dw 2.127447
FALV =	-16.498* Cste +0.27889*TOTAL .767 6.908	
	-0.317*R1 -0.423*R2 .248 .364	+0.11630*SLV(-1) 2.115
	-0.019*SLAV(-1) -0.030*SALV(-1.905 1.47	-1)
see.	4.857256 R2 0.7609093	dw 1.885317

NFLV	=	0.570 2.10		Cste	+0.6	0641 324	87 *NT O	TAL ·	+0.0441 3.059	755*NR	
		-0 1.5		NR1	-0 1.8		74*NR2		-0.18 3.004	885 *N SLV(-1)
		+0.0	3473 4 *1 53	NSLAV(-1	+0.0 2.3)613: 3 4 1	87*NSA	LV(-1)			
	see.	0.10	31299E	-01	r2.	. 0.	846893	3	dw	2.089291	
NFLAV	· :	= -0. 1.1		Cste	+0.	1487 741	21*NTO	TAL	-0.0 2.377	326*NR	
		+0.0		NR1	+0.6	0377 9 44	78*NR2		+0.081	249*NSLV	(-1)
		-0 1.8	.0175* 58	NSLAV(-1	.9	0.02 76	40*NSA	LV(-1)			
	see.	0.96	81284E	-02	r2.	. 0.	545324	6	dw	2.096735	
NFALV	7	= -0. 1.1		Cste	+0.	2447 41	91*NTC	TAL	-0.0 .918	121*NR	
			.0087 * 5	NR1	.0	0.00 16	02*NR2		+0.107	324*NSLV	(-1
		-0 1.8	0.0171* 196	NSLAV(-1) -	0.03 5 8	73*NSA	LV(-1)			
	see.	0.93	801290E	:-02	r2.	. 0.	798820)6	dw	1.867440	

4.3. <u>Les dynamiques consommation-liquidités</u> : des estimations exploratoires

On retient maintenant le modèle à quatre équations : l'équation de consommation et les trois équations de liquidités.

Là encore, on peut choisir entre les optiques "revenu" ou "allocation".

a) Le revenu comme variable d'échelle :

Pour les deux formes fonctionnelles, le coefficient d'ajustement partiel associé à la variable consommation est de l'ordre de 0,250. On note dans les deux cas des interactions significatives entre consommation et "autres liquidités" (tableaux 12-13).

On note que l'interaction dynamique entre "flux de liquidités" et consommation n'est que très peu établie d'un point de vue statistique. Les autres interactions dynamiques disparaissent par rapport au modèle précédent (modèle avec les trois liquidités).

L'équation des "livrets avantagés" n'est toujours pas satisfaisante d'un point de vue dynamique (aucune interaction satisfaisante).

Pour les "autres liquidités", on observe une interaction à court terme avec la consommation.

Sur la base de ces résultats et pour respecter l'approche estimations-validation, on a calculé les élasticités de long terme et les multiplications dynamiques.

Les élasticités "revenu" sont de 1,91 pour la consommation, 0,06 pour les liquidités, 2,31 pour les livrets et de -1,33 pour les autres liquidités.

TABLEAU 12

CV	=	-5.3861* Cs	te +0.17969*RDV 4.4	-0.022*R .136
		.799	+0.09760*R2 .221	12.693
		-0.007*SLV .397	(-1) +0.03199*SLAV(1.739	-1) -0.031*SALV(-1) 2.843
	see.	1.666869	r2 0.9984227	dw 2.370443
FLV	=;	23.21616* Cs .494	te +1.01777*RDV 4.682	-2.528*R 2.944
		-5.139*R1 1.835	+2.11096*R2 .898	-0.541*CV(-1) 1.699
		-0.536*SLV 5.036	(-1) -0.108*SLAV(-1.108	-1)+0.00107*SALV(-1) .018
	see.	8.875211	r2 0.4857086	
FLAV	=	-45.653* Cs 1.658	te +0.27026*RDV 2.121	-2.164*R 4.303
	4	+0.75639*R1 .461	+3.92752*R2 2.85	-0.119*CV(-1) .639
		-0.040*SLV .656	(-1) -0.061*SLAV(- 1.074	-1) -0.014*SALV(-1) .418
	see.	5.198449	r2 0.4007977	dw 2.214599
FALV	= 2	2.104122* Cs .064	+0.41758*RDV 2.758	-2.502*R 4.187
	+	+0.01122*R1 .006	+0.31398*R2 .192	-0.504*CV(-1) 2.274
	+	-0.00531*SLV .072	(-1) +0.03689*SLAV(- .541	-1) -0.081*SALV(-1) 1.983
=	see.	6.177996	r2 0.6197650	dw 1.520142

TABLEAU 13

NCV	= -0.29930* Cste	+0.295194*NRDV	-0.0017*NR
	1.458	4.364	.239
	-0.0115*NR1	+0.006219*NR2	+0.765880*NCV(-1)
	.98	.47	12.952
	-0.0164*NSLV(-1) .443	+0.038527*NSLAV(-1) 1.366	-0.0489*NSALV(-1) 2.237
see.	0.5997832E-02	r2 0.9983497	dw 2.387611
NFLV	= -0.00222* Cste	+0.953927*NRDV	-0.0712*NR
	.004	4.617	3.227
	-0.0891*NR1	+0.066350*NR2	-0.2596*NCV(-1)
	2.471	1.642	1.439
	-0.6343*NSLV(-1)	-0.1328*NSLAV(-1)	+0.082405*NSALV(-1)
	5.579	1.542	1.233
see.	0.1831357E-01	r2 0.5253788	dw 1.633811
NFLAV	= -0.46655* Cste	+0.269177*NRDV	-0.0595*NR
	1.314	2.299	4.76
	+0.024063*NR1	+0.059825*NR2	-0.1173*NCV(-1)
	1.177	2.611	1.148
	-0.0158*NSLV(-1)	-0.0381*NSLAV(-1)	-0.0335*NSALV(-1)
	.245	.781	.885
see.	0.1037887E-01	r2 0.4862973	dw 2.195692
NFALV	= -0.16729* Cste	+0.362258*NRDV	-0.0522*NR
	.431	2.832	3.822
	-0.0075*NR1 .338	+0.014369*NR2 .574	-0.3041*NCV(-1) 2.721
	+0.003317*NSLV(-1)	+0.046663*NSLAV(-1)	-0.0841*NSALV(-1)
	.047	.875	2.033
see.	0.1134079E-01	r2 0.7059913	dw 1.516649

Les élasticités associées à R (rendement des obligations) sont de 0,638 pour la consommation, -0,698 pour les liquidités, -0,428 pour les livrets et de -3,19 pour les autres liquidités.

La variable Rl (rendement caisse d'épargne) intervient avec une élasticité de 0,09 dans la consommation, de -0,31 pour les liquidités, de 0,57 pour les livrets avantagés (bon signe) et de -0,10 pour les autres liquidités.

Enfin, la variable R2 serait caractérisée par les élasticités respectives suivantes : 0,24; - 0,23; 1,04; - 0,14 (mauvais signe).

Pour cette variable d'échelle, les graphiques des tests de stabilité font apparaître une certaine instabilité des coefficients surtout pour les liquidités (séquence avant et arrière) mais les statistiques demeurent dans les bornes.

b) Le modèle d'allocation

Comme pour les modèles précédents, on a retenu deux formes fonctionnelles.

Pour la forme non logarithmique (tableau 14) et pour la consommation, l'estimation met en évidence une interaction dynamique de court terme avec les livrets avantagés ; les coefficients croisés des deux autres actifs liquides sont pratiquement significatifs.

Les liquidités s'ajustent avec un terme diagonal de 0,22 et deux des trois coefficients hors diagonale sont significatifs d'un point de vue statistique. Ces interactions concernent la consommation et les "autres liquidités".

Les placements en "livrets avantagés" sont toujours aussi mal déterminés d'un point de vue dynamique : absence de toute interaction statistiquement significative et coefficient diagonal faible qui n'est pas différent de zéro.

TABLEAU 14

CV	=2.480697* Cste .324	+0.06477*TOTAL 5.137	+0.42264*R 2.302
.	+0.12422*R1 .259	-0.411*R2 .979	+0.84155*CV(-1) 18.063
	+0.03060*SLV(-1 1.502) +0.03780*SLAV(-1 2.138) -0.015*SALV(-1) 1.638
	see. 1.596112	r2 0.9985538	
FLV	=37.19325* Cste 1.458	+0.53932*TOTAL 12.844	
	-2.550*R1 1.599	-1.369*R2 .978	-0.321*CV(-1) 2.074
- -	-0.223*SLV(-1))+0.06939*SALV(-1) 2.269
!	see. 5.312708	2 0.8157177	ੀw 2.155786
FLAV	= -39.206* Cste 1.646		-1.253*R 2.197
	+1.48814*R1 .999	+3.05667*R2 2.339	-0.039*CV(-1)
	+0.03368*SLV(-1)	-0.049*SLAV(-1))+0.00590*SALV(-1) .207
	see. 4.961210 r	2 0.4542341	dw 2.115115
FALV	= -0.4677* Cste	+0.26811*TOTAL 7.024	-0.532*R .959
	+0.93832*R1 .617	-1.275*R2 1.002	-0.180*CV(-1)
	+0.159+6*SLV(-1) 2.586	+0.06522*SLAV(-1) 1.219	-0.060*SALV(-1) 2.166
	see. 4.830226 r	2 0.7675703	dw 1.816332

En retenant toujours la même forme fonctionnelle, trois des quatre coefficients dynamiques sont significatifs pour la dernière équation. Les ajustements croisés apparaissent avec la consommation et les liquidités. Le terme diagonal révèle un ajustement faible de 0,060 des "autres liquidités" à leur niveau souhaité.

En définitive, cinq à sept coefficients croisés sur douze apparaissent comme significatifs. Pour une telle dynamique, la variable TOTAL intervient et est très significative pour chacune des quatre équations et par "construction", la somme inter-équations des coefficients vaut un à court terme.

Le taux d'intérêt R est significatif dans les équations de consommation, de liquidités (mais mauvais signe à court terme) et des "livrets avantagés". Le taux de rendement Rl est bien affecté d'un coefficient positif mais peu significatif dans l'équation des "livrets". La variable R2 est significative mais d'influence incorrecte dans l'explication des "livrets).

Pour la forme fonctionnelle log-log (tableau 15), il n'y a pratiquement pas de changement dans l'explication de la consommation. Tous les coefficients dynamiques sont pratiquement significatifs dans l'équation de liquidités.

Pour ce qui concerne la détermination des "livrets avantagés", on note un renforcement de l'interaction avec la consommation sans pour autant qu'il satisfasse pleinement au critère statistique.

Trois des quatre coefficients dynamiques demeurent très significatifs pour l'explication des "autres liquidités".

TABLEAU 15

NCV	= -0.05875* Cste .392	+0.122902*NTOTAL 6.242	+0.020252*NR 2.669
	+0.001622*NR1 .159	-0.0132*NR2 1.115	+0.792212*NCV(-1) 17.263
	+0.064572*NSLV(-1) 1.805	+0.049444*NSLAV(-1) 1.963	-0.0288*NSALV(-1) 1.633
see	0.5345999E-02	r2 0.9986889	dw 2.453320
NFLV	1.454	+0.521723*NTOTAL 13.35	1.693
	-0.0464*NR1 2.297	-0.0096*NR2 .407	-0.3194*NCV(-1) 3.506
	-0.2880*NSLV(-1) 4.057	-0.0882*NSLAV(-1) 1.765	+0.122205*NSALV(-1) 3.486
		r2 0.8405933	
NFLAV	= -0.31260* Cste 1.15	+0.135842*NTOTAL 3.803	-0.0346*NR 2.515
	+0.036117*NR1 1.955	+0.039577*NR2 1.833	-0.1210*NCV(-1) 1.453
	+0.074201*NSLV(-1) 1.143	-0.0263*NSLAV(-1) .577	-0.0199*NSALV(-1) .624
see.	0.9699467E-02	r2 0.5513503	dw 2.094171
NFALV	.236	+0.219531*NTOTAL 6.461	.849
	+0.008687*NR1 .494	-0.0167*NR2 .814	-0.3517*NCV(-1) 4.441
	+0.149308*NSLV(-1) 2.419	+0.065205*NSLAV(-1) 1.5	
see.	0.9226287E-02	r2 0.8054070	dw 1.838272

Les élasticités à long terme associées au modèle log-log sont présentées dans le tableau suivant :

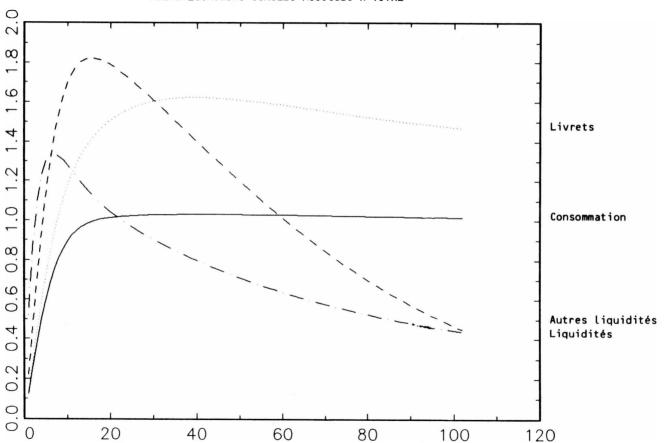
TABLEAU 16

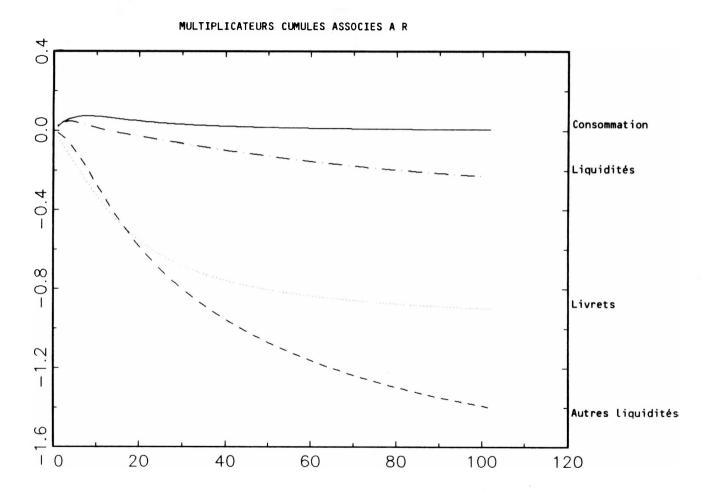
	Total	R	Rl	R2
Consommation	1,00	- 0,000	- 0,000	- 0,000
Liquidités	0,22	- 0,312	- 0,683	- 0,715
Livrets	1,327	- 0,956	0,244	0,455
Autres liquidités	-0,158	- 1,637	- 1,056	- 1,278

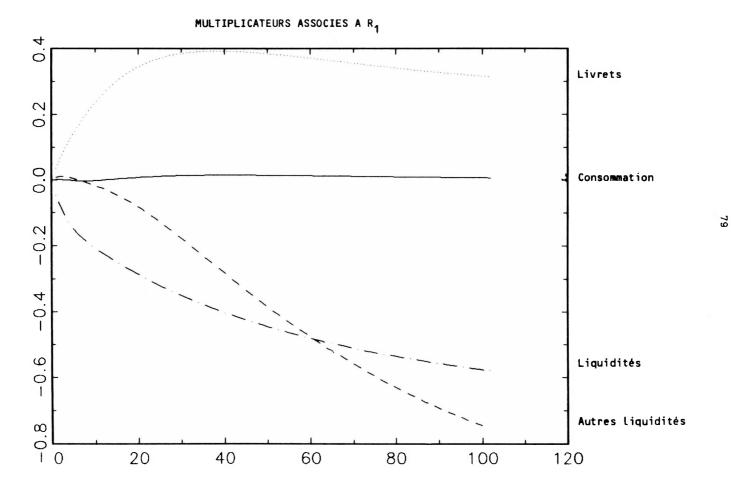
On note que le modèle est stable mais que les ajustements se font très lentement (voir les multiplicateurs cumulés ci-après). On constate que certaines élasticités changent de signe à long terme ; il en va ainsi notamment de R dans l'explication des liquidités qui avait une élasticité de court terme de 0,025 et qui se voit attribuer à LT une élasticité de - 0,31 ce qui paraît plus correct.

Pour cette spécification, on note une nette amélioration du modèle vu sous l'angle de la stabilité des coefficients et notamment pour l'équation des liquidités.

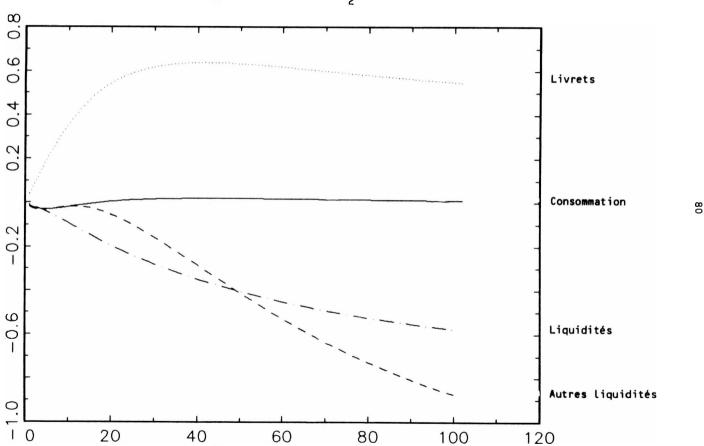








MULTIPLICATEURS ASSOCIES A R2



CHOCS PERSISTANTS, INFORMATION IMPARFAITE
ET INDEXATION DES SALAIRES OPTIMALE *

^{*} partie rédigée par Hubert KEMPF

Les phénomènes de persistance des choix subis par les économies ont donné lieu, ces dernières années, à de nombreuses études de micro comme de macroéconomie : telles les analyses du cycle réel, les nouvelles techniques d'analyse économétriques en macroéconomie. Ces nouvelles analyses permettent d'étudier les évolutions de la répartition des revenus salariaux qui influencent les choix de consommation des ménages ; par ailleurs, elles se fondent sur la distinction entre les effets permanents et transitoires des choix, que nous avons également étudiée dans la deuxième partie de ce rapport.

Il a donc semblé important d'effectuer in fine l'étude des caractéristiques d'un contrat salarial avec indexation dans une économie où se produisent simultanément des chocs monétaires et réels. Ces différents chocs sont tous formés d'un composant permanent et d'un composant transitoire. Les agents disposent d'une information imparfaite dans la mesure où l'indexation est une indexation ex ante. On montre qu'une valeur optimale du coefficient d'indexation est obtenue et l'impact des variances des différents chocs est discuté. L'indexation partielle aux chocs monétaires apparaît comme le résultat d'un problème d'inférence. Les résultats classiques sur l'indexation optimale sont obtenus comme un cas particulier. Une meilleur information à une période donnée affecte de façon permanente le schéma d'indexation et engendre une suite de coefficients d'indexation optimale variant de période en période. La durée optimale d'un contrat d'indexation résulte d'une recherche endogène d'une information additionnelle.

I - INTRODUCTION

La théorie de l'indexation a fait récemment des progrès impressionnants et la littérature consacrée à cette question s'est considérablement développée (Hénin (1987)). Il apparait de plus en plus clairement que la question de la structure informationnelle dont disposent les agents est d'une importance fondamentale dans la définition d'une clause d'indexation optimale. En particulier, à la suite de Gray (1976,1978), Karni (1983) a montré que l'indexation partielle à des chocs réels ne pouvait pas être optimale dans une économie avec information parfaite.

La relation entre indexation et information imparfaite a été étudiée dans une économie à la Phelps, consistant en un grand nombre de marchés locaux disséminés et impliquant méconnaissance des différents chocs (voir Barro (1976), Gray (1983). Pourtant, une autre source d'information imparfaite Des chocs permanents et transitoires, tant monétaires que réels, peuvent simulatément affecter l'économie, et les observant les variables endogènes, agents, peuvent être de distinguer les composants, permanents et transitoires, des chocs. Brunner et al. (1980) ont montré les effets macroéconomiques très interessantes de tels d'information. Ces défauts sont tout à fait plausibles. L'importance des chocs permanent est empiriquement démontrée (voir Nelson et Plosser (1982), Campbell et Mankiw (1987)) et s'avère d'une importance majeure pour comprendre les phénomènes Dans une perspective théorique, le papier séminal de cycliques. Kydland et Prescott sur les cycles réels (1982) repose sur une combinaison de chocs permanents et transitoires, hypothèse fréquemment reprise par la suite (sur les cycles réels, voir Hénin (1989)).

Il est donc intéressant, nous semble-t-il, de reprendre la question de l'indexation optimale dans un tel cadre, reposant simultanément sur une hypothèse de chocs à la fois permanents et transitoires, et sur une hypothèse d'information imparfaite des agents sur la nature exacte de ces chocs. La section II est

consacrée à une présentation du modèle que nous utiliserons. Dans la troisième section, nous explicitons le schéma optimal d'indexation qui découle de notre modèle. Nous retrouvons le résultat fondamental de Gray : l'indexation partielle des salaires aux chocs monétaires apparait comme la réponse optimale pour les salariés. Mais, contrairement à l'étude de Gray, ce résultat optimal est obtenu dans une situation d'information imparfaite. L'indexation partielle est en fait la solution optimale d'un problème d'extraction de signal. Il est alors logique de se demander quel impact a sur le schéma d'indexation une moindre imperfection de l'information à un moment donné : ce problème est traité dans la quatrième section. Enfin, dans la cinquième section, nous endogéneisons l'amélioration de l'information : l'information supplémentaire a un coût , ce qui permet de déterminer la durée optimale du contrat d'indexation. La conclusion constitue la sixième et dernière section.

II - L'ECONOMIE

Le modèle

Le modèle que nous allons utiliser est une variante du modèle macroéconomique stochastique conventionnel souvent utilisé dans la littérature sur l'indexation et les contrats de travail.

a) L'offre de biens

L'offre de bien y_t est engendrée par une fonction de production Cobb-Douglas, et est une fonction de la quantité de travail utilisée L_t , le stock de capital étant fixé, et d'un terme aléatoire u_t :

$$y_t = (e^{u_t} L_t)^{\frac{1}{2}}$$
 $0 < \xi < 1$ (1)

u, est formé de deux composants :

$$u_{+} = u_{+}^{p} + u_{+}^{q} \tag{2a}$$

 u_t^p est un terme permanent, engendré par une marche aléatoire: $u_t^p = u_{t-1}^p + \epsilon_{u,t} \tag{2b}$

$$\epsilon_{\rm t}$$
 est un bruit blanc i.i.d., de moyenne nulle et de variance $\sigma_{\rm u.c.}^2$, et donc, est non corrélé à aucun autre choc.

u $_{\rm t}^{\rm q}$ est un terme transitoire : c'est également un bruit blanc de moyenne nulle et de variance $\sigma_{\rm u\,q}^{\rm 2}$. Il est sans corrélation avec aucun autre choc.

La demande de travail est tirée de l'égalité entre la productivité marginale du travail et le salaire réel. En logarithmes, cela implique :

$$1_{+}^{d} = -\eta (w_{+} - p_{+}) + \eta \log \zeta + \eta \zeta u_{E}$$
 (2)

avec :

$$\eta = (1-\zeta)^{-1} \tag{3}$$

L'introduction d'un contrat d'indexation implique que le salaire réel n'équilibre pas le marché du travail. Pour des raisons de simplicité, nous supposerons dans le papier que la quantité de travail utilisée par les firmes est toujours égale à leur demande de travail¹.

b) le marché de la monnaie.

La demande de monnaie est donnée par une équation très simple :

$$m_t^d = y_t + p_t - z_t \tag{4}$$

reposant sur un effet d'encaisse réelle 2. md est le logarithme

de la demande de monnaie nominale. z_t est un choc monétaire. Il est formé d'un composant permanent, z_t^p , et d'un composant transitoire, z_t^q :

$$z_{t} = z_{t}^{p} + z_{t}^{q} \tag{5a}$$

z $_{\rm t}^{\rm q}$ est un bruit blanc, i.i.d. de moyenne nulle et de variance $\sigma_{\rm t\,q}^{\rm z}$, non coorélé avec aucun autre choc. $\rm z_{\rm t}^{\rm p}$ est engendré par une marche aléatoire :

$$\mathbf{z}_{+}^{\mathbf{p}} = \mathbf{z}_{+-}^{\mathbf{p}}, + \epsilon_{++} \tag{5b}$$

où ϵ_{zt} est un bruit blanc, i.i.d. de moyenne nulle et de varinace σ_{zz}^2 , non corrélé avec aucun autre choc.

La quantité de monnaie est constante et égale (en logarithme) à m. Le marché monétaire est équilibré.

3) Le schéma d'indexation

Le salaire nominal pour la période t est déterminé en t-1 par une formule d'indexation que nous choisissons la plus proche possible de celle retenue par Gray. Le salaire est fixé en référence avec le salaire walrasien anticipé en t-1 qui équilibrerait le marché du travail à la période t.

$$\frac{w_{t} - E_{t-1} w_{t}^{w}}{p_{t} - E_{t-1} p_{t}^{w}} = \delta e^{-\frac{1}{2}}$$
(6)

 $w \overset{*}{t}$ et p^{*}_{t} sont le salaire nominal et le niveau des prix (en logarithmes) respectivement, qui correspondent à un fonctionnement walrasien de l'économie l'ensemble des marchés étant équilibré. E $_{t-1}$ x $_{t}$ est l'opérateur d'anticipation rationnelle :

$$E_{t-1} X_t = E (X_t / I_{t-1})$$
 (7)

où I_{t-1} est l'information disponible à la période t-1.

Le cadre institutionnel implicite peut être considéré de la façon suivante. Les salariés (représentés éventuellement par leurs syndicats) négocient en t-1 avec leurs employeurs (une firme représentative) la règle qui sera utilisée à la période suivante t pour fixer leurs salaires. La règle retenue est une formule d'indexation. Cette formule est calculée par les négociateurs par avance, mais non le salaire qui prévaudra en t. Celui-ci sera fonction du niveau des prix effectif dont la connaissance (ou plus exactement la "surprise" qu'il implique $(p_t - E_{t-1}p_t^*)$ corrigera le salaire anticipé en t-1 $(E_{t-1}w_t^*)$.

A la période t-1, l'information dont disposent les agents est imparfaite. Ils connaissent toutes les valeurs présentes et passées des variables endogènes y, p, m,.. mais uniquement les valeurs et passées des chocs exogènes u et z. Ils ne peuvent décomposer ces chocs globaux et ne connaissent donc pas avec précision leurs composants permanents et transitoires. Or, $\mathbf{w}_t^{\mathbf{v}}$ et $\mathbf{p}_t^{\mathbf{v}}$ dépendent de \mathbf{u}_t et \mathbf{z}_t dont les anticipations en t-1 est par hypothèse fonctions de $\mathbf{u}_{t-1}^{\mathbf{p}}$ et $\mathbf{z}_{t-1}^{\mathbf{p}}$. Les agents sont donc confrontés à un problème d'inférence.

d) L'économie à l'équilibre

Pour former une anticipation des valeurs walrasiennes potentielles, w_t^{ν} et p_t^{ν} , il est nécessaire de résoudre le modèle en supposant qu'il y a équilibre sur le marché du tavail et sur le marché du bien. L'équivalent "walrasien" du modèle formé par les équations (1 - (5) est donné par les équations suivantes :

$$\mathbf{y}_{t}^{\mathbf{w}} = \zeta \ \mathbf{1}_{t}^{\mathbf{w}} + \zeta \ \mathbf{u}_{t} \tag{8}$$

$$1_{t}^{wd} = - \eta \left(w_{t}^{w} - p_{t}^{w} \right) + \eta \zeta u_{t} + \eta \log \zeta$$
 (9)

$$m = y_t^w + p_t^w - z_t$$
 (10)

$$1_{t}^{\mathsf{w}d} = 1_{t}^{\mathsf{s}} = \eta \log \zeta = \eta 1_{t}^{\mathsf{w}} \tag{11}$$

A la suite de Brunner et al., nous supposons pour des raisons de simplicité que l'offre de travail est constante et égale à η log ξ^3 .

Pour résumer les explications précédentes, les équations (8) - (11) forment l'équivalent "walrasien" de l'économie. Le fonctionnement effectif de l'économie est donné par le modèle suivant :

$$y_{+} = \zeta 1_{+}^{d} + \zeta u_{+} \tag{1'}$$

$$1_{t}^{d} = -\eta \left(\mathbf{w}_{t} - \mathbf{p}_{t} \right) + \eta \log \zeta + \eta \zeta \mathbf{u}_{t}$$
 (3)

$$m = y_{t} + p_{t} - z_{t} \tag{4'}$$

$$\mathbf{w}_{t} = \mathbf{E}_{t-1} \mathbf{w}_{t}^{w} + \delta \left(\mathbf{p}_{t} - \mathbf{E}_{t-1} \mathbf{p}_{t}^{w} \right) \tag{5}$$

$$u_{t} = u_{t-1}^{p} + \epsilon_{ut} + u_{t}^{q}$$
 (2')

$$\mathbf{z}_{\mathsf{t}} = \mathbf{z}_{\mathsf{t}-1}^{\mathsf{p}} + \boldsymbol{\epsilon}_{\mathsf{z}\,\mathsf{t}} + \mathbf{z}_{\mathsf{t}}^{\mathsf{q}} \tag{3'}$$

et les valeurs des variables "walrasiennes", w $_t^w$ et p_t^w , sont données par les équations (8)-(11).

III - INDEXATION OPTIMALE

1 - La fonction de perte et l'indexation optimale

Il est supposé à la suite de Gray, que les agents négociant le contrat d'indexation cherchent à se rapprocher le plus possible de l'état walrasien de l'économie. La fonction de perte dont la minimisation doit donner le coeffficient d'indexation optimal sera donc identique à calle que retenait Gray (1978) : il s'agira de minimiser la variance conditionnelle

(en fonction de l'information disponible) de l'écart entre le niveau de produit effectif et le niveau walrasien.

Formellement, le problème s'écrit :

$$\begin{array}{lll}
\text{Min } V_{t-1} & (y_t - y_t^w) \\
\delta_t
\end{array} \tag{12}$$

 V_{t-1} (x_t) représentant la variance conditionnelle en t-1 de la variable x_t .

Pourtant, à la différence de Gray, il n'est pas supposé que les agents disposent d'une information parfaite sur l'état de l'économie au moment où sont fixés les salaires nominaux indexés. Au contraire, l'indexation apparait comme une réponse àu problème causé par une connaissance imparfaite de l'économie.

Jusqu'à présent, nous n'avons aucune raison a priori de penser que le paramètre d'indexation est constant. Cela n'est vrai que si la variance conditionnelle de la différence ($y_t - y_t^*$) est elle-même constante. Comme notre économie inclut des chocs permanents dont la variance n'est pas constante, nous ne pouvons exclure la possibilité d'une variance conditionnelle différente de période en période. Nous devons donc a priori considérer une sequence $\{\delta_t\}$ et non seulement une seule valeur δ .

Il est possible d'inclure un terme constant C dans la fonction de perte, représentant le coût de négociation du contrat d'indexation. Pour le moment, ce serait sans conséquence sur le résultat.

Il convient d'abord de calculer la différence entre le niveau de production effectif (quand le salaire nominal est indexé) et le niveau de production walrasien (voir l'annexe 1 pour une présentation succincte des calculs). Celle-ci est égale à :

$$y_{t} - y_{t}^{w} = \frac{\delta \zeta^{2}}{1 - \zeta \delta} (u_{t} - E_{t-1} u_{t}) + \frac{\zeta (1 - \delta)}{1 - \zeta \delta} (z_{t} - E_{t-1} z_{t})$$
(14)

que nous pouvons réécrire:

$$y_{t} - y_{t}^{w} = A (\delta) (u_{t} - E_{t-1} u_{t}) + B (\delta) (z_{t} - E_{t-1} z_{t})$$
 (15)

en définissant :

$$A(\delta) = \frac{\zeta^2 \delta}{1 - \zeta \delta}$$

$$B(\delta) = \frac{\zeta(1 - \delta)}{1 - \zeta \delta}$$
(16)

Notons que cette différence est une fonction des innovations réelles et monétaires en t, c'est-à-dire des bruits blancs qui affectent les chocs permanents et qui constituent les chocs purement transitoires. Il s'ensuit que l'espérance conditionnelle en t-1 de cette différence est nulle.

On peut également remarquer que la différence $(p_t - E_{t-1} p_t^*)$ est aussi une combinaison de ces innovations réelles et monétaires. Il en découle, en fonction de la formule d'indexation, que le salaire nominal effectif anticipé en t-1 est le salaire walrasien anticipé. Cela confirme l'argument avancé plus haut que l'objectif qui guide le choix du coefficient d'indexation est de se rappocher le plus possible de l'état walrasien malgré l'imparfaite connaissance des variables (aléatoires) exogènes.

Comment expliquer la supériorité de l'indexation sur une formule sans indexation, où le salaire serait fixé à son niveau walrasien anticipé? Pour le comprendre, supposons qu'il n'y ait pas indexation ($\delta=0$). Alors, on voit, d'après l'équation (14), que l'écart des niveaux du produit ($y_t-y_t^w$) ne dépend plus que des seuls chocs monétaires. Cela est logique : la rigidité des salaires rompt la dichotomie et donne un effet aux chocs monétaires. La surprise monétaire affecte donc l'écart des niveaux de produits. Plus celle-ci est grande (en variance), plus l'écart (en variance) lui-même est grand. Les agents ont donc intérêt à réduire cette surprise sur le choc monétaire. Pour cela, ils savent (en t-1) qu'ils auront à leur disposition

(en t) une source d'information : le niveau de prix p, et donc la "surprise" p _ E _ p . Celle-ci leur donne une information partielle sur la surprise monétaire qu'ils ont intérêt à exploiter. Mais la difficulté vient du fait que (p. - E. , p.) dépend également des chocs réels et plus précisément de la surprise réelle. S'indexer sur $(p_t - E_{t-1}p_t^*)$, c'est ainsi introduire dans l'écart des niveaux de produit un effet de surprise réelle. D'un côté, l'indexation diminue l'effet de la surprise monétaire; de l'autre, elle introduit un effet de la surprise réelle. L'indexation optimale permet de minimiser l'incertitude globale due à ces deux types de surprise, monétaire et réelle. Quand il n'y a pas de choc réel, les agents savent que la surprise sur les prix est d'origine purement monétaire. L'information qu'ils en tirent n'est pas perturbée et l'indexation optimale est donc parfaite ($\delta = 1$). Lorsqu'il n'y a pas de choc monétaire, il n'y a pas lieu d'indexer les salaires sur les prix puisque ceux-ci ne véhiculent aucune information intéressante : l'écart des niveaux de produit est nul quand l'indexation est nulle.Pour conclure, insistons sur la logique informationnelle qui sous-tend ce résultat.

La variance conditionnelle peut s'écrire :

$$V_{t-1} (y_t - y_t^w) = A^2 (\delta_t) V_{t-1} (u_t) + B^2 (\delta_t) V_{t-1} (z_t)$$

Pour pouvoir calculer le schéma optimal d'indexation, il nous faut d'abord obtenir les variances conditionnelles en t-1 des chocs $u_{\,t}$ et $z_{\,t}$. Il apparait que ces variances sont indépendantes de t, c'est-à-dire qu'elles sont constantes de période en période. Elles sont données par l'équation suivante (voir annexe 2-a) :

$$V_{t-1} (x_t) = \sigma_{\epsilon x}^2 \frac{1}{1 - (1 - \lambda_x)^2} + \sigma_{uq}^2 \frac{2}{2 - \lambda_x}$$

$$pour x = u, z$$
(17)

avec
$$\lambda_{x} \equiv \sqrt{a_{x} + \frac{a_{x}^{2}}{4}} - \frac{a_{x}}{2}$$
 $a_{x} \equiv \frac{\sigma_{x}^{2}}{\sigma_{x}^{2}}$ (18)

Puisque, d'après, l'équation (17), la variance conditionnelle de u et z sont constante, le paramètre d'indexation à appliquer à chaque période est lui aussi constant. La minimisation de la fonction de perte permet d'avancer les propositions suivantes:

- 1 Quand il n'y a pas de chocs monétaires, la valeur optimale de δ est 0.
- 2 Quand il n'y apas de choc réel, la valeur optimale de δ est 1.
- 3 Quand les deux types de chocs coexistent, le degré optimal d'indexation est donné par la formule suivante :

$$\delta^* = \frac{(1 - \zeta) V_{t-1} (z_t)}{\zeta^2 V_{t-1} (u_t) + (1 - \zeta) V_{t-1} (z_t)}$$
(19)

Ces résultats sont les résultats classiques sur l'indexation optimale obtenus par Gray. De fait, les résultats de Gray sont obtenus comme des cas particuliers des formules ci-dessus quand on supprime l'une ou l'autre des variétés de chocs, permanents ou transitoires . Une telle suppression élimine le problème d'information imparfaite et le modèle revient à un modèle similaire à ceux utilisés par Gray. Le point important est que l'indexation optimale est une indexation partielle aux chocs monétaires. L'indexation optimale n'isole pas le secteur réel de l'économie des perturbations monétaires, que celles-ci soient transitoires ou auc ontraire aient un effet durable sur le fonctionnnement de l'économie, quand se produisent simultanément des chocs réels et des chocs monétaires.

Pourtant, malgré cette similitude de résultats, leur fondements sont différents. En particulier, l'indexation

partielle obtenue par Gray apparaissait comme fragile, dans la mesure où celle-ci supposait une information parfaite des agents sur l'amplitude des chocs. Karni (1983) a montré que dans un tel cadre, le schéma d'indexation utilisé par Gray n'était pas optimal, puisqu'il était dominé par un contrat de salaire sans indexation. Cela est dû au fait qu'il n'y a pas d'imperfection de l'information et donc qu'il est tout à fait possible d'atteindre l'état walrasien, sans effet des chocs monétaires sur le fonctionnement réel de l'économie, même par le truchement d'un contrat de travail. En d'autres termes, il est possible, les hypothèses de Gray de faire un meilleur usage de sous l'information disponible. Cette critique ne peut être faite au présent résultat puisque l'information dont disposent les agents au moment où ils déterminent le niveau du salaire nominal est inparfaite. Au contraire, l'optimalité d'une indexation partielle découle de l'imperfection de l'information et de la volonté des agents de tirer le plus possible de l'information dont ils disposent.

2 - La variance des chocs et leur impact sur le coefficient d'indexation.

Il est maintenant possible d'étudier la sensibilité du paramètre δ^* aux différentes variances des chocs exogènes.

D'après l'équation (19), δ^* est une fonction croissante de la variance conditionnelle du choc monétaire et une fonction décroissante du choc réel.

$$\frac{\partial \delta^*}{\partial V_{t-1}(u_t)} < 0 \tag{21}$$

$$\frac{\partial \delta^*}{\partial V_{t-1}(z_t)} > 0 \tag{22}$$

L'explication de ces inégalités est simple et similaire à l'explication standard de l'indexation. Quand la variabilité attendue (conditionnelle) des chocs monétaires augmente, le

paramètre d'indexation augmente de façon à mieux isoler le secteur réel de cette source de choc. Au contraire, quand, c'est la variabilité attendue des chocs réels qui augmente, ce qui implique une plus grande variabilité du niveau de production walrasien, le coefficient d'indexation décroît de façon que le salaire réel soit le plus proche possible du niveau de salaire walrasien anticipé.

Mais ces variances conditionnelles elles-mêmes dépendent positivement des variances des chocs aléatoires, à la fois permanents et transitoires (voir annexe 2-b). Donc, le paramètre d'indexation optimal est positivement affecté par les variances des chocs monétaires, permanents et transitoires, et négativement affecté par les variances des chocs réels, permanents et transitoires.

IV - INFORMATION ADDITIONNELLE ET INDEXATION OPTIMALE

1 - Le rôle d'une information additionnelle.

L'analyse précédente reposait sur l'hypothèse que les agents disposaient d'une information constante au moment où ils devaient choisir le coefficient d'indexation. Il a été supposé que les agents choisissent le paramètre d'indexation pour la période t "ex ante", sur la base de l'information accumulée en t-1; cet ensemble d'information intègre la connaissance des chocs globaux, réels et monétaires, jusqu'en t-1, mais non leurs décompositions. Les agents doivent donc inférer les chocs permanents et transitoires des chocs globaux.

Il apparait intéressant de desserrer cette hypothése, et de se demander quel est l'impact sur la détermination du schéma d'indexation d'une amélioration à un moment donné de l'information dont disposent les agents. Cela revient à supposer que la structure d'information des agents n'est pas constante dans le temps. Il est réaliste de supposer qu'à certaines périodes de l'année, par exemple, l'information disponible pour les agents, que ce soient les firmes ou les travailleurs, varie

et de fait s'améliore. Les instituts statistiques nationaux publient à intervalles réguliers des données nouvelles ; les organismes de conjoncture, privés ou publics, nationaux ou internationaux, font connaître le diagnostic de leurs experts ; des consultants ou des commissaires aux comptes auscultent en détail la vie de l'entreprise et leurs conclusions sont rendues publiques. Ces matériaux s'ajoutent régulièrement aux sources d'information habituelles utilisées par les agents et modifient logiquement leur comportement.

Ainsi, la situation précise d'une firme à un moment donné est connue ou mieux connue à certaines dates. Ceci influe -t-il sur le schéma d'indexation? En d'autres termes, une amélioration ponctuelle dans l'information disponible modifie-t-elle le comportement en matière d'indexation?

Pour répondre à cette interrogation dans le cadre de l'économie présentée, nous ferons une hypothèse précise sur cette amélioration de l'information. Nous supposerons que, à la fin de certaines périodes, le cas échéant à intervalles réguliers, les valeurs vraies des différents chocs exogènes, permanents et transitoires, sont parfaitement observables, contrairement à ce qui se passe dans les autres périodes. Les agents n'ont donc plus à inférer de la connaissance des chocs globaux les valeurs des chocs permanents. Cela affecte-t-il les choix ultérieures des paramètres d'indexation?

Appelons la période à la fin de laquelle les agents peuvent observer tous les chocs t(0) ou plus simplement 0. Au moment de fixer le paramètre d'indexation pour la période t(0) + 1, c'est-à-dire la période 1, u_0^q , ϵ_0^u , z_0^q , ϵ_0^s sont connus, et donc également u_0^p et z_0^p puisque les chocs globaux u_t et z_t sont toujours connus.

Cette amélioration de l'information n'est valable que pour la période 0, mais ses effets vont se faire sentir sur toutes les périodes futures, puisque cette information est utile pour anticiper (dans le futur) toutes les valeurs futures des chocs permanents. En effet, u pet z incluent, par définition

d'une marche aléatoire, ϵ_0^u et ϵ_0^s : par voie de conséquence, la connaissance de ces derniers chocs sera utilisée pour anticiper les premiers.

En se rappelant les caractéristiques des chocs, il est immédiat de déduire que :

$$V_{t-1} (x_t) = V_{t-1} (x_{t-1}^p) + \sigma_{x_t}^2 + \sigma_{x_q}^2$$
 (24)
 $\forall t = 1, ... \quad x = u, z$

Par ailleurs, on peut montrer, sur la base de nos hypothèses additionnelles, que l'égalité suivante est vérifiée (voir Annexe 3-a) :

$$V_{1} (x_{1}^{p}) = \frac{\sigma_{x \in \sigma_{xq}}^{2}}{\sigma_{xq}^{2} + \sigma_{x \in \sigma}^{2}}$$
 (25a)

et

$$V_{t}(x_{t}^{p}) = \frac{\sigma_{xq}^{2} \left[V_{t-1}(x_{t-1}^{p}) + \sigma_{x_{t}}^{2}\right]}{V_{t-1}(x_{t-1}^{p}) + \sigma_{xq}^{2} + \sigma_{x_{t}}^{2}}$$
for $x = u_{t}$ z (25b)

Il est évident que la variance conditionnelle du terme permanent est engendrée par une fonction de récurrence et donc varie de période en période. Cela a une conséquence majeure sur le schéma d'indexation optimal.

Le problème formel reste le même que précédemment : il s'agit toujours de choisir sur la base de l'information disponible en t-1 le paramètre d'indexation pour la période t. Le paramètre optimal découle de la minimisation de la variance conditionnelle de l'écart entre le niveau du produit effectif et le niveau walrasien. Mais, comme les variances qui apparaissent dans la fonction à minimiser varient au cours du temps, il s'ensuit que le paramètre d'indexation varie lui aussi de

période en période. Il est donné par l'équation suivante qui est exactement l'équation (19), à ceci prés que le paramètre d'indexation est indicé par le temps, puisque les variances qui figurent dans la formule ne sont plus constantes mais données par les équations (24) -(25):

$$\delta_{t}^{*} = \frac{(1 - \xi) V_{t-1} (z_{t})}{\xi^{2} V_{t-1} (u_{t}) + (1-\xi) V_{t-1} (z_{t})}$$
(26)

La variation du paramètre d'indexation peut s'expliquer de la façon suivante. L'avantage informationnel obtenu à la période 0 joue un rôle de plus en plus faible au fur et à mesure que cette période s'éloigne dans le passé. ϵ^u_0 et ϵ^z_0 ont un poids de plus en plus faible dans u^p_t et z^p_t , et donc dans u_t et z_t , quand t augmente, puisque de plus en plus de chocs aux effets permanents sont apparus. Ainsi, plus 0 s'éloigne dans le passé, moins l'avantage informationnel obtenu a d'impact dans la formation des anticipations des chocs. La variation du paramètre d'indexation exprime cette lente disparition de l'avantage informationnel.

Quand t augmente indéfiniment l'impact de ϵ_t^u et ϵ_t^z devient tout à fait négligeable et la formule donnant la valeur optimale de δ est celle de l'équation (19). L'avantage informationnel disparait complètement et la séquence $\left\{\delta_t^*\right\}$ converge vers δ^* .

Ceci est vrai si aucun nouvel avantage informationnel n'apparait. Si, à une nouvelle date t(0) + τ , de nouvelles sources d'information sont disponibles et qu'ainsi, les valeurs exactes des chocs permanents et transitoires pour t(0) + τ sont connues, le processus recommencera : les paramètres optimaux pour t(0) + τ + i seront donnés par l'équation (26) sur la base des variances conditionnelles recalculées pour tenir compte du nouvel avantage. Si la valeur vraie des chocs est connue à intervalles régulier (par exemple tous les douze mois), alors la suite $\left\{\delta_{t}^{*}\right\}$ suivra une processus de variation récurrent.

Un cas extrême serait que les chocs transitoires aient la même variance $(\sigma_{u_q}^2 = \sigma_{\mathbf{r}_q}^2)$ et que les chocs permanents aient eux aussi la même variance $(\sigma_{u_{\bar{\tau}}}^2 = \sigma_{\mathbf{r}_{\bar{\tau}}}^2)$. Alors, $\delta_{\mathbf{t}}^*$ est constant à toute période et égal à :

$$\frac{1-\xi}{\xi^2+1-\xi} \tag{27}$$

Remarquons qu'il s'agit de la valeur donnée par (19) dans une telle situation. L'avantage informationnel n'a donc aucun impact sur le calcul du paramètre d'indexation optimal. Cela est dû au fait que, comme les chocs réels et monétaires permanents et transitoires ont les mêmes caractéristiques stochastiques, l'avantage informationnel ne permet pas de mieux discriminer entre eux.

2 - La séquence des paramètres d'indexation et l'origine des chocs

L'ensemble des coefficients d'indexation optimaux est affectée par l'importance relative des chocs, et plus précisément par leurs variances.

Les inégalités (21) et (22) sont évidemment toujours valables, en prenant la précaution d'indicer le paramètre d'indexation. Reste à voir comment les variances conditionnelles dépendent des variances des différents chocs exogènes.

On peut montrer les inégalités suivantes (voir Annexe 3-b) :

$$\frac{\partial \mathbf{V}_{\mathbf{t}} \left(\mathbf{x}_{\mathbf{t}}^{\mathbf{p}}\right)}{\partial \sigma_{\mathbf{x}}^{2}} = 0 \tag{28}$$

$$\frac{\partial V_{t} \left(x_{t}^{p} \right)}{\partial \sigma_{xq}^{2}} = 0 \tag{29}$$

Donc, d'après l'équation (24), il est clair que les variances conditionnelles des chocs globaux restent des fonctions positives des différentes variances des chocs exogènes, même en prenant en compte l'existence d'avantages informationnels. Ceci est évidemment un résultat auquel on s'attendait. Les conclusions obtenues dans la section précédente continuent donc d'être valides : les paramètres optimaux d'indexation augmentent quand les variances monétaires, permanents et transitoires, as'accroissent, diminuent au contraire quand les variances des chocs réels, permanents et transitoires s'accroissent.

V - INFORMATION ADDITIONNELLE ET DUREE OPTIMALE DU CONTRAT D'INDEXATION

Dans la section précédente, nous avons supposé que, régulièrement, de nouvelles informations étaient disponibles pour négociateurs du contrat d'indexation, ce qui les amenaient à réviser les valeurs optimales des coefficients d'indexation à appliquer dans le futur. Une nouvelle étape peut être franchie et une nouvelle question peut être posée. On peut supposer que les négociateurs ont la possibilité d'acquérir eux-mêmes une information additionnelle, et non pas seulement la voir "tomber du ciel". Lorsqu'ils décident de rechercher des informations additionnelles, ils en déduisent qu'il leur faudra recalculer de nouvelles valeurs des coefficients d'indexation : cela revient à clore le contrat d'indexation (ç'est-à-dire la séquence des paramètres d'indexation optimaux) décidé antérieurement pour en renégocier un nouveau.

Dans notre économie, l'information additionnelle est toujours de même nature que précédemment : c'est la connaissance exacte des chocs permanents et transitoires et non plus seulement des seuls chocs globaux. L'acquisition d'informations additionnelles a un coût supposé fixe : il faut rémunérer les experts, les consultants et les statisticiens capables de calculer la nature exacte des chocs.

La question devient alors la suivante : combien de temps doit d'écouler entre deux recherches d'informations additionnelles? Cet intervalle représente la durée d'un contrat d'indexation. Celle-ci est donc une variable endogène, que les agents doivent déduire de façon rationnelle : la durée du contrat doit être optimale.

Nous l'avons vu, il y a un avantage à disposer d'une information additionnelle. Elle permet de réduire les variances conditionnelles des chocs futurs et donc les écarts anticipés des niveaux de produit effectifs par rapport aux niveaux walrasiens (mesurés par les variances conditionnelles de ces différences), en prenant parti de la nature persistante des chocs.

par ailleurs, il У a un inconvénient l'information additionnelle est coûteuse. Ainsi, un dilemme apparait pour les négociateurs, qui détermine la durée optimale d'un contrat d'indexation. Un contrat plus long répartit le coût d'acquisition de l'information sur un plus grand nombre de période et donc réduit la perte par période due à ce coût. D'un autre côté, il accroît la perte moyenne par période due à un information de moins en moins fiable qui détériore la qualité des prévisions. Clairement, il existe une durée optimale du contrat d'indexation, engendrée par la nature imparfaite de l'information disponible et les caractéristiques des chocs, et obtenue en égalisant les coûts et les gains à la marge.

Formellemment, le problème devient de minimiser la fonction de perte suivante (en supposant un temps continu) :

$$\underset{\{\delta_{t}\}, T}{\text{Min}} \quad \frac{1}{T} \left[\int_{1}^{T} V_{t-1} \left(y_{t} - y_{t}^{*} \right) dt + C \right] \tag{30}$$

Cette fonction de perte est analogue à celle utilisée par Gray (1978), à la différence près que la date de formation des variances diffère.

Le raisonnement développé dans la section précédente

s'applique toujours et les formules (24) - (26) donnent les valeurs des coefficients qui s'appliqueront pendant la durée du contrat d'indexation (rappelons que le fonctionnement de l'économie à chaque période est indépendant des périodes précédentes).

La structure récurrente de la séquence des paramètres rend extrêmement complexe le calcul précis de la durée optimale du contrat. Cependant on peut démontrer les propositions suivantes :

Proposition 1 : Il existe une durée optimale finie du contrat d'indexation solution del'équation (30)

Démonstration : voir Annexe 4-a

Proposition 2 : La durée optimale du contrat est une fonction croissante du coût de recherche de l'information C et une fonction décroissante des variances des différents chocs, réels et monétaires.

Démonstration : voir Annexe 4-b

Ces résultats, bien sûr, sont similaires aux résultats de Gray. Mais leur justification est clairement différente. Ici, la durée optimale du contrat apparait comme le résultat d'une utilisation optimale de l'information, compte tenu de son coût d'acquisition. Le contrat d'indexation se termine quand il devient préférable de "rouvrir les livres de compte" de façon à avoir une vision (plus) exacte de la firme/ de l'économie, grâce à une meilleure connaissance des chocs exogènes. Une élévation de l'incertitude ambiante accroît la valeur d'une information additionnelle et incite les négociateurs à raccourcir la durée de leur contrat.

VI - CONCLUSION

La question d'une indexation optimale des salaires est étudiée dans une économie intégrant deux caractéristiques cruciales:

- 1 Il y a deux types de chocs : monétaires et réels. Les deux sont formés de deux composants : un composant permanent, suivant une marche aléatoire, et un composant transitoire, qui est un pur bruit blanc.
- 2 les agents sont incapables d'observer correctement les valeurs exactes des différents composants. En revanche, il observent les valeurs des chocs globaux à partir desquelles ils peuvent former une anticipation des chocs permanents ou transitoires.

Dans cette économie, la règle de fixation des salaires nominaux pour une période donnée doit être négociée à la période précédente. Dans ces conditions, l'indexation des salaires apparait comme préférable à une non indexation parce qu'elle permet de tirer parti de l'information véhiculée par les prix.

Dans un premier temps, la structure d'information dont disposent les agents est supposée constante de période en période. Le paramètre d'indexation optimal est alors lui-même constant et dépend des variances conditionnelles, calculées sur la base de l'information disponible en t-1, des chocs qui affectent l'économie en t, réels et monétaires. Cela signifie que les agents ont intérêt à recourir à une indexation seulement partielle aux chocs monétaires et non une indexation totale. L'indexation apparait comme une réponse à un problème d'imperfection de l'information disponible au moment où doit être fixée la règle de fixation des salaires pour une double raison. D'une part, l'indexation permet de réduire l'écart entre le niveau de production effectif et le niveau walrasien en tirant parti de l'information contenue dans la "surprise" portant sur les prix. D'autre part, les agents font un usage

optimal de leur information en calculant les variances conditionnelles des chocs. Ainsi, les résultats obtenus rejoignent-ils les résultats conventionnels sur l'indexation des salaires mais reposent sur une logique sous-jacente toutà fait différente : celle de l'information imparfaite.

Dans un second temps, la structure de l'information est sopposée varier (s'améliorer) à certaines périodes, le cas échéant selon un rythme régulier. Précisément, il est supposé qu'à certaines périodes, les agents sont en mesure de connaitre exactement la valeurs de tous les chocs. Cela a pour conséquence majeure de faire varier de période en période le paramètre d'indexation. Cela s'explique par la nature persistante de certains chocs : la connaissance à un moment donné de tous les chocs affecte alors toutes les anticipations futures des chocs futurs et les variances conditionnelles de ces chocs deviennent elles-mêmes variables. Le paramètre d'indexation qui en dépend devient donc lui aussi variable, convergeant graduellement vers une valeur constante (celle obtenue lors de la première étape du raisonnement).

Quand il est supposé que les agents peuvent connaitre les valeurs vraies des chocs pour une période donnée en acquittant un coût de recherche d'information, qu'on peut assimiler à un coût de négociation du contrat d'indexation, on en déduit qu'il existe une durée optimale du contrat d'indexation, fixant les valeurs des paramètres d'indexation à utiliser dans le futur. Cette durée est endogène au modèle, et dépend des variances des chocs et du coût fixe de négociation.

L'ensemble de ces résultats montre l'importance du lien qui lie l'indexation et l'imperfection de l'information et l'intérêt d'aborder la question de l'indexation dans une telle perspective. De fait, la structure de l'information s'avère un facteur déterminant dans la mise en place d'un schéma d'indexation et doit donc être étudiée de façon approfondie.

Notes

- (1) Cukierman (1980) desserre cette hypothèse et considère que la quantité effective de travail employée par la firme est une moyenne pondérée de la demande et de l'offre de travail. Nos résultats ne seraient pas qualitativement modifiés par un tel raffinement. Voir Spivak et al. (1987).
- (2) Dans les modèles de Gray, l'offre de travail dépend du salaire réel. Nous aurions pu reprendre cette hypothèse, au prix de calculs plus compliqués qui n'auraient pas modifié qualitativement les résultats.
- (3) Gray (1978) suppose implicitement que l'indexation des salaires futurs est décidée au début du contrat d'indexation sur la base de l'information (complète) disponible à ce moment-là.

Annexe 1 Calcul de la différence entre y_t et y_t^* .

A partir des équations (1'), (3) et (8), nous obtenons

$$y_t - y_t^v = -\zeta \eta (w_t - p_t) + \zeta \eta u_t - \zeta u_t$$
 (A.1.1)

D'après la formule d'indexation, on voit que :

$$W_{t} - p_{t} = E_{t-1} (W_{t}^{w} - p_{t}^{w}) - (1-\delta) (p_{t} - E_{t-1} p_{t}^{w})$$

Le calcul du dernier terme, à partir des équations du modèle, nous donne :

On voit que : $E_{t-1}p_t = E_{t-1}p_t^w$

et donc que : $E_{t-1} w_t = E_{t-1} w_t^w$

En reportant ces diverses égalités dans l'équation (A.1.1), on obtient :

$$= -\zeta^{2} \eta \left(u_{t} - E_{t-1} u_{t} \right) + \frac{\zeta \eta \left(1 - \delta \right)}{1 + \zeta \eta \left(1 - \delta \right)} \left(\left(z_{t} - E_{t-1} \right) - \zeta \eta \left(u_{t} - E_{t-1} \right) \right)$$
(A.1.2)

Utilisons le fait que :

$$\eta = 1 + \zeta \eta$$

et nous obtenons finalement l'équation (13).

Annexe 2

a) Calcul des variances conditionnelles des chocs

Nous calculons d'abord la différence :

$$x_t - E_{t-1} x_t$$

x étant alternativement u ou z.

Notons que : $E_{t-1} x_t = E_{t-1} x_t^p$

On sait que, étant donné les caractéristiques de \mathbf{x}_{t}^{p} , que :

$$E_{t} x_{t}^{p} = \lambda_{x} \sum_{i=0}^{\infty} (1-\lambda_{x})^{i} x_{t-i}$$
 (A.2.1)

avec :

$$\lambda_{x} \equiv \sqrt{a_{x}^{2} + \frac{a_{x}^{2}}{4} - \frac{a_{x}}{2}}$$
 (A.2.2)

$$\mathbf{a}_{\mathbf{x}} \equiv \frac{\sigma_{\mathbf{x} + \mathbf{y}}^2}{\sigma_{\mathbf{x} + \mathbf{y}}^2} \tag{A.2.3}$$

(voir Muth (1960) et Brunner et al. (1980)).

D'après les hypothèses faites sur les chocs exogènes, on a :

$$x_{t} - E_{t-1} x_{t} = x_{t} - \lambda_{x} \sum_{i=0}^{\infty} (1 - \lambda_{x})^{i} x_{t-1-i}$$

$$= \epsilon_{t}^{x} + x_{t}^{q} + (1 - \lambda_{x}) x_{t-1}^{p}$$

$$- \lambda_{x} x_{t-1}^{q} - \lambda_{x} \sum_{i=1}^{\infty} (1 - \lambda_{x})^{i} x_{t-1-i} \quad (A.2.5)$$

En procédant de façon récurrente, et en éliminant tous les termes \mathbf{x}_t^p et \mathbf{x}_t , on obtient finalement :

Cette expression est stationnaire et sa variance, après quelques manipulations, est donnée par l'équation (17) dans le texte.

b) L'impact des variances des chocs exogènes

On peut réécrire la variance conditionnelle de $\mathbf{x}_{\rm t}$ (donnée par l'équation (17) de la façon suivante :

$$V_{t-1}(x_t) = \frac{1}{\lambda_x (2 - \lambda_x)} \sigma_{tx}^2 + \frac{2}{2 - \lambda_x} \sigma_{xq}^2$$
$$= V_1 \sigma_{xt}^2 + V_2 \sigma_{xq}^2$$

Donc :

$$\frac{\partial V_{t-1}(x_t)}{\partial \sigma_{x_t}^2} = V_1 + \left[\sigma_{x_t}^2 - \frac{\partial V_1}{\partial \lambda_x} + \sigma_{x_t}^2 - \frac{\partial V_2}{\partial \lambda_x} \right] \frac{\partial \lambda_x}{\partial a} \frac{\partial a}{\partial \sigma_{x_t}^2}$$

Le terme entre crochets est nul et la dérivée est simplement égale à V $_1$ qui est positif. De la même façon, la dérivée de la variance conditionnelle du choc x par rapport à la variance du terme transitoire $(\sigma_{x\,q}^2)$ est égale à V_2 et donc, est positive.

Annexe 3

a) Calcul des variances conditionnelles des chocs aprés l'avantage informationnel.

Nous cherchons à calculer la variance conditionnelle du terme permanent :

$$V_t = (x_t^p)$$

Remarquons que :

$$x_{t}^{p} - E_{t} \quad x_{t}^{p} = x_{t}^{p} - (x_{t} - E_{t} \quad x_{t}^{q})$$

$$= - (x_{t}^{q} - E_{t} \quad x_{t}^{q})$$

Donc :

$$V_t (x_t^p) = V_t (x_t^q)$$

A la période 0, il est supposé que les agents connaissent exactement x_0 , ϵ^x_0 , x^q_0 , et donc x^p_0 (x étant alternativement u ou z).

$$x_1^p = x_0^p + \epsilon_1^x$$
 (A.3.1)

$$\epsilon_1^x + x_1^q = x_1 - x_0^p$$
 (A.3.2)

Donc :

$$E_1 x_1^q = E (x_1^q / I_1) = \gamma_{q1} (x_1 - x_0^p)$$
 (A.3.3)

avec :

$$\gamma_{q1} = \frac{\sigma_{x+}^2}{\sigma_{x+}^2 + \sigma_{xq}^2} \tag{A.3.4}$$

et:

$$V_{1} (x_{1}^{q}) = \frac{\sigma_{x \in \sigma_{xq}}^{2}}{\sigma_{x\sigma}^{2} + \sigma_{x\varepsilon}^{2}}$$
 (A.3.5)

A la période t (t = 2,...), les agents veulent former une anticipation de \mathbf{x}_t^q et calculer sa variance, en fonction de l'ensemble d'information I.

$$I_t$$
 est formé de : $(x_0^p, x_1, x_2, \dots x_t)$

Nous utiliserons la méthode de la projection récursive pour obtenir $E_t \; (x_t^q)\,.$ On sait que :

$$E (x_{t}^{q}/x_{0}^{p}, x_{1}...x_{t}) = E (x_{t}^{q}/x_{0}^{p}, ... x_{1}, x_{t-1})$$

$$+ a(x_{t} - E (x_{t}/x_{0}^{p}, ... x_{t-1})) \qquad (A.3.6)$$

où:

$$a = \frac{E \left(x_{t}^{q} - E\left(x_{t}^{q}/x_{0}^{p}, \ldots x_{t-1}\right)\right) \left(x_{t} - E\left(x_{t}/x_{0}^{p}, \ldots x_{t-1}\right)\right)}{E\left(x_{t} - E\left(x_{t}/x_{0}^{p}, \ldots x_{t-1}\right)\right)^{2}}$$
(A.3.7)

(voir SARGENT (1979), pp)

Il est immédiat que :

$$E \left(x_t^q/x_0^p \dots x_{t-1}\right) = 0$$

$$E \left(x_{t}/x_{0}^{p}, \ldots x_{t-1}\right) = E \left(x_{t-1}^{p}/x_{0}^{p}, \ldots x_{t-1}\right)$$

et on en déduit :

$$E_{t} \quad X_{t}^{q} = \frac{\sigma_{xq}^{2}}{E \left(X_{t-1}^{p}\right)^{2} + \sigma_{xq}^{2} + \sigma_{xq}^{2}} \quad \left(X_{t-1}^{p} + \epsilon_{t}^{x} + x_{t}^{q}\right) \quad (A.3.8)$$

en définissant :
$$X_{t-1}^p = x_{t-1}^p - E_{t-1} x_{t-1}^p$$

(A.3.9)

On en déduit alors la variance conditionnelle de x_{i}^{q} :

$$V_{t}(x_{t}^{q}) = \frac{\sigma_{xq}^{2} (V_{t-1}(x_{t-1}^{q}) + \sigma_{xe}^{2})}{V_{t-1}(x_{t-1}^{q}) + \sigma_{xq}^{2} + \sigma_{xe}^{2}}$$
(A.3.10)

Il est évident que cette variance varie avec t. Ceci diffère du résultat obtenu dans l'annexe précédente.

b) L'impact des variances des chocs

Après des calculs sans difficulté mais assez long, on obtient les inégalité suivantes :

$$\frac{\partial V_{1}(\mathbf{x}_{1}^{q})}{\partial \sigma_{\mathbf{x}\in}^{2}} = \left(\frac{\sigma_{\mathbf{x}q}^{2}}{\sigma_{\mathbf{x}\in}^{2} + \sigma_{\mathbf{x}q}^{2}}\right)^{2}$$

$$\frac{\partial V_{1}(x_{t}^{q})}{\partial \sigma_{xq}^{2}} = \left(\frac{\sigma_{x\epsilon}^{2}}{\sigma_{x\epsilon}^{2} + \sigma_{xq}^{2}}\right)$$

$$\frac{\partial V_{t}(x_{t}^{q})}{\partial \sigma_{x_{t}}^{2}} = D^{-2} \sigma_{xq}^{4} \left(1 + \frac{\partial V_{t-1}(x_{t-1}^{q})}{\partial \sigma_{x_{t}}^{2}}\right)$$

$$\frac{\partial V_{t}(x_{t}^{q})}{\partial \sigma_{xq}^{2}} = D^{-2}.$$

$$\left(\sigma_{x \in +2\sigma_{x \in V_{t-1}}}^{2}(x_{t-1}^{q}) + V_{t-1}^{2}(x_{t-1}^{q}) + \sigma_{xq}^{4} - \frac{\partial_{x-1}^{q}(x_{t-1}^{q})}{\partial_{xq}^{2}}\right)$$

$$D = \sigma_{x \in}^2 + \sigma_{x q}^2 + V_{t-1} (x_{t-1}^q)$$

Ces expressions sont toutes positives.

Annexe 4 - La durée optimale du contrat

a) La durée optimale du contrat

Le problème de minimisation suivant doit être résolu :

$$\min_{\mathbf{T}} \frac{1}{\mathbf{T}} \left[\int_{0}^{\mathbf{T}} \mathbf{E}_{t} (\mathbf{y}_{t}^{*} - \mathbf{y}_{t})^{2} dt + C \right]$$

Appelons F la fonction de perte. Donc, la durée T° optimale doit être telle que :

$$\frac{\partial \mathbf{F}}{\partial \mathbf{T}} = -\frac{1}{\mathbf{T}^2} \left[\int_0^{\mathbf{T}} \mathbf{E}_{t} (\mathbf{y}_{t}^{w} - \mathbf{y}_{t})^{2} dt + C \right] + \frac{1}{\mathbf{T}} \mathbf{E}_{\mathbf{T}} (\mathbf{y}_{\mathbf{T}}^{w} - \mathbf{y}_{\mathbf{T}})^{2}$$

$$= 0 \qquad (A.4.1)$$

Définissons :

$$E_{t} (y_{t}^{w} - y_{t})^{2} = \Phi (t)$$
 (A.4.2)

(A.4.1) implique que la durée optimale T^* vérifie l'équation suivante :

$$T \Phi (T) = \int_{0}^{T} \Phi (t) dt + C$$
 (A.4.3)

On peut remarquer que , si C est égal à 0, alors la valeur optimale pour T solution de (A.4.3) est nulle également. Au contraire, quand C tend vers l'infini, la valeur optimale de T tend également vers l'infini. Pour démontrer la proposition 1, il faut donc montrer que T' est une fonction monotone croissante de C.

A partir de (A.4.3), on déduit que :

$$\frac{\partial}{\partial C} \frac{T}{C} \Phi (T) + T \Phi' \frac{\partial}{\partial C} = \Phi (T) \frac{\partial}{\partial C} + 1$$

ce qui implique :

$$\frac{\partial}{\partial} \frac{\mathbf{T}}{\mathbf{C}} = \frac{1}{\mathbf{T} \Phi'} \tag{A.4.4}$$

Il faut donc montrer que φ' est positive. Rappelons que $\varphi(t)$ est définie comme la variance conditionnnelle de $(y_t - y_t^w)$. Donc, $\varphi(t)$ est une fonction des variances conditionnelles des chocs ;

$$\Phi (t) = \Phi [V_{t-1}(z_t), V_{t-1}(u_t)]$$
 (A.4.5)

Donc :

$$\frac{\partial \Phi}{\partial t} = \frac{\partial \Phi}{\partial V_{\pm}(z_{\pm})} \frac{\partial V_{\pm}(z_{\pm})}{\partial t} + \frac{\partial \Phi}{\partial V_{\pm}(u_{\pm})} \frac{\partial V_{\pm}(u_{\pm})}{\partial t}$$
(A.4.6)

De nouveau, après des calculs un peu fastidieux, on obtient les inégalités suivantes :

$$\frac{\partial \Phi}{\partial V_{t-1}(u_t)} = D^{-2} \left(V_{t-1}(u_t) . V_{t-1}(z_t) \right)^2.$$

$$\left(z^{-8} (1-z)^{-2} + z^{-2} (1-z)^{-6} + 2 z^{-6} (1-z)^4 V_{t-1}(z_t) \right)$$

$$\frac{\partial \Phi}{\partial V_{t-1}(z_t)} = D^{-2}$$

$$(2\zeta^{-6}(1-\zeta)^{-2}(V_{t-1}(u_t))^{-3}V_{t-1}(z_t)$$

$$+ \zeta^{-10}(V_{t-1}(u_t))^{-10} + (1-\zeta)^{-4}\zeta^{-6}V_{t-1}(u_t) \cdot V_{t-1}(z_t))$$

Chaque terme de (A.4.6) est positif. Donc Φ' est positive ce qui achève la démonstration.

b) L'impact des variances des termes aléatoires.

Nous avons vu que $\phi(t)$ est une fonction croissante de V_{t-1} (x_t). Donc, d'après l'annexe 3-b, $\phi(.)$ est une fonction croissante des différentes variances des chocs exogènes. Pour que l'égalité (A.4.3) soit vérifiée, il faut que T * diminue

quand l'une de ces variances augmente. T' est donc une fonction décroissante des variances des chocs exogènes, réels et monétaires, transitoires ou permanents :

$$\frac{\partial \mathbf{T}}{\partial \sigma_{*,j}^2} \qquad 0$$

$$x = u, z ; j = q, \epsilon$$

ANNEXES

ANNEXE 1

A : Séries trimestrielles de consommation (données désaisonnalisées, comptes trimestriels de l'OCDE, 1988) :

Biens durables, semi-durables, non durables, services

			consomma	tion
	1970Q1	1970Q2	1970Q3	1970Q4
<pre>sa_pcdgv_fra sa_pcsdgv_fra sa_pcndgv_fra sa_pcsv_fra</pre>	17.77 51.53 116.85 100.04	18.59 53.07 119.02 101.35	18.58 52.70 119.56 102.17	19.72 55.16 120.09 103.23
total sa_pcv_fra	286.19 286.19	292.03 292.03	293.01 293.01	298.20 298.21
		structure de	la consomma	tion
en %				
-	1970Q1	1970Q2	1970Q3	1970Q 4
<pre>%sa_pcdgv_fra %sa_pcsdgv_fra %sa_pcndgv_fra %sa_pcsv_fra</pre>	18.01	6.37 18.17 40.76 34.71	6.34 17.99 40.80 34.87	6.61 18.50 40.27 34.62
-				
			consomma	
	1971Q1	1971Q2	1971Q3	1971Q4
sa pcdgv_fra	20.43	20.39	21.50	21.86
sa_pcsdgv_fra	53.36	56.63	56.59	21.86 56.83
sa_pcndgv_fra	123.25	122.15	123.31	125.51
sa_pcsv_fra	104.04	105.20	106.80	109.19
total sa_pcv_fra	301.08 301.07	304.37 304.38	308.20 308.20	313.39 313.40
-				
		structure de	la consomma	tion
en %				
_	1971Q1	1971Q2	1971Q3	1971Q4
%sa_pcdgv_fra	6.79	6.70	6.98	6.98
%sa_pcsdgv_fra		18.61	18.36	18.13
<pre>%sa_pcndgv_fra %sa_pcsv_fra</pre>		40.13 34.56	40.01 34.65	40.05 34.84
-			consomma	tion
	1972Q1	1972Q 2	1972Q3	1972Q4
ea noder fro	23.05	22.00	22.00	25 23
sa_pcdgv_fra sa_pcsdgv_fra	58.26	22.99 56.84	23.89 60.51	25.07 58.21
sa_pcndgv_fra	125.97	127.53	129.98	130.17
sa_pcsv_fra	108.94	110.60	112.22	113.37
total	316.22	317.96	326.60	326.82
sa_pcv_fra	316.21	317.96	326.59	326.81
-				

structure de la consommation

en %		1972Q2		
<pre>%sa_pcdgv_fra %sa_pcsdgv_fra %sa_pcndgv_fra %sa_pcsv_fra</pre>	7.29 18.42 39.84 34.45	7.23 17.88 40.11 34.78	7.31 18.53 39.80 34.36	7.67 17.81 39.83 34.69
		structure de	la consommat	ion
_		1973Q2	1973Q3	1973Q4
sa_pcdgv_fra sa_pcsdgv_fra sa_pcndgv_fra sa_pcsv_fra	26.30 60.62 134.36 115.11	26.30 62.36 133.18 116.25	26.23 59.85 133.39 117.72	26.91 62.44 136.51 118.64
total sa_pcv_fra	336.39 336.40	338.09 338.09	337.19 337.20	344.50 344.49
-		structure de	la consommat	ion
en %		1973Q2		
<pre>%sa_pcdgv_fra %sa_pcsdgv_fra %sa_pcndgv_fra %sa_pcsv_fra</pre>	7.82 18.02 39.94 34.22	7.78 18.44 39.39 34.38	7.78 17.75 39.56 34.91	7.81 18.13 39.63 34.44
-		structure de		
	1974Q1	1974Q2	1974Q3	1974Q4
-				
sa_pcdgv_fra sa_pcsdgv_fra sa_pcndgv_fra sa_pcsv_fra			25.26 62.80 134.92 121.51	
sa_pcdgv_fra sa_pcsdgv_fra sa_pcndgv_fra sa_pcsv_fra total sa_pcv_fra	27.55 62.92 132.27 119.80	26.53 62.37 134.90 120.60	25.26 62.80 134.92 121.51	24.70 61.71 133.35 121.63
total	27.55 62.92 132.27 119.80	26.53 62.37 134.90 120.60	25.26 62.80 134.92 121.51 	24.70 61.71 133.35 121.63 341.39 341.37
total	27.55 62.92 132.27 119.80	26.53 62.37 134.90 120.60 	25.26 62.80 134.92 121.51 	24.70 61.71 133.35 121.63 341.39 341.37
total sa_pcv_fra -	27.55 62.92 132.27 119.80 	26.53 62.37 134.90 120.60 	25.26 62.80 134.92 121.51 	24.70 61.71 133.35 121.63 341.39 341.37
en % *sa_pcdgv_fra *sa_pcdgv_fra *sa_pcsdgv_fra *sa_pcsdgv_fra	27.55 62.92 132.27 119.80 	26.53 62.37 134.90 120.60 	25.26 62.80 134.92 121.51 	24.70 61.71 133.35 121.63
en % *sa_pcdgv_fra *sa_pcdgv_fra *sa_pcsdgv_fra *sa_pcsdgv_fra	27.55 62.92 132.27 119.80 	26.53 62.37 134.90 120.60 	25.26 62.80 134.92 121.51 	24.70 61.71 133.35 121.63

sa_pcsdgv_fra sa_pcndgv_fra sa_pcsv_fra total sa_pcv_fra	344.74	350.03	355.75	
		structure de l	a consommat	ion
en 🐧	1975Q1			1975Q4
<pre>%sa_pcdgv_fra %sa_pcsdgv_fra %sa_pcndgv_fra %sa_pcsv_fra</pre>	7.28 18.11 38.57	7.31 17.78 39.29 35.62	7.63 17.86 39.04 35.48	8.06 17.93 38.68 35.34
		structure de l	la consommat	ion
	1976Q1			1976Q4
sa_pcdgv_fra sa_pcsdgv_fra sa_pcndgv_fra sa_pcsv_fra	30.61 64.60 140.58 129.80	30.99 66.20 139.60 131.12	31.63 66.11 142.70 131.83	33.08 65.96 142.24 134.01
total sa_pcv_fra	365.59 365.58	367.91 367.90	372.27 372.27	375.29 375.28
		structure de	la consommat	ion
en %		1976Q2	1976Q3	ion 1976Q4
en % %sa_pcdgv_fra %sa_pcsdgv_fra %sa_pcndgv_fra %sa_pcndgv_fra %sa_pcsv_fra	8.37 17.67 38.45	1976Q2 		1976Q4
%sa_pcdgv_fra %sa_pcsdgv_fra %sa_pcndgv_fra	8.37 17.67 38.45	1976Q2 	1976Q3 8.50 17.76 38.33 35.41	1976Q4
%sa_pcdgv_fra %sa_pcsdgv_fra %sa_pcndgv_fra	8.37 17.67 38.45 35.51	1976Q2 	1976Q3 8.50 17.76 38.33 35.41 la consommat	1976Q4 8.81 17.58 37.90 35.71
%sa_pcdgv_fra %sa_pcsdgv_fra %sa_pcndgv_fra	8.37 17.67 38.45 35.51 	1976Q2 	1976Q3 8.50 17.76 38.33 35.41 1a consommat 1977Q3 33.06 68.48 144.46 137.20	1976Q4 8.81 17.58 37.90 35.71 1977Q4 33.50 67.45 144.34 138.58
%sa_pcdgv_fra %sa_pcsdgv_fra %sa_pcndgv_fra %sa_pcsv_fra sa_pcdgv_fra sa_pcsdgv_fra sa_pcndgv_fra	8.37 17.67 38.45 35.51 	1976Q2 17.99 37.95 35.64 structure de	1976Q3 8.50 17.76 38.33 35.41 la consommat 1977Q3 33.06 68.48 144.46 137.20 383.20	1976Q4 8.81 17.58 37.90 35.71
%sa_pcdgv_fra %sa_pcsdgv_fra %sa_pcsv_fra %sa_pcsv_fra sa_pcdgv_fra sa_pcsdgv_fra sa_pcndgv_fra sa_pcsv_fra	8.37 17.67 38.45 35.51 	1976Q2 17.99 37.95 35.64 structure de : 1977Q2 32.22 65.83 144.21 136.06	1976Q3 8.50 17.76 38.33 35.41 1a consommate 1977Q3 33.06 68.48 144.46 137.20 383.20 383.20	1976Q4 8.81 17.58 37.90 35.71 1977Q4 33.50 67.45 144.34 138.58 383.87 383.88
%sa_pcdgv_fra %sa_pcsdgv_fra %sa_pcsv_fra %sa_pcsv_fra sa_pcdgv_fra sa_pcsdgv_fra sa_pcndgv_fra sa_pcsv_fra	8.37 17.67 38.45 35.51 	1976Q2 8.42 17.99 37.95 35.64 structure de 1977Q2 32.22 65.83 144.21 136.06 378.32 378.32 378.32 structure de	1976Q3 8.50 17.76 38.33 35.41 1a consommat 1977Q3 33.06 68.48 144.46 137.20 383.20 383.20 383.20	1976Q4 8.81 17.58 37.90 35.71 1977Q4 33.50 67.45 144.34 138.58 383.87 383.88

%sa_pcndgv_fra %sa_pcsv_fra	37.46 35.90	38.12 35.96	37.70 35.80	37.60 36.10
		structure de	la consomma	tion
	1978Q1	1978Q2	1978Q3	1978Q4
<pre>sa_pcdgv_fra sa_pcsdgv_fra sa_pcndgv_fra sa_pcsv_fra</pre>	33.05 68.37 148.24 138.82	35.47 67.98 150.03 140.97	35.07 69.29 147.86 142.47	35.26 69.69 151.95 143.36
total sa_pcv_fra	388.48 388.48		394.69 394.69	400.26 400.26
		structure de	la consomma	tion
en %	1978Q1		1978Q3	1978Q4
%sa_pcdgv_fra %sa_pcsdgv_fra %sa_pcndgv_fra %sa_pcsv_fra	8.51 17.60 38.16 35.73	8.99 17.23 38.04 35.74	8.89 17.56 37.46 36.10	8.81 17.41 37.96 35.82
 ·		structure de	la consomma	tion
	1979Q1	1979Q2	1979Q3	1979Q4
<pre>sa_pcdgv_fra sa_pcsdgv_fra sa_pcndgv_fra sa_pcsv_fra</pre>	35.93 70.42 153.64 144.28	36.67 71.21 152.72 145.91	36.27 71.15 152.50 147.03	36.66 71.10 152.32 147.81
total sa_pcv_fra	404.27 404.27	406.51 406.50	406.95 406.94	407.89 407.88
		structure de	la consomma	tion
en %	1979Q1	1979Q2	1979Q3	1979Q4
<pre>%sa_pcdgv_fra %sa_pcsdgv_fra %sa_pcndgv_fra %sa_pcsv_fra</pre>	8.89 17.42 38.00 35.69	9.02 17.52 37.57 35.89	8.91 17.48 37.47 36.13	8.99 17.43 37.34 36.24
		structure de	la consomma	tion
	1980Q1	1980Q2	1980Q3	1980Q4
sa_pcdgv_fra sa_pcsdgv_fra sa_pcndgv_fra sa_pcsv_fra	37.54 70.22 154.33 149.25	36.25 67.72 154.61 149.95	37.06 68.28 154.98 150.25	36.21 68.94 157.07 152.41
total sa_pcv_fra	411.34 411.35	408.53 408.53	410.57 410.57	414.63 414.63

structure de la consommation

en %	1980Q1	1980Q2	1980Q3	1980Q4
%sa_pcdgv_fra %sa_pcsdgv_fra %sa_pcndgv_fra %sa_pcsv_fra	9.13 17.07 37.52 36.28	8.87 16.58 37.85 36.70	9.03 16.63 37.75 36.60	8.73 16.63 37.88 36.76
		structure de	la consommat	ion
	1981Q1	1981Q2	1981Q3	1981Q4
<pre>sa_pcdgv_fra sa_pcsdgv_fra sa_pcndgv_fra sa_pcsv_fra</pre>	36.36 68.62 154.86 153.82	38.12 69.40 155.87 155.21	38.29 70.40 157.05 156.41	38.59 71.37 157.76 156.81
total sa_pcv_fra	413.66 413.67	418.60 418.59	422.15 422.16	424.53 424.52
		structure de	la consommat	ion
en %	1981Q1	1981Q2	1981Q3	1981Q4
<pre>%sa_pcdgv_fra %sa_pcsdgv_fra %sa_pcndgv_fra %sa_pcsv_fra</pre>	8.79 16.59 37.44 37.18	9.11 16.58 37.24 37.08	9.07 16.68 37.20 37.05	9.09 16.81 37.16 36.94
		structure de	la consommat	ion
	1982Q1	1982Q2	1982Q3	1982Q4
<pre>sa_pcdgv_fra sa_pcsdgv_fra sa_pcndgv_fra sa_pcsv_fra</pre>	41.48 72.36 157.01 159.38	41.70 72.86 158.65 159.55	41.99 72.87 160.65 161.07	43.01 73.54 159.70 161.39
total sa_pcv_fra	430.23	432.76 432.75	436.58 436.58	437.64 437.64
		structure de	la consommat	ion
en %	1982Q1	1982Q2	1982Q3	1982Q4
<pre>%sa_pcdgv_fra %sa_pcsdgv_fra %sa_pcndgv_fra %sa_pcsv_fra</pre>	9.64 16.82 36.49	9.64 16.84	9.62 16.69 36.80 36.89	9.83 16.80 36.49 36.88
		structure de	la consommat	ion
	1983Q1	1983Q2	1983Q3	1983Q4

, .	41 22	41.36	40.64	40.85
sa_pcdgv_fra	41.33			
sa_pcsdgv_fra	72.85	72.10	71.80	71.34
sa_pcndgv_fra	160.41	161.66	161.87	164.03
sa_pcsv_fra	162.21	162.48	163.87	164.47
			430 .0	440.60
total	436.80	437.60	438.18	440.69
sa_pcv_fra	436.80	437.60	438.18	440.69
-				
		structure de l	a consomma	ntion
en 🐧				
	1983Q1	1983Q2	1983Q3	1983Q4
%sa_pcdgv_fra	9.46	9.45	9.27	9.27
%sa_pcsdgv_fr		16.48	16.39	16.19
%sa_pcndgv_fr	a 36.72	36.94	36.94	37.22
%sa_pcsv_fra		37.13	37.40	37.32
*5u_pco+				
		structure de l	a consomma	tion
	1984Q1	1984Q2	1984Q3	1984Q4
sa_pcdgv_fra	39.30	38.57	38.33	37.27
sa_pcdgv_rra		70.62	71.86	69.78
sa_pcsdgv_fra	165.41	166.43	166.28	165.81
sa_pcndgv_fra		166.88	167.90	169.73
sa_pcsv_fra	166.71	100.00	167.90	103.75
	442.75	442.50	444.37	442.59
total			444.38	442.60
sa_pcv_fra	442.76	442.50	444.30	442.00
				. tion
		structure de l	a consolula	icion
•				
en %		100403	100403	100404
	1984Q1	1984Q2	1984Q3	1984Q4
			8.63	8.42
%sa_pcdgv_fra		8.72 15.96		
%sa_pcsdgv_fr	a 16.11		16.17	15.77
%sa_pcndgv_fr	a 37.36	37.61	37.42	37.46
%sa pcsv fra		37.71	37.78	38.35
		structure de l	a consomma	ation
	1985Q1	1985Q2	1985Q3	1985Q4
sa_pcdgv_fra	38.17 70.21	38.01 70.54	39.13 69.88 169.89	39.05 71.99
sa posday fra	70.21	70.54	69.88	71.99
sa pendov fra	170.29	167.62	169.89	171.96
sa_pcsv_fra	171.80	173.52	175.31	176.11
total	450.47	449.69	454.21	
sa pcv_fra	450.46		454.21	459.11
		structure de l	a consomma	ation
en %				
	1985Q1	1985Q2	1985Q3	1985Q4

%sa_pcdgv_fra %sa_pcsdgv_fra %sa_pcndgv_fra %sa_pcsv_fra	8.47 15.59 37.80 38.14	8.45 15.69 37.27 38.59	8.61 15.38 37.40 38.60	8.51 15.68 37.46 38.36
		structure de la	a consomma	tion
	1986Q1	1986Q2	1986Q3	1986Q4
<pre>sa_pcdgv_fra sa_pcsdgv_fra sa_pcndgv_fra sa_pcsv_fra</pre>	40.71 71.07 173.51 178.48	42.30 72.44 174.24 180.01	42.48 72.44 175.18 181.65	43.12 71.55 173.51 182.74
total sa_pcv_fra	463.77 463.77	468.99 468.99	471.75 471.75	470.92 470.92
		structure de l	a consomma	ition
en %	1986Q1	1986Q2	1986Q3	1986Q4
<pre>%sa_pcdgv_fra %sa_pcsdgv_fra %sa_pcndgv_fra %sa_pcsv_fra</pre>	8.78 15.32 37.41 38.48	9.02 15.45 37.15 38.38	9.00 15.36 37.13 38.51	9.16 15.19 36.84 38.80
Using 1986Q1	-1986Q4	structure de 1	a consomma	ition
	1986Q1	1986Q2	1986Q3	1986Q4
<pre>sa_pcdgv_fra sa_pcsdgv_fra sa_pcndgv_fra sa_pcsv_fra</pre>	40.71 71.07 173.51 178.48	42.30 72.44 174.24 180.01	42.48 72.44 175.18 181.65	43.12 71.55 173.51 182.74
total sa_pcv_fra	463.77 463.77	468.99 468.99	471.75 471.75	470.92 470.92
		structure de l	a consomma	ntion
en %	198 6 Q1	1986Q2	1986Q3	1986Q4
%sa_pcdgv_fra %sa_pcsdgv_fra %sa_pcndgv_fra %sa_pcsv_fra	8.78 15.32 37.41 38.48	9.02 15.45 37.15 38.38	9.00 15.36 37.13 38.51	9.16 15.19 36.84 38.80

ANNEXE 1

B : Séries trimestrielles d'actifs financiers (données non désaisonnalisées, TERF, 1988) :

Liquidités, obligations françaises, actions françaises, obligations étrangères, actions et participations étrangères, assurances

			creances	
	1970Q1	1970Q2	1970Q3	1970Q4
nliq2s nofr2s nafr2s noet2s nape2s nrta2s	357.24 50.07 94.41 0.93 19.11 47.50	367.09 51.39 89.74 1.00 18.86 48.55	381.59 53.82 94.29 0.96 19.16 49.91	401.93 55.91 97.48 0.88 19.14 52.41
total ntop2s	569.25 569.26	576.63 576.63	599.72 599.72	627.74 627.74
		structure	des creances	
en %	1970Q1	1970Q2	1970Q3	1970Q 4
<pre>%nliq2s %nofr2s %nafr2s %noet2s %nape2s %nrta2s</pre>	62.76 8.80 16.58 0.16 3.36 8.34	63.66 8.91 15.56 0.17 3.27 8.42	63.63 8.97 15.72 0.16 3.19 8.32	64.03 8.91 15.53 0.14 3.05 8.35
			creances	
	1971Q1	1971Q2	1971Q3	1971Q 4
nliq2s nofr2s nafr2s noet2s nape2s nrta2s	413.61 60.65 102.87 0.95 19.04 54.44	429.80 64.65 106.97 1.00 19.61 55.91	448.04 66.36 103.97 1.03 19.73 57.52	470.49 69.76 109.71 1.09 19.51 59.78
total ntop2s	651.56 651.56	677.94 677.94	696.65 696.65	730.33
		structure	des creances	
en %	1971Q1	1971Q2	1971Q3	1971Q4
<pre>%nliq2s %nofr2s %nafr2s %noet2s %nape2s %nrta2s</pre>	63.48 9.31 15.79 0.15 2.92 8.36	63.40 9.54 15.78 0.15 2.89 8.25	64.31 9.53 14.92 0.15 2.83 8.26	64.42 9.55 15.02 0.15 2.67 8.19
			creances	
	1972Q1	1972Q2	1972Q3	1972Q4
nliq2s nofr2s	484.71 73.28	506.19 74.74	527.28 75.32	554.97 73.98

125.09					
Noet2s	nafr2s	125.09	128.52	137,22	133.10
17.99					
total 763.38 791.41 823.29 848.45 Total 763.38 791.41 823.29 848.45		17.99	17.44		
total 763.38 791.41 823.29 848.45 763.38 791.41 823.29 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848.45 848	•		63.45		
Test	III CULD				
Structure des creances 1972Q1 1972Q2 1972Q3 1972Q4	total	763.38			848.45
en % 1972Q1 1972Q2 1972Q3 1972Q4 %nliq2s 63.50 63.96 64.05 65.41 %nofr2s 9.60 9.44 9.15 8.72 %nafr2s 16.39 16.24 16.67 15.69 %nape2s 2.36 2.20 2.08 2.03 %nrta2s 8.03 8.02 7.93 8.01 \$tructure des creances 1973Q1 1973Q2 1973Q3 1973Q4 nliq2s 566.86 592.08 613.62 646.79 nofr2s 73.88 78.16 76.83 77.30 nafr2s 142.87 146.11 141.77 138.35 noet2s 1.33 1.38 1.55 1.29 nape2s 17.27 17.12 17.07 18.50 nrta2s 70.08 72.46 74.42 76.93 total 872.29 907.31 925.26 959.16 ntop2s 872.29 907.31 925.26 959.16 \$tructure des creances en % 1973Q1 1973Q2 1973Q3 1973Q4 %nliq2s 64.99 65.26 66.32 67.43 %nofr2s 84.7 8.61 8.30 8.06 %nafr2s 16.38 16.10 15.32 14.42 %noet2s 0.15 0.15 0.17 0.13 %nape2s 1.98 1.89 1.89 1.85 1.93 %nrta2s 8.03 7.99 8.04 8.02 **Structure des creances en % 1974Q1 1974Q2 1974Q3 1974Q4 nliq2s 63.61 672.39 700.30 733.11 nofr2s 85.70 83.54 83.18 88.62 nofr2s 85.70 83.54 83.18 88.62 nofr2s 131.44 123.26 110.26 116.70 noet2s 1.183 2.34 2.12 1.91 nape2s 2.1.96 22.75 20.92 20.57 nape2s 79.49 81.83 84.26 87.25 total 956.03 986.10 1001.04 1048.16					
en % 1972Q1 1972Q2 1972Q3 1972Q4 %nliq2s 63.50 63.96 64.05 65.41 %nofr2s 9.60 9.44 9.15 8.72 %nafr2s 16.39 16.24 16.67 15.69 %noet2s 0.13 0.14 0.13 0.15 %nape2s 2.36 2.20 2.08 2.03 %nrta2s 8.03 8.02 7.93 8.01 1973Q1 1973Q2 1973Q3 1973Q4	FII				
en % 1972Q1 1972Q2 1972Q3 1972Q4 %nliq2s 63.50 63.96 64.05 65.41 %nofr2s 9.60 9.44 9.15 8.72 %nafr2s 16.39 16.24 16.67 15.69 %noet2s 0.13 0.14 0.13 0.15 %nape2s 2.36 2.20 2.08 2.03 %nrta2s 8.03 8.02 7.93 8.01 1973Q1 1973Q2 1973Q3 1973Q4					
en % 1972Q1 1972Q2 1972Q3 1972Q4 %nliq2s 63.50 63.96 64.05 65.41 %nofr2s 9.60 9.44 9.15 8.72 %nafr2s 16.39 16.24 16.67 15.69 %noet2s 0.13 0.14 0.13 0.15 %nape2s 2.36 2.20 2.08 2.03 %nrta2s 8.03 8.02 7.93 8.01 1973Q1 1973Q2 1973Q3 1973Q4					
### ### ##############################			structure	des creances	3
### ### ##############################					•
# # # # # # # # # # # # # # # # # # #	en 🕏				
# # # # # # # # # # # # # # # # # # #		1972Q1	1972Q2	1972Q3	1972Q4
#mofr2s					
%nafr2s 16.39 16.24 16.67 15.69 %noet2s 0.13 0.14 0.13 0.15 %nape2s 2.36 2.20 2.08 2.03 %nrta2s 8.03 8.02 7.93 8.01 structure des creances 1973Q1 1973Q2 1973Q3 1973Q4 nnita2s 566.86 592.08 613.62 646.79 nofr2s 73.88 78.16 76.83 77.30 nafr2s 142.87 146.11 141.77 138.35 noet2s 1.33 1.38 1.55 1.29 nape2s 17.27 17.12 17.07 18.50 nrta2s 70.08 72.46 74.42 76.93 total 872.29 907.31 925.26 959.16 ntop2s 872.29 907.31 925.26 959.16 ntop2s 872.29 907.31 925.26 959.16 ntop2s 872.29 90	%nliq2s	63.50	63.96	64.05	65.41
\$noet2s	%nofr2s	9.60	9.44		
\$ 8.03	%nafr2s	16.39	16.24	16.67	15.69
\$ 8.03	%noet2s	0.13	0.14		
### Structure des creances 1973Q1	%nape2s	2.36	2.20		
1973Q1	%nrta2s	8.03	8.02	7.93	8.01
1973Q1					
nliq2s 566.86 592.08 613.62 646.79 nofr2s 73.88 78.16 76.83 77.30 nafr2s 142.87 146.11 141.77 138.35 noet2s 1.33 1.38 1.55 1.29 nape2s 17.27 17.12 17.07 18.50 nrta2s 70.08 72.46 74.42 76.93 total 872.29 907.31 925.26 959.16 ntop2s 872.29 907.31 925.26 959.16 ntop2s 872.29 907.31 925.26 959.16 structure des creances en % 1973Q1 1973Q2 1973Q3 1973Q4 %nliq2s 64.99 65.26 66.32 67.43 %nofr2s 8.47 8.61 8.30 8.06 %nafr2s 16.38 16.10 15.32 14.42 %noet2s 0.15 0.15 0.17 0.13 %nape2s 1.98 1.89 1.85 1.93 %nrta2s 8.03 7.99 8.04 8.02 structure des creances 1974Q1 1974Q2 1974Q3 1974Q4 nliq2s 635.61 672.39 700.30 733.11 nofr2s 85.70 83.54 83.18 88.62 nafr2s 131.44 123.26 110.26 116.70 noet2s 1.83 2.34 2.12 1.91 nape2s 21.96 22.75 20.92 20.57 nrta2s 79.49 81.83 84.26 87.25 total 956.03 986.10 1001.04 1048.16			structure	des creances	1
nliq2s 566.86 592.08 613.62 646.79 nofr2s 73.88 78.16 76.83 77.30 nafr2s 142.87 146.11 141.77 138.35 noet2s 1.33 1.38 1.55 1.29 nape2s 17.27 17.12 17.07 18.50 nrta2s 70.08 72.46 74.42 76.93 total 872.29 907.31 925.26 959.16 ntop2s 872.29 907.31 925.26 959.16 ntop2s 872.29 907.31 925.26 959.16 structure des creances en % 1973Q1 1973Q2 1973Q3 1973Q4 %nliq2s 64.99 65.26 66.32 67.43 %nofr2s 8.47 8.61 8.30 8.06 %nafr2s 16.38 16.10 15.32 14.42 %noet2s 0.15 0.15 0.17 0.13 %nape2s 1.98 1.89 1.85 1.93 %nrta2s 8.03 7.99 8.04 8.02 structure des creances 1974Q1 1974Q2 1974Q3 1974Q4 nliq2s 635.61 672.39 700.30 733.11 nofr2s 85.70 83.54 83.18 88.62 nafr2s 131.44 123.26 110.26 116.70 noet2s 1.83 2.34 2.12 1.91 nape2s 21.96 22.75 20.92 20.57 nrta2s 79.49 81.83 84.26 87.25 total 956.03 986.10 1001.04 1048.16					•
nliq2s 566.86 592.08 613.62 646.79 nofr2s 73.88 78.16 76.83 77.30 nafr2s 142.87 146.11 141.77 138.35 noet2s 1.33 1.38 1.55 1.29 nape2s 17.27 17.12 17.07 18.50 nrta2s 70.08 72.46 74.42 76.93 total 872.29 907.31 925.26 959.16 ntop2s 872.29 907.31 925.26 959.16 ntop2s 872.29 907.31 925.26 959.16 structure des creances en % 1973Q1 1973Q2 1973Q3 1973Q4 %nliq2s 64.99 65.26 66.32 67.43 %nofr2s 8.47 8.61 8.30 8.06 %nafr2s 16.38 16.10 15.32 14.42 %noet2s 0.15 0.15 0.17 0.13 %nape2s 1.98 1.89 1.85 1.93 %nrta2s 8.03 7.99 8.04 8.02 structure des creances 1974Q1 1974Q2 1974Q3 1974Q4 nliq2s 635.61 672.39 700.30 733.11 nofr2s 85.70 83.54 83.18 88.62 nafr2s 131.44 123.26 110.26 116.70 noet2s 1.83 2.34 2.12 1.91 nape2s 21.96 22.75 20.92 20.57 nrta2s 79.49 81.83 84.26 87.25 total 956.03 986.10 1001.04 1048.16					
Notice				1973Q3	1973Q4
noff2s 73.88 78.16 76.83 77.30 naff2s 142.87 146.11 141.77 138.35 noet2s 1.33 1.38 1.55 1.29 nape2s 17.27 17.12 17.07 18.50 nrta2s 70.08 72.46 74.42 76.93 total 872.29 907.31 925.26 959.16 ntop2s 872.29 907.31 925.26 959.16 structure des creances 959.16 en % 1973Q1 1973Q2 1973Q3 1973Q4 %nliq2s 64.99 65.26 66.32 67.43 %nofr2s 8.47 8.61 8.30 8.06 %nafr2s 16.38 16.10 15.32 14.42 %noet2s 0.15 0.15 0.17 0.13 %nape2s 1.98 1.89 1.85 1.93 %nrta2s 8.03 7.99 8.04 8.02 structure des creances					
nafr2s 142.87 146.11 141.77 138.35 noet2s 1.33 1.38 1.55 1.29 nape2s 17.27 17.12 17.07 18.50 nrta2s 70.08 72.46 74.42 76.93 total 872.29 907.31 925.26 959.16 ntop2s 872.29 907.31 925.26 959.16 structure des creances 959.16 66.32 67.43 %nofr2s 8.47 8.61 8.30 8.06 %nafr2s 16.38 16.10 15.32 14.42 %noet2s 1.98 1.89 1.85 1.93 %nrta2s 8.03 7.99 8.04 8.02					
noet2s 1.33 1.38 1.55 1.29 nape2s 17.27 17.12 17.07 18.50 nrta2s 70.08 72.46 74.42 76.93 total 872.29 907.31 925.26 959.16 ntop2s 872.29 907.31 925.26 959.16 structure des creances en 1973Q1 1973Q2 1973Q3 1973Q4 **Nofr2s 64.99 65.26 66.32 67.43 *nofr2s 8.47 8.61 8.30 8.06 *nafr2s 16.38 16.10 15.32 14.42 *noet2s 0.15 0.15 0.17 0.13 *nape2s 1.98 1.89 1.85 1.93 *nrta2s 8.03 7.99 8.04 8.02 structure des creances **Structure des creances **Infraze 85.70 83.54 83.18 88.62 nafr2s 131.44 </td <td></td> <td></td> <td></td> <td></td> <td></td>					
nape2s 17.27 17.12 17.07 18.50 nrta2s 70.08 72.46 74.42 76.93 total 872.29 907.31 925.26 959.16 structure des creances en 1973Q1 1973Q2 1973Q3 1973Q4 %nliq2s 64.99 65.26 66.32 67.43 %nofr2s 8.47 8.61 8.30 8.06 %nafr2s 16.38 16.10 15.32 14.42 %noet2s 0.15 0.15 0.17 0.13 %nape2s 1.98 1.89 1.85 1.93 %nrta2s 8.03 7.99 8.04 8.02 structure des creances structure des creances nofr2s 85.70 83.54 83.18 88.62 nafr2s 131.44 123.26 110.26 116.70 noet2s 1.83 2.34 2.12 1.91 nape2s 21.96 22.		142.87			
nrta2s 70.08 72.46 74.42 76.93 total 872.29 907.31 925.26 959.16 structure des creances en % 1973Q1 1973Q2 1973Q3 1973Q4 % nliq2s 64.99 65.26 66.32 67.43 % nofr2s 8.47 8.61 8.30 8.06 % nafr2s 16.38 16.10 15.32 14.42 % noet2s 0.15 0.15 0.17 0.13 % nape2s 1.98 1.89 1.85 1.93 % nrta2s 8.03 7.99 8.04 8.02 structure des creances structure des creances structure des creances 1974Q1 1974Q2 1974Q3 1974Q4 nliq2s 635.61 672.39 700.30 733.11 nofr2s 85.70 83.54 83.18 88.62 nafr2s 131.44 123.26 110.26 11		1.33	1.38		
total 872.29 907.31 925.26 959.16 ntop2s 872.29 907.31 925.26 959.16 structure des creances en % 1973Q1 1973Q2 1973Q3 1973Q4 %nliq2s 64.99 65.26 66.32 67.43 %nofr2s 8.47 8.61 8.30 8.06 %nafr2s 16.38 16.10 15.32 14.42 %noet2s 0.15 0.15 0.17 0.13 %nape2s 1.98 1.89 1.85 1.93 %nrta2s 8.03 7.99 8.04 8.02 structure des creances 1974Q1 1974Q2 1974Q3 1974Q4 nliq2s 635.61 672.39 700.30 733.11 nofr2s 85.70 83.54 83.18 88.62 nafr2s 131.44 123.26 110.26 116.70 noet2s 1.83 2.34 2.12 1.91 nape2s 21.96 22.75 20.92 20.57 nrta2s 79.49 81.83 84.26 87.25 total 956.03 986.10 1001.04 1048.16					
total 872.29 907.31 925.26 959.16 ntop2s 872.29 907.31 925.26 959.16	nrta2s				
### structure des creances #### structure des creances					
## structure des creances ## 1973Q1			907.31		
en % 1973Q1 1973Q2 1973Q3 1973Q4 %nliq2s 64.99 65.26 66.32 67.43 %nofr2s 8.47 8.61 8.30 8.06 %nafr2s 16.38 16.10 15.32 14.42 %noet2s 0.15 0.15 0.17 0.13 %nape2s 1.98 1.89 1.85 1.93 %nrta2s 8.03 7.99 8.04 8.02 Structure des creances 1974Q1 1974Q2 1974Q3 1974Q4 nliq2s 635.61 672.39 700.30 733.11 nofr2s 85.70 83.54 83.18 88.62 nafr2s 131.44 123.26 110.26 116.70 noet2s 1.83 2.34 2.12 1.91 nape2s 21.96 22.75 20.92 20.57 nrta2s 79.49 81.83 84.26 87.25 total 956.03 986.10 1001.04 1048.16	ntop2s		907.31	925.26	959.16
en % 1973Q1 1973Q2 1973Q3 1973Q4 %nliq2s 64.99 65.26 66.32 67.43 %nofr2s 8.47 8.61 8.30 8.06 %nafr2s 16.38 16.10 15.32 14.42 %noet2s 0.15 0.15 0.17 0.13 %nape2s 1.98 1.89 1.85 1.93 %nrta2s 8.03 7.99 8.04 8.02 Structure des creances 1974Q1 1974Q2 1974Q3 1974Q4 nliq2s 635.61 672.39 700.30 733.11 nofr2s 85.70 83.54 83.18 88.62 nafr2s 131.44 123.26 110.26 116.70 noet2s 1.83 2.34 2.12 1.91 nape2s 21.96 22.75 20.92 20.57 nrta2s 79.49 81.83 84.26 87.25 total 956.03 986.10 1001.04 1048.16					
en % 1973Q1 1973Q2 1973Q3 1973Q4 %nliq2s 64.99 65.26 66.32 67.43 %nofr2s 8.47 8.61 8.30 8.06 %nafr2s 16.38 16.10 15.32 14.42 %noet2s 0.15 0.15 0.17 0.13 %nape2s 1.98 1.89 1.85 1.93 %nrta2s 8.03 7.99 8.04 8.02 Structure des creances 1974Q1 1974Q2 1974Q3 1974Q4 nliq2s 635.61 672.39 700.30 733.11 nofr2s 85.70 83.54 83.18 88.62 nafr2s 131.44 123.26 110.26 116.70 noet2s 1.83 2.34 2.12 1.91 nape2s 21.96 22.75 20.92 20.57 nrta2s 79.49 81.83 84.26 87.25 total 956.03 986.10 1001.04 1048.16					
en % 1973Q1 1973Q2 1973Q3 1973Q4 %nliq2s 64.99 65.26 66.32 67.43 %nofr2s 8.47 8.61 8.30 8.06 %nafr2s 16.38 16.10 15.32 14.42 %noet2s 0.15 0.15 0.17 0.13 %nape2s 1.98 1.89 1.85 1.93 %nrta2s 8.03 7.99 8.04 8.02 Structure des creances 1974Q1 1974Q2 1974Q3 1974Q4 nliq2s 635.61 672.39 700.30 733.11 nofr2s 85.70 83.54 83.18 88.62 nafr2s 131.44 123.26 110.26 116.70 noet2s 1.83 2.34 2.12 1.91 nape2s 21.96 22.75 20.92 20.57 nrta2s 79.49 81.83 84.26 87.25 total 956.03 986.10 1001.04 1048.16				dos =======	
# 1973Q1 1973Q2 1973Q3 1973Q4 # nliq2s 64.99 65.26 66.32 67.43 # nofr2s 8.47 8.61 8.30 8.06 # nafr2s 16.38 16.10 15.32 14.42 # noet2s 0.15 0.15 0.17 0.13 # nape2s 1.98 1.89 1.85 1.93 # nrta2s 8.03 7.99 8.04 8.02 # structure des creances # structure des creances # 1974Q1 1974Q2 1974Q3 1974Q4 # nliq2s 635.61 672.39 700.30 733.11 # nofr2s 85.70 83.54 83.18 88.62 # nafr2s 131.44 123.26 110.26 116.70 # noet2s 1.83 2.34 2.12 1.91 # nape2s 21.96 22.75 20.92 20.57 # nrta2s 79.49 81.83 84.26 87.25 # total 956.03 986.10 1001.04 1048.16			structure	des creances	
# 1973Q1 1973Q2 1973Q3 1973Q4 # nliq2s 64.99 65.26 66.32 67.43 # nofr2s 8.47 8.61 8.30 8.06 # nafr2s 16.38 16.10 15.32 14.42 # noet2s 0.15 0.15 0.17 0.13 # nape2s 1.98 1.89 1.85 1.93 # nrta2s 8.03 7.99 8.04 8.02 # structure des creances # structure des creances # 1974Q1 1974Q2 1974Q3 1974Q4 # nliq2s 635.61 672.39 700.30 733.11 # nofr2s 85.70 83.54 83.18 88.62 # nafr2s 131.44 123.26 110.26 116.70 # noet2s 1.83 2.34 2.12 1.91 # nape2s 21.96 22.75 20.92 20.57 # nrta2s 79.49 81.83 84.26 87.25 # total 956.03 986.10 1001.04 1048.16	0				
%nliq2s 64.99 65.26 66.32 67.43 %nofr2s 8.47 8.61 8.30 8.06 %nafr2s 16.38 16.10 15.32 14.42 %noet2s 0.15 0.15 0.17 0.13 %nape2s 1.98 1.89 1.85 1.93 %nrta2s 8.03 7.99 8.04 8.02	en t	107701	197202	197303	197304
#nofr2s		19/3Q1	13/302	1973Q3	137304
#nofr2s	9-11-22	64 99	65.26	66 32	67 43
# 16.38 16.10 15.32 14.42 # 10.15 0.15 0.17 0.13 # 10.15 1.98 1.89 1.85 1.93 # 1.89 1.85 1.93 # 1.89 1.85 1.93 # 1.89 1.85 1.93 # 1.89 1.85 1.93 # 1.89 1.85 1.93 # 1.89 1.85 1.93 # 1.89 1.85 1.93 # 1.89 1.85 1.93 # 1.89 1.80 1.80 1.90 1.80 1.80 1.90 1.80 1.90 1.80 1.90 1.80 1.90 1.80 1.90 1.80 1.90 1.80 1.90 1.80 1.90 1.90 1.90 1.90 1.90 1.90 1.90 1.9					
#noet2s					
# 1.89					

Structure des creances 1974Q1 1974Q2 1974Q3 1974Q4					
1974Q1 1974Q2 1974Q3 1974Q4 nliq2s 635.61 672.39 700.30 733.11 nofr2s 85.70 83.54 83.18 88.62 nafr2s 131.44 123.26 110.26 116.70 noet2s 1.83 2.34 2.12 1.91 nape2s 21.96 22.75 20.92 20.57 nrta2s 79.49 81.83 84.26 87.25 total 956.03 986.10 1001.04 1048.16	VIII CULO				
1974Q1 1974Q2 1974Q3 1974Q4 nliq2s 635.61 672.39 700.30 733.11 nofr2s 85.70 83.54 83.18 88.62 nafr2s 131.44 123.26 110.26 116.70 noet2s 1.83 2.34 2.12 1.91 nape2s 21.96 22.75 20.92 20.57 nrta2s 79.49 81.83 84.26 87.25 total 956.03 986.10 1001.04 1048.16			structure	des creances	i
nliq2s 635.61 672.39 700.30 733.11 nofr2s 85.70 83.54 83.18 88.62 nafr2s 131.44 123.26 110.26 116.70 noet2s 1.83 2.34 2.12 1.91 nape2s 21.96 22.75 20.92 20.57 nrta2s 79.49 81.83 84.26 87.25 total 956.03 986.10 1001.04 1048.16					•
nliq2s 635.61 672.39 700.30 733.11 nofr2s 85.70 83.54 83.18 88.62 nafr2s 131.44 123.26 110.26 116.70 noet2s 1.83 2.34 2.12 1.91 nape2s 21.96 22.75 20.92 20.57 nrta2s 79.49 81.83 84.26 87.25 total 956.03 986.10 1001.04 1048.16					
nliq2s 635.61 672.39 700.30 733.11 nofr2s 85.70 83.54 83.18 88.62 nafr2s 131.44 123.26 110.26 116.70 noet2s 1.83 2.34 2.12 1.91 nape2s 21.96 22.75 20.92 20.57 nrta2s 79.49 81.83 84.26 87.25 total 956.03 986.10 1001.04 1048.16		1974Q1	1974Q2	1974Q3	1974Q4
nofr2s 85.70 83.54 83.18 88.62 nafr2s 131.44 123.26 110.26 116.70 noet2s 1.83 2.34 2.12 1.91 nape2s 21.96 22.75 20.92 20.57 nrta2s 79.49 81.83 84.26 87.25 total 956.03 986.10 1001.04 1048.16					
nofr2s 85.70 83.54 83.18 88.62 nafr2s 131.44 123.26 110.26 116.70 noet2s 1.83 2.34 2.12 1.91 nape2s 21.96 22.75 20.92 20.57 nrta2s 79.49 81.83 84.26 87.25 total 956.03 986.10 1001.04 1048.16	nlig2s	635.61	672.39	700.30	733.11
nafr2s 131.44 123.26 110.26 116.70 noet2s 1.83 2.34 2.12 1.91 nape2s 21.96 22.75 20.92 20.57 nrta2s 79.49 81.83 84.26 87.25 total 956.03 986.10 1001.04 1048.16				83.18	88.62
nape2s 21.96 22.75 20.92 20.57 nrta2s 79.49 81.83 84.26 87.25 total 956.03 986.10 1001.04 1048.16		131.44	123.26	110.26	
nrta2s 79.49 81.83 84.26 87.25 total 956.03 986.10 1001.04 1048.16	noet2s		2.34		
total 956.03 986.10 1001.04 1048.16	nape2s	21.96	22.75	20.92	
	nrta2s	79.49	81.83	84.26	87.25
ntop2s 956.03 986.10 1001.04 1048.16	total				
	ntop2s	956.03	986.10	1001.04	1048.16

structure des creances

en %	1974Q1	1974Q2	1974Q3	1974Q4
9-1:-2-	66.48	68.19	69.96	69.94
%nliq2s %nofr2s	8.96	8.47	8.31	8.45
%nafr2s	13.75	12.50	11.01	11.13
%noet2s	0.19	0.24	0.21	0.18
%nape2s	2.30	2.31	2.09	1.96
%nrta2s	8.31	8.30	8.42	8.32
		structure	des creances	
	1975Q1	1975Q2	1975Q3	1975Q4
	763.33	797.54	826.89	881.88
nliq2s	92.52	93.23	94.26	91.46
nofr2s nafr2s	131 26	127.44	129.42	137.23
noet2s	0.54	0.45		0.28
nape2s	19.63	16.38	0.33 14.88	12.67
nrta2s	90.14	92.80	95.06	98.56
total	1097.42	1127.84	1160.83	1222.09
ntop2s	1097.42	1127.84	1160.83	1222.09
		structure	des creances	
en 🕏			107503	107504
	1975Q1	1975Q2	1975Q3	1975Q4
%nliq2s	69.56	70.71	71.23	72.16
%nofr2s	8.43	8.27	8.12	7.48
%nafr2s	11.96	11.30	11.15	11.23
%noet2s	0.05	0.04	0.03	0.02
%nape2s	1.79	1.45	1.28	1.04
%nrta2s	8.21	8.23	8.19	8.07
		structure	des creances	
	1976Q1	1976Q2	1976Q3	1976Q4
3.1.0-	906.54	932.36	964.49	1021.92
nliq2s nofr2s	97.26	98.69	96.82	98.38
noir2s nafr2s	145 64	144.60	143.75	146.68
noet2s	0.48	0.56	0.93	1.08
nape2s	14.43	15.59	17.43	18.74
nrta2s	101.98	105.11	108.22	111.75
total	1266.34	1296.91	1331.64	1398.55
ntop2s	1266.34 1266.34	1296.91 1296.90	1331.64	1398.55
		structure	des creances	
en %				
	1976Q1	1976Q2	1976Q3	1976Q4
%nliq2s	71.59		72.43	73.07

%nofr2s	7.68	7.61	7.27	7.03
%nafr2s	11.50	11.15	10.80	10.49
%noet2s	0.04	0.04	0.07	0.08
%nape2s	1.14	1.20	1.31	1.34
%nrta2s	8.05	8.10	8.13	7.99
		structure	des creances	3
				•
	107701	107700	107703	107704
	1977Q1	1977Q2	1977Q3	1977Q4
-1:-2-	1046.62	1078.53	1121.05	1188.16
nliq2s nofr2s	101.82	110.05	115.72	118.51
nafr2s	140.76	142.25	148.47	149.54
noet2s	1.07	1.49	2.01	3.16
nape2s	20.91	22.12	23.91	26.81
nrta2s	116.36	120.17	123.72	126.97
total	1427.54	1474.59	1534.87	1613.16
ntop2s	1427.54	1474.59	1534.87	1613.16
		structure	des creances	;
				•
en 🕯				
	1977Q1	1977Q2	1977Q3	1977Q 4
%nliq2s	73.32	73.14	73.04	73.65
%nofr2s	7.13	7.46	7.54	7.35
%nafr2s	9.86	9.65	9.67	9.27
%noet2s	0.07 1.46	0.10	0.13 1.56	0.20 1.66
%nape2s %nrta2s	8.15	1.50 8.15	8.06	7.87
WILL COLLS	0.13			
		structure	des creances	3
				•
	1978Q1	1978Q2	1978Q3	1978Q4
	1011 03		1075 01	1340 34
nliq2s	1211.93	1237.81	1275.01	1349.24
nofr2s	130.11 160.62	140.86 173.40	152.19 190.45	149.46 188.82
nafr2s noet2s	4.95	4.93	5.01	5.44
nape2s	27.35	26.63	27.02	27.63
nrta2s	133.33	137.05	140.26	144.65
total	1668.29	1720.68	1789.94	1865.25
ntop2s	1668.29	1720.68	1789.94	1865.24
		structure	des creances	
				•
en %				
	1978Q1	1978Q2	1978Q3	1978Q 4
%nliq2s	72.64	71.94	71.23	72.34
%nofr2s	7.80	8.19	8.50	8.01
%nafr2s	9.63	10.08	10.64	10.12
%noet2s	0.30	0.29	0.28	0.29
%nape2s	1. 64 7.99	1.5 5 7.96	1.51 7.84	1.48 7.76
%nrta2s	1.33	/.30	7.04	7.70
			•	_

structure des creances

	1979Q1	1979Q2	1979Q3	1979Q4
nliq2s nofr2s nafr2s noet2s nape2s nrta2s	1387.05 155.66 188.98 5.65 28.86 150.87	1429.92 173.53 192.68 5.88 31.71 154.38	1469.52 186.03 204.68 5.27 32.86 159.12	1542.00 169.54 194.28 4.59 34.70 166.99
total ntop2s	1917.07 1917.07	1988.09 1988.09	2057.48 2057.48	2112.11 2112.11
		structure	des creances	1
en %				
	1979Q1	1979Q2	1979Q3	1979Q4
%nliq2s %nofr2s %nafr2s %noet2s %nape2s %nrta2s	72.35 8.12 9.86 0.29 1.51 7.87	71.92 8.73 9.69 0.30 1.59 7.77	71.42 9.04 9.95 0.26 1.60 7.73	73.01 8.03 9.20 0.22 1.64 7.91
		structure	des creances	
				•
	1980Q1	1980Q2	1980Q3	1980Q4
nliq2s nofr2s nafr2s noet2s nape2s nrta2s	1553.79 174.08 189.78 4.22 36.23 175.32	1582.36 198.37 200.90 5.36 38.46 180.82	1618.27 215.06 217.61 6.32 39.97 187.22	1687.41 225.50 236.20 2.80 50.44 193.28
total ntop2s	2133.42 2133.41	2206.27 2206.28	2284.45 2284.45	2395.63
		structure	des creances	
en %	1980Q1	1980Q2	1980Q3	1980Q4
%nliq2s %nofr2s %nafr2s %noet2s %nape2s %nrta2s	72.83 8.16 8.90 0.20 1.70 8.22	71.72 8.99 9.11 0.24 1.74 8.20	70.84 9.41 9.53 0.28 1.75 8.20	70.44 9.41 9.86 0.12 2.11 8.07
		structure	des creances	
	1981Q1	1981Q2	1981Q3	1981Q4
nliq2s nofr2s nafr2s noet2s nape2s	1712.18 219.91 238.93 6.74 50.92	1764.29 196.83 217.25 12.77 55.43	1796.11 213.25 232.66 15.24 59.62	1866.38 227.58 242.28 20.52 52.60

nrta2s	203.14	209.31	217.15	225.11
total	2431.82	2455.86	2534.04	2634.46
ntop2s	2431.82	2455.86	2534.04	2634.46
•				
		structure	des creance	es
en %				
 •	198101	1981Q2	1981Q3	1981Q4
%nliq2s	70.41	71.84	70.88	70.84
%nofr2s %nafr2s	9.04		8.42	8.64
%noet2s	9.83 0.28	8.85 0.52	9.18 0.60	9.20 0.78
%nape2s	2.09	2.26	2.35	
%nrta2s	8.35	8.52	8.57	8.54
		structure	des creance	es
				-
	1982Q1	1982Q2	1982Q3	1982Q4
nliq2s	1906.24	1952.58	1996.95	2072.01
nofr2s	243.66 233.54	253.48 244.13	260.75	304.92 252.07
nafr2s	233.54	244.13 21.35	257.97	252.07
noet2s nape2s	22.34 54.96	55.18	23.90 61.75	21.09 66.31
nrta2s	238.64	245.97	254.36	
total	2699.38	2772.67	2855.68	2978.95
ntop2s	2699.37	2772.67	2855.68	2978.95
		structure	des creance	es
				-
en %	1982Q1	1982Q2	1982Q3	1982Q4
	1902Q1	190202	1902Q3	1702Q4
%nliq2s	70.62		69.93	69.56
%nofr2s	9.03	9.14	9.13	10.24
%nafr2s	8.65 0.83	8.80 0.77	9.03 0.84	8.46
%noet2s	2.04			0.71
%nape2s %nrta2s	8.84	1.99 8. 8 7	2.16 8.91	8.81
WII Cazs				
		structure	des creance	es
				. -
	1983Q1	1983Q2	1983Q3	1983Q4
	1903Q1	1903Q2	1703Q3	190304
nliq2s	2113.78	2146.36	2171.97	2269.31
nofr2s	337.39	342.48	355.71	362.08
	281.76	312.12	364.25	404.63
nafr2s				37 67
noet2s	19.59	21.26	22.13	27.67
noet2s nape2s	19.59 68.86	80.60	90.26	87.47
noet2s	19.59			
noet2s nape2s	19.59 68.86	80.60	90.26	87.47
noet2s nape2s nrta2s	19.59 68.86 278.28	80.60 286.08	90.26 296.31	87.47 307.09

_				•
en %	1983Q1	1983Q2	1983Q3	1983Q4
%nliq2s	68.19	67.31	65.80	65.62
%nofr2s	10.88	10.74	10.78	10.47
%nafr2s	9.09	9.79	11.04	11.70
%noet2s	0.63 2.22	0.67 2.53	0.67 2.73	0.80 2.53
%nape2s %nrta2s	8.98	8.97	8.98	8.88

		structure	des creances	5 -
	1984Q1	1984Q2	1984Q3	1984Q4
nliq2s	2295.04	2338.87	2371.36	2458.05
nofr2s	395.45	378.69	401.23	382.40
nafr2s	447.88	476.87	524.19	536.09
noet2s	31.36	33.38	32.88	34.49
nape2s	92.47	85.34	85.13	78.10
nrta2s	330.92	341.37	357.00	366.41
total	3593.12	3654.51	3771.78	3855.54
ntop2s	3593.12	3654.51	3771.78	3855.54
-				
		structure	des creances	3
				-
en %	1984Q1	1984Q2	1984Q3	1984Q4
%nliq2s	63.87	64.00	62.87	63.75
%nofr2s	11.01 12.46	10.36	62.87 10.64 13.90	9.92
%nafr2s	12.46	13.05	13.90	13.90
%noet2s	0.87	0.91	0.87	0.89
%nape2s	2.57 9.21	2.34	2.26	2.03 9.50
%nrta2s	9.21	9.34	9.47	9.30
		structure	des creances	3 -
	1985Q1	1985Q2	1985Q3	1985Q4
nliq2s	2479.83	2514.73	2541.93	2631.58
nofr2s	373.22	392.67	396.29	402.00
nafr2s	628.78	693.33	717.17	810.79
noet2s	37.23	34.95	39.77	40.63
nape2s	84.30	81.77	70.22	62.31
nrta2s	390.89	401.71	413.31	431.28
total	3994.23	4119.18	4178.68	4378.58
ntop2s	3994.23	4119.18	4178.68	4378.58
		structure	des creances	3 -
en %				
	1985Q1	1985Q2	1985Q3	1985Q4
9-1:-2-		61.05		60.10
%nliq2s	62.09	61.05	60.83	60.10 9.18
%nofr2s %nafr2s	9.34 15.74	9.53 16.83	9.48 17.16	18.52
%noet2s	0.93	0.85	0.95	0.93
			3.25	2.20

%nape2s		2.11	1.99	1.68	1.42
%nrta2s		9.79	9.75	9.89	9.85
			et must upo	des creances	
			BUILDUITE	des creances	
		1986Q1	1986Q2	1986Q3	1986Q 4
		2601 03	2602.50	2202.02	2790.08
nliq2s		2681.92 414.05	2692.59 415.84	2703.92 438.89	419.95
nofr2s nafr2s		998.46	1075.98	1173.36	1227.45
noet2s		45.11	56.40	62.38	65.10
nape2s		47.26	35.47	27.32	23.21
nrta2s		460.00	477.91	493.58	511.60
					5027 30
total		4646.80	4754.17	4899.45	5037.39
ntop2s		4646.80	4754.17	4899.45	5037.39
			structure	des creances	;
					•
en 8		1986Q1	1986Q2	1986Q3	1986Q4
		170001	170002		
%nliq2s		57.72	56.64	55.19	55.39
%nofr2s		8.91	8.75	8.96	8.34
%nafr2s		21.49	22.63	23.95	24.37
%noet2s		0.97	1.19	1.27	1.29
%nape2s		1.02	0.75	0.56	0.46
%nrta2s		9.90	10.05	10.07	10.16
Using	198601	-1986Q4			
Using	1986Q1	-1986Q4	structure	des creances	
Using	1986Q1	-1986Q 4	structure	des creances	
Using	1986Q1				
Using	1986Q1	-1986Q4	structure	des creances	1986Q4
	1986Q1	1986Q1			
Using nliq2s	1986Q1 		1986Q2	1986Q3	1986Q4
nliq2s nofr2s	1986Q1 	1986Q1 2681.92	1986Q2 	1986Q3 	1986Q4
nliq2s	1986Q1 	1986Q1 2681.92 414.05 998.46 45.11	1986Q2 	1986Q3 2703.92 438.89 1173.36 62.38	1986Q4 2790.08 419.95 1227.45 65.10
nliq2s nofr2s nafr2s	1986Q1 	1986Q1 2681.92 414.05 998.46 45.11 47.26	1986Q2 	1986Q3 2703.92 438.89 1173.36 62.38 27.32	1986Q4 2790.08 419.95 1227.45 65.10 23.21
nliq2s nofr2s nafr2s noet2s	1986Q1 	1986Q1 2681.92 414.05 998.46 45.11	1986Q2 	1986Q3 2703.92 438.89 1173.36 62.38	1986Q4 2790.08 419.95 1227.45 65.10
nliq2s nofr2s nafr2s noet2s nape2s nrta2s	1986Q1 	1986Q1 	1986Q2 2692.59 415.84 1075.98 56.40 35.47 477.91	1986Q3 2703.92 438.89 1173.36 62.38 27.32 493.58	1986Q4 2790.08 419.95 1227.45 65.10 23.21 511.60
nliq2s nofr2s nafr2s noet2s nape2s nrta2s	1986Q1 	1986Q1 	1986Q2 2692.59 415.84 1075.98 56.40 35.47 477.91	1986Q3 2703.92 438.89 1173.36 62.38 27.32	1986Q4 2790.08 419.95 1227.45 65.10 23.21
nliq2s nofr2s nafr2s noet2s nape2s nrta2s	1986Q1 	1986Q1 	1986Q2 2692.59 415.84 1075.98 56.40 35.47 477.91	1986Q3 2703.92 438.89 1173.36 62.38 27.32 493.58	1986Q4 2790.08 419.95 1227.45 65.10 23.21 511.60
nliq2s nofr2s nafr2s noet2s nape2s nrta2s	1986Q1 	1986Q1 2681.92 414.05 998.46 45.11 47.26 460.00 4646.80 4646.80	1986Q2 2692.59 415.84 1075.98 56.40 35.47 477.91	1986Q3 2703.92 438.89 1173.36 62.38 27.32 493.58 4899.45 4899.45	1986Q4 2790.08 419.95 1227.45 65.10 23.21 511.60
nliq2s nofr2s nafr2s noet2s nape2s nrta2s	1986Q1	1986Q1 2681.92 414.05 998.46 45.11 47.26 460.00 4646.80 4646.80	1986Q2 2692.59 415.84 1075.98 56.40 35.47 477.91 4754.17	1986Q3 2703.92 438.89 1173.36 62.38 27.32 493.58 4899.45 4899.45	1986Q4 2790.08 419.95 1227.45 65.10 23.21 511.60
nliq2s nofr2s nafr2s noet2s nape2s nrta2s	1986Q1 	1986Q1 2681.92 414.05 998.46 45.11 47.26 460.00 4646.80 4646.80	1986Q2 2692.59 415.84 1075.98 56.40 35.47 477.91 4754.17	1986Q3 2703.92 438.89 1173.36 62.38 27.32 493.58 4899.45 4899.45	1986Q4 2790.08 419.95 1227.45 65.10 23.21 511.60
nliq2s nofr2s nafr2s noet2s nape2s nrta2s	1986Q1 	1986Q1 2681.92 414.05 998.46 45.11 47.26 460.00 4646.80 4646.80	1986Q2 2692.59 415.84 1075.98 56.40 35.47 477.91 4754.17	1986Q3 2703.92 438.89 1173.36 62.38 27.32 493.58 4899.45 4899.45	1986Q4 2790.08 419.95 1227.45 65.10 23.21 511.60
nliq2s nofr2s nafr2s noet2s nape2s nrta2s total ntop2s	1986Q1	1986Q1 2681.92 414.05 998.46 45.11 47.26 460.00 4646.80 4646.80	1986Q2 2692.59 415.84 1075.98 56.40 35.47 477.91 4754.17	1986Q3 2703.92 438.89 1173.36 62.38 27.32 493.58 4899.45 4899.45	1986Q4 2790.08 419.95 1227.45 65.10 23.21 511.60
nliq2s nofr2s nafr2s noet2s nape2s nrta2s total ntop2s	1986Q1	1986Q1 2681.92 414.05 998.46 45.11 47.26 460.00 4646.80 4646.80	1986Q2 2692.59 415.84 1075.98 56.40 35.47 477.91 4754.17 4754.17	1986Q3 2703.92 438.89 1173.36 62.38 27.32 493.58 4899.45 4899.45 des creances	1986Q4 2790.08 419.95 1227.45 65.10 23.21 511.60 5037.39 5037.39
nliq2s nofr2s nafr2s noet2s nape2s nrta2s total ntop2s	1986Q1	1986Q1 2681.92 414.05 998.46 45.11 47.26 460.00 	1986Q2 2692.59 415.84 1075.98 56.40 35.47 477.91 4754.17 4754.17 structure 1986Q2 56.64	1986Q3 2703.92 438.89 1173.36 62.38 27.32 493.58 4899.45 4899.45 des creances	1986Q4 2790.08 419.95 1227.45 65.10 23.21 511.60 5037.39 5037.39 5037.39
nliq2s nofr2s nafr2s noet2s nape2s nrta2s total ntop2s en %	1986Q1	1986Q1 2681.92 414.05 998.46 45.11 47.26 460.00 4646.80 4646.80	1986Q2 2692.59 415.84 1075.98 56.40 35.47 477.91 4754.17 4754.17 structure 1986Q2 56.64 8.75	1986Q3 2703.92 438.89 1173.36 62.38 27.32 493.58 4899.45 4899.45 des creances	1986Q4
nliq2s nofr2s nafr2s noet2s nape2s nrta2s total ntop2s en %	1986Q1	1986Q1	1986Q2 2692.59 415.84 1075.98 56.40 35.47 477.91 4754.17 4754.17 structure 1986Q2 56.64 8.75 22.63	1986Q3 2703.92 438.89 1173.36 62.38 27.32 493.58 4899.45 4899.45 des creances 1986Q3 55.19 8.96 23.95	1986Q4 2790.08 419.95 1227.45 65.10 23.21 511.60 5037.39 5037.39 5037.39
nliq2s nofr2s nafr2s noet2s nape2s nrta2s total ntop2s en % %nliq2s %nofr2s %nafr2s %noet2s	1986Q1	1986Q1	1986Q2 2692.59 415.84 1075.98 56.40 35.47 477.91 4754.17 4754.17 structure 1986Q2 56.64 8.75	1986Q3 2703.92 438.89 1173.36 62.38 27.32 493.58 4899.45 4899.45 des creances	1986Q4
nliq2s nofr2s nafr2s noet2s nape2s nrta2s total ntop2s en %	1986Q1	1986Q1	1986Q2 2692.59 415.84 1075.98 56.40 35.47 477.91 4754.17 4754.17 structure 1986Q2 56.64 8.75 22.63 1.19	1986Q3 2703.92 438.89 1173.36 62.38 27.32 493.58 4899.45 4899.45 des creances 1986Q3 55.19 8.96 23.95 1.27	1986Q4

ANNEXE 1

C : Séries trimestrielles des liquidités (données non désaisonnalisées, TERF, 1988) :

Billets, dépôts à vue, livrets avec avantages fiscaux, livrets ordinaires (Lod), placements non négociables (ptn), épargne contractuelle (eco)

			liquidites	
	1970Q1	1970Q2	1970Q3	1970Q4
nbim2s ndvf2s nlaf2s nlod2s nlde2s nptn2s neco2s	69.62 72.69 103.09 26.84 0.10 81.76 3.15	71.42 76.14 104.13 26.85 0.11 84.54 3.91	71.85 81.42 107.40 28.60 0.11 87.63 4.59	74.36 85.54 114.73 29.88 0.11 91.52 5.79
total nliq2s	357.24 357.24	367.09 367.09	381.59 381.59	401.93 401.93
		structure	des liquidites	
en %	1970Q1	1970Q2	1970Q3	1970Q4
%nbim2s %ndvf2s %nlaf2s %nlod2s %nlde2s %nptn2s %neco2s	19.49 20.35 28.86 7.51 0.03 22.89 0.88	19.46 20.74 28.37 7.31 0.03 23.03 1.06	18.83 21.34 28.14 7.49 0.03 22.96 1.20	18.50 21.28 28.54 7.43 0.03 22.77 1.44
			liquidites	
	1971Q1	1971Q2	1971Q3	1971Q4
nbim2s ndvf2s nlaf2s nlod2s nlde2s nptn2s neco2s	72.86 86.68 118.08 31.82 0.10 96.46 7.61	73.38 94.29 119.88 33.29 0.12 99.92 8.93	74.43 101.16 123.16 36.07 0.13 102.99 10.11	76.39 105.31 131.33 38.08 0.13 107.26 11.99
total nliq2s	413.61 413.61	429.80 429.80	448.04 448.04	470.49 470.49
		structure	des liquidites	
en %	1971Q1	1971Q2	1971Q3	1971Q4
%nbim2s %ndvf2s %nlaf2s %nlod2s %nlde2s %nptn2s %neco2s	17.62 20.96 28.55 7.69 0.02 23.32 1.84	17.07 21.94 27.89 7.74 0.03 23.25 2.08	16.61 22.58 27.49 8.05 0.03 22.99 2.26	16.24 22.38 27.91 8.09 0.03 22.80 2.55
			liquidites	

liquidites

	1972Q1	1972Q2	1972Q3	1972Q4
nbim2s ndvf2s nlaf2s nlod2s nlde2s	76.05 106.79 133.86 39.59 0.12	79.37 114.09 135.54 42.35 0.11	80.49 123.43 138.87 45.48 0.10	82.31 129.89 148.67 49.17 0.11
nptn2s neco2s	113.17 15.14	118.00 16.73	120.67 18.25	124.39 20.43
total nliq2 s	484.71 484.71	506.19 506.19	527.28 527.28	554.97 554.97
		structure	des liquidites	
en %	1972Q1	1972Q2	1972Q3	1972Q4
<pre>%nbim2s %ndvf2s %nlaf2s %nlod2s %nlde2s %nptn2s %neco2s</pre>	15.69 22.03 27.62 8.17 0.02 23.35 3.12	15.68 22.54 26.78 8.37 0.02 23.31 3.31	15.26 23.41 26.34 8.63 0.02 22.88 3.46	14.83 23.40 26.79 8.86 0.02 22.41 3.68
		structure	des liquidites	
	1973Q1	1973Q2	1973Q3	1973Q4
nbim2s ndvf2s nlaf2s nlod2s nlde2s nptn2s neco2s	81.80 126.93 152.43 52.03 0.11 130.05 23.52	85.29 139.47 153.87 54.28 0.11 133.26 25.81	86.03 145.72 158.04 57.81 0.13 137.95 27.92	87.74 153.25 169.14 59.15 0.14 147.06 30.32
total nliq2s	566.86 566.86	592.08 592.08	613.62 613.62	646.79 646.79
		structure	des liquidites	
en %	1973Q1	1973Q2	1973Q3	1973Q4
<pre>%nbim2s %ndvf2s %nlaf2s %nlod2s %nlde2s %nptn2s %neco2s</pre>	14.43 22.39 26.89 9.18 0.02 22.94 4.15	14.40 23.56 25.99 9.17 0.02 22.51 4.36	14.02 23.75 25.76 9.42 0.02 22.48 4.55	13.57 23.69 26.15 9.14 0.02 22.74 4.69
		structure	des liquidites	
	1974Q1	1974Q2	1974Q3	1974Q4
nbim2s ndvf2s	89.45 124.12	92.46 150.29	91.55 158.27	95.83 162.99

nlaf2s nlod2s nlde2s nptn2s neco2s	175.82 59.11 0.24 154.58 32.29	178.93 59.34 0.25 157.16 33.96	185.28 62.18 0.19 167.61 35.21	199.84 64.61 0.26 172.72 36.86
nliq2s	635.61	672.39	700.30	733.11
		structure	des liquidites	
en %	1974Q1	1974Q2	1974Q3	1974Q4
<pre>%nbim2s %ndvf2s %nlaf2s %nlod2s</pre>	14.07 19.53 27.66	13.75 22.35 26.61	13.07 22.60 26.46	13.07 22.23 27.26
%nlde2s %nptn2s %neco2s	9.30 0.04 24.32 5.08	8.83 0.04 23.37 5.05	8.88 0.03 23.93 5.03	8.81 0.04 23.56 5.03
		structure	des liquidites	
	1975Q1	1975Q2	1975Q3	1975Q4
nbim2s ndvf2s nlaf2s nlod2s nlde2s nptn2s neco2s	94.11 169.49 208.75 69.31 0.26 182.19 39.21	98.56 185.50 214.86 73.74 0.23 182.80 41.87	223.63 82.36 0.25	104.48 202.78 246.24 91.12 0.20 187.80 49.27
total nliq2s	763.33 763.33	797.54 797.54	826.89 826.89	881.88 881.88
		structure	des liquidites	
en %	1975Q1	1975Q2	1975Q3	1975Q4
%nbim2s %ndvf2s %nlaf2s %nlod2s %nlde2s %nptn2s %neco2s	12.33 22.20 27.35 9.08 0.03 23.87 5.14	12.36 23.26 26.94 9.25 0.03 22.92 5.25	11.93 23.22 27.04 9.96 0.03 22.36 5.45	11.85 22.99 27.92 10.33 0.02 21.29 5.59
		structure	des liquidites	
	1976Q1	1976Q2	1976Q3	1976Q4
nbim2s ndvf2s nlaf2s nlod2s nlde2s nptn2s	101.79 199.09 259.27 95.82 0.26 197.35	107.49 201.39 265.65 98.91 0.25 202.05	109.49 204.06 275.13 105.49 0.24 209.80	113.77 219.98 296.36 108.91 0.21 217.46

neco2s	52.97	56.62	60.30	65.24
total	906.54	932.36	964.49	1021.92
nliq2s	906.54	932.36	964.49	1021.92
			dog liguidiko	_
		structure	des liquidites	-
en %	107601	107600	107603	107604
	1976Q1	1976Q2	1976Q3	1976Q4
%nbim2s	11.23	11.53	11.35	11.13
%ndvf2s %nlaf2s	21.96 28.60	21.60 28.49	21.16 28.53	21.53 29.00
%nlod2s	10.57	10.61	10.94	10.66
%nlde2s	10.57 0.03 21.77	0.03	0.02	10.66 0.02 21.28
%nptn2s %neco2s	5.84	21.67 6.07	21.75 6.25	6.38
		structure	des liquidite	s -
	1977Q1	1977Q2	1977Q3	1977Q4
nbim2s	111.58	115.66 229.49 308.67 113.75	116.81	119.06 264.85
ndvf2s nlaf2s	214.30	229.49	244.94	264.85 346.80
nlod2s	304.31 111.94	113.75	316.88 120.48	346.80 123.69
nlde2s	0.27 233.74	0.26 237.56	0.31 244.96	0.14
nptn2s neco2s	233.74 70.48	237.56 73.13	244.96 76.67	81.71
necozs				
total	1046.62 1046.62	1078.53 1078.53	1121.05	1188.17 1188.16
nliq2s	1040.02			
		structure	des liquidite	s
9				-
en %	1977Q1	1977Q2	1977Q3	1977Q4
0.1:0-		10.72	10.42	10.02
%nbim2s %ndvf2s	10.66 20.48	10.72	10.42 21.85	10.02 22.29
%nlaf2s	29.08 10.70	28.62 10.55	28.27 10.75	29.19 10.41
%nlod2s %nlde2s	10.70	10.55 0.02	10.75	0.01
%nptn2s	22.33	22.03	21.85	21.20
%neco2s	6.73	6.78	6.84	6.88
		structure	des liquidite	s
				-
	197801	1978Q2	1978Q3	1978Q4
nbim2s ndvf2s	120.59 255.02	125.02 258.97	126.50 269.01	129.30 295.28
nlaf2s	359.76	365.43	379.35	412.97
nlod2s	126.70	127.80	132.30	133.70
nlde2s nptn2s	0.16 261.98	0.13 268.49	0.12 270.87	0.14 274.64
neco2s	87.73	91.97	96.88	103.21
total	1211.94	1237.81	1275.01	1349.25
nliq2s	1211.93	1237.81	1275.01	1349.24

		structure	des liquidite	S
en 🐧				_
	1978Q1	1978Q2	1978Q3	1978Q4
%nbim2s	9.95	10.10	9.92	9.58
%ndvf2s	21.04	20.92	21.10	21.89
%nlaf2s	29.69	29.52	29.75	30.61
%nlod2s	10.45	10.32	10.38 0.01	9.91 0.01
<pre>%nlde2s %nptn2s</pre>	0.01 21.62	0 .01 21.69	21.24	20.36
ineco2s	7.24	7.43	7.60	7.65
			don liquidito	
		structure	des liquidite	-
		105000	107003	107004
	1979Q1	1979Q2	1979Q3	1979Q4
nbim2s	129.64	135.70	134.92	136.31
ndvf2s	289.58	311.43	323.36	345.08
nlaf2s nlod2s	430.73 140.30	437.39 141.20	447.73 143.80	478.94 140.80
nlde2s	0.13	0.12	0.11	0.13
nptn2s	285.09	288.76	300.91	318.23
neco2s	111.59	115.33	118.70	122.53
total	1387.06	1429.93	1469.52	1542.01
nliq2s	1387.05	1429.92	1469.52	1542.00
		structure	des liquidite	:s
en %				
	1979Q1	1979Q2	1979Q3	1979Q4
%nbim2s	9.35	9.49	9.18	8.84
%ndvf2s	20.88	21.78	22 00	22.38
%nlaf2s	31.05	30.59	30.47	31.06
%nlod2s	10.11	9.87	9.79 0.01	9.13 0.01
%nlde2s %nptn2s	0.01 20.55	0.01 20.19	20.48	20.64
ineco2s	8.04	8.07	8.08	7.95
		structure.	dog liquidite	
		structure	des liquidite	: -
	100001	100000	100003	100004
	1980Q1	1980Q2	1980Q3	1980Q4
nbim2s	134.98	137.15	137.01	140.84
ndvf2s	324.87	344.22	354.69	371.24
nlaf2s nlod2s	487.02 141.90	487.78 139.40	497.52 143.20	536.06 144.60
nlde2s	0.18	0.11	0.14	0.14
nptn2s	338.26	347.56	358.37	365.05
neco2s	126.58	126.16	127.34	129.49
total	1553.79	1582.37	1618.28	1687.42
nliq2s	1553.79	1582.36	1618.27	1687.41

en %	1980Q1	1980Q2	1980Q3	1980Q4
%nbim2s	8.69	8.67	8.47	8.35
%ndvf2s	20.91	21.75	21.92	22.00
%nlaf2s	31.34	30.83	30.74	31.77
%nlod2s	9.13	8.81	8.85	8.57
%nlde2s	0.01	0.01	0.01	0.01
%nptn2s	21.77	21.96	22.15	21.63
%neco2s	8.15	7.97	7.87	7.67
		structure	des liquidites	
	1981Q1	1981Q2	1981Q3	1981Q4
nbim2s	137.42	148.19	149.31	157.63
ndvf2s	360.12	383.03	413.27	421.87
nlaf2s	548.67	550.10	557.63	609.20
nlod2s	148.50	150.80	164.60	175.50
nlde2s	0.20	0.24	0.28	0.18
nptn2s	387.77	400.62	378.10	366.38
neco2s	129.50	131.31	132.91	135.61
total	1712.18	1764.29	1796.12	1866.38
nliq2s	1712.18	1764.29	1796.11	1866.38
		structure	des liquidites	
en %				
	1981Q1	1981Q2	1981Q3	1981Q4
%nbim2s	8.03	8.40	8.31	8.45
%ndvf2s	21.03	21.71	23.01	22.60
%nlaf2s	32.05	31.18	31.05	32.64
%nlod2s	8.67	8.55	9.16	9.40
%nlde2s	0.01	0.01	0.02	0.01
%nptn2s	22.65	22.71	21.05	19.63
%neco2s	7.56	7.44	7.40	7.27
		structure	des liquidites	
	1982Q1	1982Q2	1982Q3	1982Q4
nbim2s	154.73	162.14	167.00	173.60
ndvf2s	418.11	442.63	459.40	470.06
nlaf2s	622.02	626.32	640.97	691.13
nlod2s	187.90	192.20	203.10	210.70
nlde2s	0.49	0.27	0.26	0.39
nptn2s	383.52	389.02	385.30 140.92	381.65 144.48
neco2s	139.47	140.01	140.92	
total	1906.24	1952.58	1996.95	2072.01
nliq2s	1906.24	1952.58	1996.95	2072.01
_				
		structure	des liquidites	
on 9				
en %	1982Q1	198202	1982Q3	1982Q4

#nDIMZS	
1983Q1	9 6 7 2 2
nbim2s 171.93 177.22 179.62 186.8 ndvf2s 466.79 487.88 499.92 503.5 nlaf2s 707.47 717.83 726.56 823.7 nlod2s 219.90 220.60 222.10 208.8 nlde2s 0.33 0.38 0.38 0.4 nptn2s 397.69 393.70 391.88 385.6 neco2s 149.67 148.75 151.52 160.4 total 2113.78 2146.37 2171.97 2269.3 nliq2s 2113.78 2146.36 2171.97 2269.3 nliq2s 2113.78 2146.36 2171.97 2269.3 showing \$8.13 8.26 8.27 8.2 %ndvf2s 22.08 22.73 23.02 22.1 %nlaf2s 33.47 33.44 33.45 36.3 %nlod2s 10.40 10.28 10.23 9.2 %nlde2s 0.02 0.02 0.02 0.02 %nptn2s 18.81 18.34 18.04 16.9 %neco2s 7.08 6.93 6.98 7.0	
nbim2s 171.93 177.22 179.62 186.8 ndvf2s 466.79 487.88 499.92 503.5 nlaf2s 707.47 717.83 726.56 823.7 nlod2s 219.90 220.60 222.10 208.8 nlde2s 0.33 0.38 0.38 0.4 nptn2s 397.69 393.70 391.88 385.6 neco2s 149.67 148.75 151.52 160.4 total 2113.78 2146.37 2171.97 2269.3 nliq2s 2113.78 2146.36 2171.97 2269.3 nliq2s 2113.78 2146.36 2171.97 2269.3 showing \$8.13 8.26 8.27 8.2 %ndvf2s 22.08 22.73 23.02 22.1 %nlaf2s 33.47 33.44 33.45 36.3 %nlod2s 10.40 10.28 10.23 9.2 %nlde2s 0.02 0.02 0.02 0.02 %nptn2s 18.81 18.34 18.04 16.9 %neco2s 7.08 6.93 6.98 7.0	
nbim2s 171.93 177.22 179.62 186.8 ndvf2s 466.79 487.88 499.92 503.5 nlaf2s 707.47 717.83 726.56 823.7 nlod2s 219.90 220.60 222.10 208.8 nlde2s 0.33 0.38 0.38 0.4 nptn2s 397.69 393.70 391.88 385.6 neco2s 149.67 148.75 151.52 160.4 total 2113.78 2146.37 2171.97 2269.3 nliq2s 2113.78 2146.36 2171.97 2269.3 %nbim2s 8.13 8.26 8.27 8.2 %ndvf2s 22.08 22.73 23.02 22.1 %nlaf2s 33.47 33.44 33.45 36.3 %nlod2s 10.40 10.28 10.23 9.2 %nlde2s 0.02 0.02 0.02 0.02 %nptn2s 18.81 18.34 18.04 16.9 %neco2s 7.08 6.93 6.98 7.0	
total 2113.78 2146.37 2171.97 2269.3 nliq2s 2113.78 2146.36 2171.97 2269.3 structure des liquidites en %	1 4 4 0 0 2
## structure des liquidites ## 1983Q1 1983Q2 1983Q3 1983Q3 ## 1983Q1 1983Q2 1983Q2 ## 1983Q2 1983Q2 ## 1983Q1 1983Q2 1983Q2 ## 1983Q2 1983Q2 ## 1983Q2 1	1
en % 1983Q1 1983Q2 1983Q3 1983Q %nbim2s 8.13 8.26 8.27 8.2 %ndvf2s 22.08 22.73 23.02 22.1 %nlaf2s 33.47 33.44 33.45 36.3 %nlod2s 10.40 10.28 10.23 9.2 %nlde2s 0.02 0.02 0.02 %nptn2s 18.81 18.34 18.04 16.9 %neco2s 7.08 6.93 6.98 7.0	1
1983Q1 1983Q2 1983Q3 1983Q3 %nbim2s 8.13 8.26 8.27 8.2 %ndvf2s 22.08 22.73 23.02 22.1 %nlaf2s 33.47 33.44 33.45 36.3 %nlod2s 10.40 10.28 10.23 9.2 %nlde2s 0.02 0.02 0.02 0.0 %nptn2s 18.81 18.34 18.04 16.9 %neco2s 7.08 6.93 6.98 7.0	
%ndvf2s 22.08 22.73 23.02 22.1 %nlaf2s 33.47 33.44 33.45 36.3 %nlod2s 10.40 10.28 10.23 9.2 %nlde2s 0.02 0.02 0.02 0.02 %nptn2s 18.81 18.34 18.04 16.9 %neco2s 7.08 6.93 6.98 7.0	4
structure des liquidites	9 0 2 9
<u> </u>	-

1984Q1 1984Q2 1984Q3 1984Q	4
nbim2s 182.50 189.14 188.52 194.8 ndvf2s 499.49 527.16 538.03 558.4 nlaf2s 836.16 844.67 860.76 914.5 nlod2s 208.90 202.30 204.10 203.9 nlde2s 0.49 0.60 0.71 0.8 nptn2s 397.09 401.72 400.95 399.3 neco2s 170.42 173.29 178.29 186.2	0 2 0 4 2
total 2295.04 2338.87 2371.36 2458.0	
nliq2s 2295.04 2338.87 2371.36 2458.0	
structure des liquidites	
en % 1984Q1 1984Q2 1984Q3 1984Q) 4
%nbim2s 7.95 8.09 7.95 7.95 %ndvf2s 21.76 22.54 22.69 22.75 %nlaf2s 36.43 36.11 36.30 37.25 %nlod2s 9.10 8.65 8.61 8.35	72 21

		143		
%nlde2s	0.02	0.03	0.03	0.03
%nptn2s	17.30		16.91	16.25 7.58
%neco2s	7.43	7.41	7.52	7.36
		structure	des liquidites	
	1985Q1	1985Q2	1985Q3	1985Q4
nbim2s	191.39 541.84	197.63	197.51 582.29 913.43 207.30	203.24 598 02
ndvf2s nlaf2s	917.40 204.80	908.40	913.43	967.37
nlod2s	204.80	201.20	207.30	209.70
nlde2s	0.90 419.46	0.89 419.17	0.81 418.62	0.53 415.91
nptn2s neco2s	204.05	213.59	221.99	236.82
necozo				
total	2479.83 2479.83	2514.74 2514.73	2541.94 2541.93	2631.58
nliq2s	24/9.03	2314.73	2341.33	
		strustura	des liquidites	
		structure	des liquidices	
en %				
	1985Q1	1985Q2		1985Q4
%nbim2s	7.72	7.86 22.82 36.12	7.77	
%ndvf2s	21.85 36.99	22.82	7.77 22.91 35.93	22.72
%nlaf2s	36.99	36.12	35.93	36.76
%nlod2s	8.26 0.04	8.00 0.04	0.10	0.97
%nlde2s %nptn2s	16.91	16.67		7.97 0.02 15.80
%neco2s	8.23	8.49	8.73	9.00
			4 1/ / 4/4	
		structure	des liquidites	
	1986Q1		1986Q3	1986Q4
abim?c	199 78		202.75	209.82
nbim2s ndvf2s	199.78 612.42	205.48 630.69	202.75 636.62	668.92
nlaf2s	969.99 214.60	945.98 209.90	946.12 215.20	981 91
nlod2s	214.60	209.90	215.20	216.90
nlde2s nptn2s	0.72 428.98	0.91 430.89	1.00 424.52	416.11
neco2s	255.42	268.73	277.71	295.37
				2790.09
total	2681.92 2681.92	2692.59 2692.59	2703.93 2703.92	2790.09
nliq2s	2001.32			
		structure	des liquidites	
en %			100003	198604
	1986Q1	1986Q2	1986Q3	130004
%nbim2s	7.45	7.63	7.50	7.52
%ndvf2s	22.84	23.42	23.54	23.97
%nlaf2s	36.17 8.00	35.13 7.80	34 .99 7.96	35.19 7.77
%nlod2s %nlde2s	0.03	0.03	0.04	0.04
%nptn2s	16.00	16.00	15.70	14.91
%neco2s	9.52	9.98	10.27	10.59

Using	1986Q1	-1986Q4	structure	des liquidi	tes
	_	1986Q1	1986Q2	1986Q3	1986Q4
nbim2s ndvf2s nlaf2s nlod2s nlde2s		199.78 612.42 969.99 214.60 0.72	205.48 630.69 945.98 209.90 0.91	202.75 636.62 946.12 215.20 1.00	209.82 668.92 981.91 216.90
nptn2s neco2s	-	428.98 255.42	430.89 268.73	424.52 277.71	416.11 295.37
total nliq2s	_	2681.92 2681.92	2692.59 2692.59	2703.93 2703.92	2790.09 2790.08
			structure	des liquidi	tes
en %	_	1986Q1	1986Q2	1986Q3	1986Q4
%nbim2s %ndvf2s %nlaf2s %nlod2s %nlde2s %nptn2s %neco2s	-	7.45 22.84 36.17 8.00 0.03 16.00 9.52	7.63 23.42 35.13 7.80 0.03 16.00 9.98	7.50 23.54 34.99 7.96 0.04 15.70 10.27	7.52 23.97 35.19 7.77 0.04 14.91 10.59

ANNEXE 1

D : Regroupement des liquidités :

Billets + dépôts à vue, livrets avec avantages fiscaux, autres liquidités

			liquidites	
	197 0 Q1	1970Q2	197 0 Q3	1970Q 4
sl sla sal	103.09 111.84	104.13 115.40	153.27 107.40 120.92	159.90 114.73 127.30
total nliq2s	357.24	367.09 367.09		401.93 401.93
		structure des	liquidites	
en 🚷	1970Q1	1970Q2		1970Q4
%sl %sla %sal	39.84 28.86 31.31	40.20 28.37 31.44	40.17 28.14 31.69	39.78 28.54 31.67
			liquidites	
		1971Q2	1971Q3	1971Q4
sl sla sal		167.67 119.88 142.25	175.60 123.16 149.29	181.70 131.33 157.46
total nliq2s	413.61 413.61	429.80 429.80	448.04 448.04	470.49 470.49
		structure des	liquidites	
en %	1971Q1		1971Q3	1971Q4
%sl %sla %sal	38.57 28.55 32.88	39.01 27.89		38.62 27.91 33.47
			liquidites	
	1972Q1	1972Q2	1972Q3	1972Q4
sl sla sal	182.84 133.86 168.02	193.46 135.54 177.19	203.91 138.87 184.50	212.20 148.67 194.10
total nliq2s	484.71 484.71	506.19 506.19	527.28 527.28	554.97 554.97
		structure des	liquidites	
en %	1972Q1	1972Q 2	1972Q3	1972Q4

%sl %sla %sal	37.72 27.62 34.66	38.22 26.78 35.00	38.67 26.34 34.99	38.24 26.79 34.98
			des liquidites	
	1973Q1			1973Q4
sl sla sal	152.43 205.70	224.75 153.87 213.46	158.04 223.82	240.98 169.14 236.67
total nliq2s	566.86 566.86	592.08	613.62 613.62	646.79 646.79
			des liquidites	
en %	1973Q1		1973Q3	1973Q4
%sl %sla %sal	36.82 26.89 36.29	37.96 25.99 36.05	37.77 25.76 36.47	37.26 26.15 36.59
		structure o	des liquidites	
	197 4 Q1			1974Q4
sl sla sal	175.82 246.22	242.76 178.93 250.70	249.82 185.28 265.19	199.84 274.45
total nliq2s	635.61 635.61	672.39 672.39	700.30	733.11
		structure	des liquidites	
en %	197 4 Q1	1974Q2	1974Q3	1974Q4
%sl %sla %sal	33.60 27.66	36.10 26.61	35.67 26.46 37.87	35.31 27.26 37.44
		structure	des liquidites	<u>-</u>
	1975Q1	1975Q2		1975Q4
sl sla sal		214.86 298.63	290.69 223.63 312.57	307.26 246.24 328.39
total nliq2s	763.33 763.33		826.89 826.89	881.88 881.88

en %				
	1975Q1		1975Q3	1975Q4
%s1	34.53	35.62	35.16	34.84
%sla	27.35	26.94	27.04	27.92
%sal	38.12	37.44	35.16 27.04 37.80	37.24
			des liquidites	
			des lidulaites	
	107601		107603	107604
		1976Q2		1976Q4
sl	300.88	308.88	313.54 275.13 375.82	333.75
sla	259.27	265.65	275.13	296.36
sal				
total	906.54	932.36	964.49	1021.92
nliq2s	906.54	932.36	964.49 964.49	1021.92
			des liquidites	
en 🕯				
	1976Q1	1976Q2	1976Q3	1976Q4
%sl	33.19		32.51	32.66
%sla	28.60	28.49	28.53	29.00
%sal	38.21	38.38	32.51 28.53 38.97	38.34
		structure	des liquidites	
	197701	197702	197703	197704
		1977Q2		1977Q4
sl	325.89 304.31	345.15	361.74 316.88 442.43	383.91
sla	304.31	308.67	316.88	346.80
sal				437.40
total	1046.62	1078.53 1078.53	1121.05	1188.16 1188.16
nliq2s	1046.62	1078.53	1121.05	1188.16
		structure	des liquidites	
en %				
	1977Q1	1977Q2	1977Q3	1977Q 4
%s1	31.14	32.00	32.27	32.31
%sla	29.08	28.62	28.27	29.19
%sal	39.79	39.38	39.47	38.50
		structure	des liquidites	
	107001	107000	197907	107904
	1978Q1	1978Q2	1978Q3	1978Q4
sl	375.60	383.99	395.51	424.59
sla	359.76	365.43	379.35	412.97
sal	476.57	488.39	500.16	511.69
total	1211.93	1237.81	1275.01	1349.24
nliq2s	1211.93	1237.81	1275.01	1349.24

_				
en %	1978Q1	1978Q2	1978Q3	1978Q4
%sl	30.99	31.02	31.02	31.47
%sla %sal	39.32	39.46	31.02 29.75 39.23	37.92
			des liquidites	
	1979Q1	1979Q2	1979Q3	1979Q4
sl	419.22	447.13	458.28	481.39
sla sal	430.73 537.10	437.39 545.41	458.28 447.73 563.51	478.94 581.68
total				
nliq2s	1387.05	1429.92	1469.52 1469.52	1542.00
		structure	des liquidites	
en %	1979Q1	1979Q2	1979Q3	1979Q4
%s1	30.22	31.27	31.19	31.22
%sla %sal	31.05 38.72	30.59 38.14	31.19 30.47 38.35	31.06
		structure	des liquidites	
	1980Q1	1980Q2	1980Q3	1980Q 4
sl	459.85	481.37	491.70	512.08
sla sal	487.02 606.92	487.78 613.22	497.52 629.05	536.06 639.28
total			1618.27	
nliq2s	1553.79	1582.36	1618.27	1687.41
			des liquidites	
en %	1980Q1	1980Q2	1980Q3	1980Q 4
% s1	29.60	30.42	30.38	30.35
%sla %sal	31.34 39.06	30.83 38.75	30.7 4 38.87	31.77 37.89
*501				
		Structure	des liquidites	
	1981Q1	1981Q2	1981Q3	198104
sl	497.54	531.22	562.59	579.50
sl a sal	548.67 665.97	550.10 682.97	557.63 675.89	609.20 677.67
total	1712.18	1764.29	1796.11	1866.38

nliq2s	1712.18	1764.29	1796.11	1866.38
		structure	des liquidites	
en 🕏	1981Q1			1981Q4
%sl	29.06	30.11	31.32	31.05
%sla	32.05	31.18	31.05	32.64
%sal	38.90	38.71	31.32 31.05 37.63	36.31
		structure	des liquidites	
	1982Q1			1982Q4
_1	572 OF	604 77		643 66
sl sla	622.02	626.32	626.40 640.97	691.13
sal	711.38	721.49	626.40 640.97 729.58	737.21
total	1906.24	1952.58	1996.95	2072.01
nliq2s	1906.24	1952.58	1996.95 1996.95	2072.01
		structure	des liquidites	
9				
en %	1982Q1	1982Q2	1982Q3	1982Q4
%s1	30.05	30.97		31.06
%sla	32.63	32.08	31.37 32.10 36.53	33.36
%sal	37.32	36.95	36.53	35.58
		structure	des liquidites	
	1983Q1			1983Q4
sl	638.72	665.10	679.54 726.56 765.88	690.35
sla	707.47	717.83	726.56	823.74
sal				
total	2113.78	2146.36	2171.97	2269.31
nliq2s	2113.78	2146.36	2171.97 2171.97	
		structure	des liquidites	
en 🖁				
	1983Q1			1983Q4
%sl	30.22	30.99	31.29 33.45 35.26	30.42 36.30
%sla	33.47	33.44	33.45	36.30 33.28
%sal	36.31			
		structure	des liquidites	
	1984Q1			1984Q4
sl	681.99		726.54 860.76	753.22
sla	836.16	844.67	860.76	914.52

sal		776.89	777.90	784.05	790.30
total		2295.04	2338.87	2371.36	2458.05
nliq2s		2295.04	2338.87	2371.36	2458.05
				das lieviditas	
			structure	des liquidites	
en 🕏			.00400	100403	100404
		1984Q1	1984Q2	1984Q3	1984Q4
%sl		29.72	30.63	30.64	30.64
%sla %sal		36.43 33.85	36.11 33.26	36.30 33.06	37.21 32.15
1541					
			structure	des liquidites	
		1985Q1	1985Q2	1985Q3	1985Q4
sl		733.23	771.49	779.80	801.26
sla		917.40	908.40	913.43	967.37
sal		829.20	834.84		862.95
total		2479.83	2514.73	2541.93	2631.58
nliq2s		2479.83	2514.73	2541.93	2631.58
				den linuiditor	
				des liquidites	•
en 🕏			100500	100503	100504
		1985Q1	1985Q2	1985Q3	1985Q4
%sl		29.57	30.68	30.68	30.45
%sla %sal		36.99 33.44	36.12 33.20	35.93 33.39	36.76 32.79
1501					
			structure	des liquidites	
		1986Q1	1986Q2		1986Q4
sl		812.20	836.17	839.37 946.12	878.74
sla		969.99	945.98		
sal		899.72	910.44	918.43	929.43
total		2681.92			2790.08
nliq2s		2681.92	2692.59	2703.92	2790.08
			structure	des liquidites	
en €		1986Q1	1986Q2	1986Q3	1986Q4
%sl		30.28	31.05 35.13	31.04 34.99	31.50 35.19
%sla %sal		36.17 33.55	33.81	33.97	33.31
Using	1986Q1	-1986Q4			

Using 1986Q1 -1986Q4

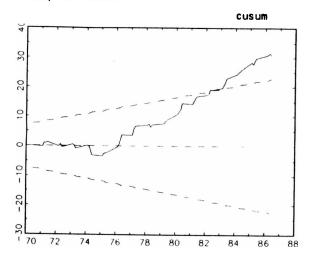
	1986Q1	1986Q2	1986Q3	1986Q4
sl	812.20	836.17	839.37	878.74
sla	969.99	945.98	946.12	981.91
sal	899.72	910.44	918.43	929.43
total	2681.92	2692.59	2703.92	2790.08
nliq2s	2681.92	2692.59	2703.92	2790.08

en	8				
		1986Q1	1986Q2	1986Q3	1986Q4
%sl		30.28	31.05	31.04	31.50
%sla		36.17	35.13		
			35.13	34.99	35.19
%sal		33.55	33.81	33.97	33.31

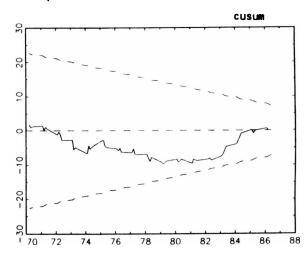
ANNEXE 2

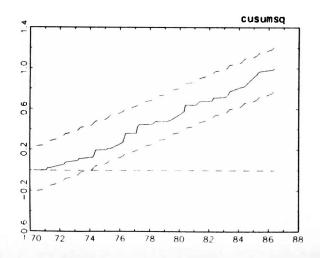
TESTS CUSUM ET CUSUMSQ

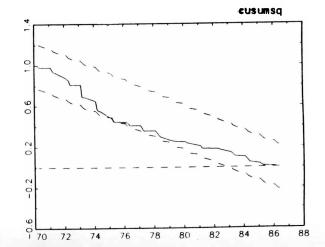
Séquence avant



Séquence arrière

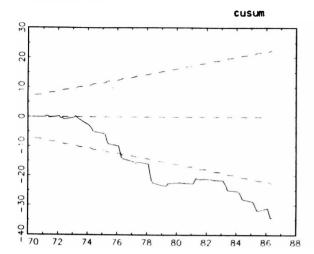




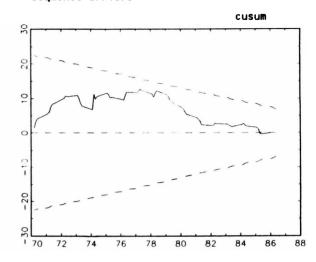


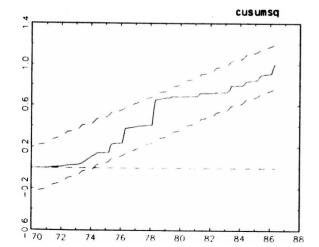
MODELE D'AJUSTEMENT PARTIEL : DEMANDE DE LIQUIDITES

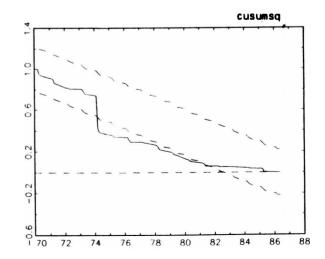
Séquence avant



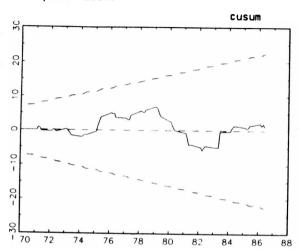
Séquence arrière



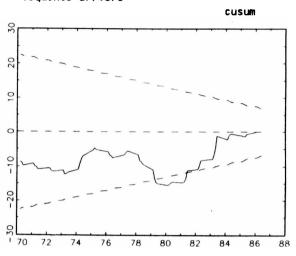


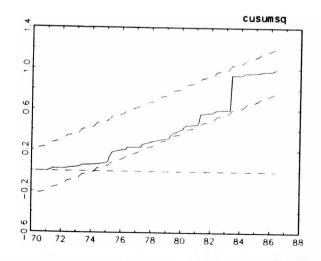


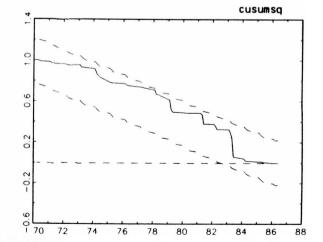
Séquence avant

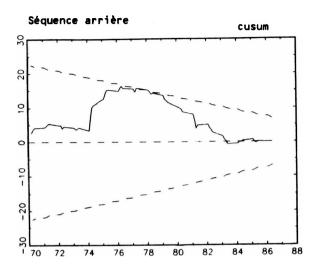


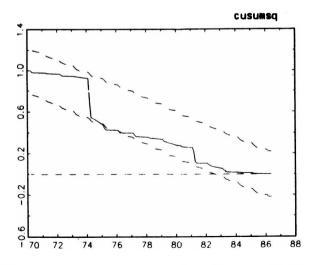
Séquence arrière

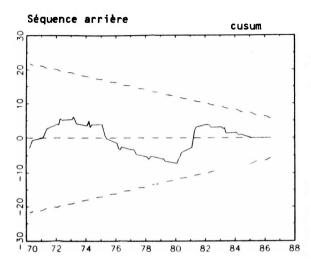


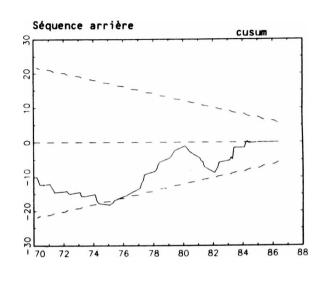


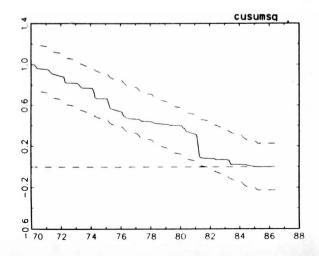


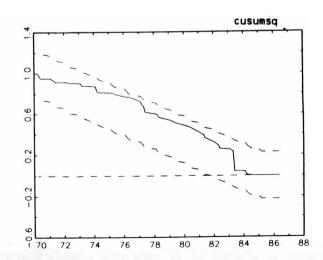




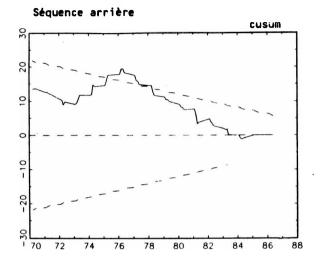


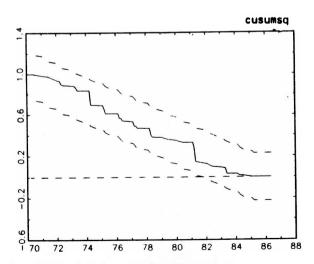


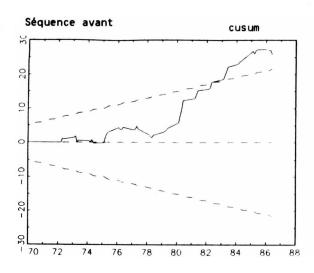


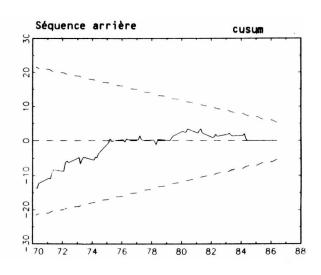


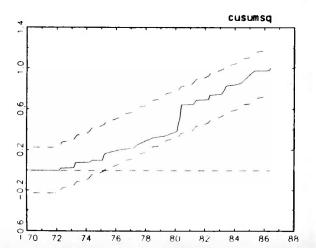
MODELE D'ALLOCATION - TROIS ACTIFS LIQUIDES - FORMULATION LOG-LOG AUTRES LIQUIDITES

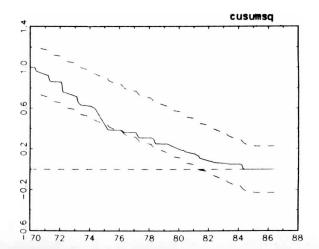




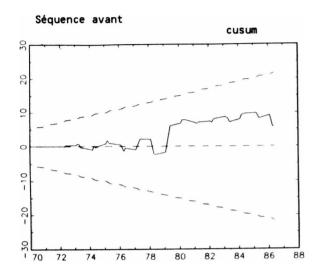


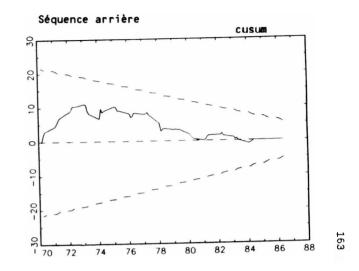


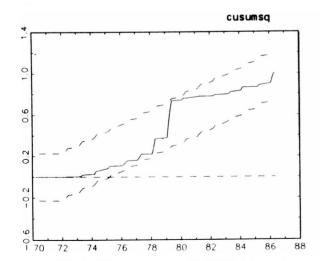


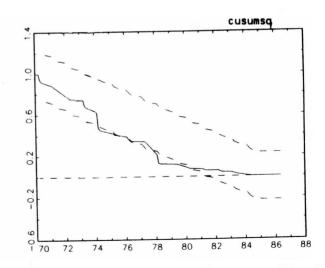


CONSOMMATION ET ACTIFS LIQUIDES - VARIABLE D'ECHELLE : REVENU - FORMULATION LOG-LOG LIQUIDITES

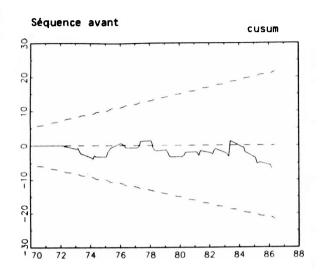


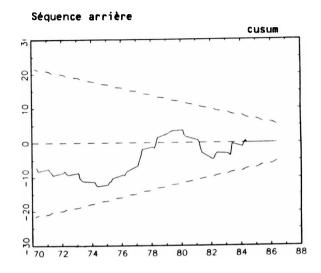


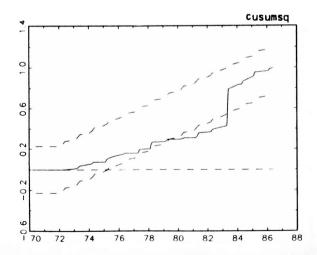


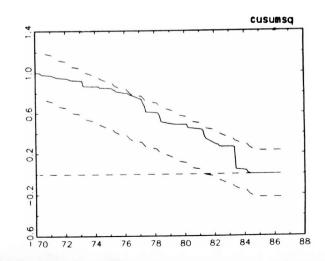


CONSOMMATION ET ACTIFS LIQUIDES - VARIABLE D'ECHELLE : REVENU - FORMULATION LOG-LOG LIVRETS AVANTAGES

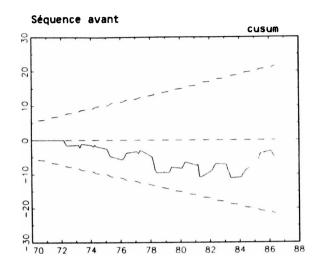


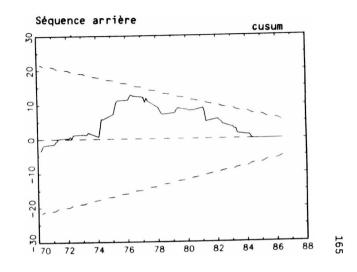


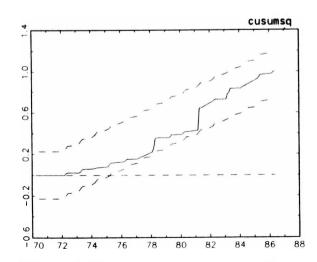


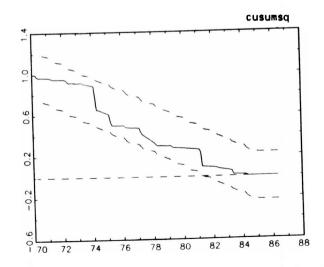


CONSOMMATION ET ACTIFS LIQUIDES - VARIABLE D'ECHELLE : REVENU - FORMULATION LOG-LOG AUTRES LIQUIDITES



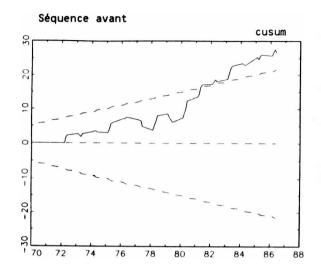


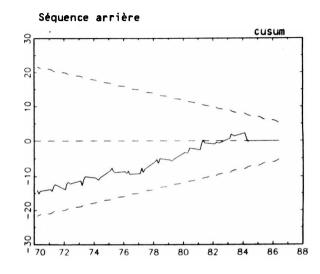


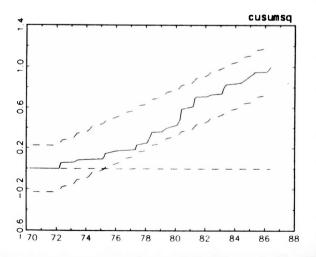


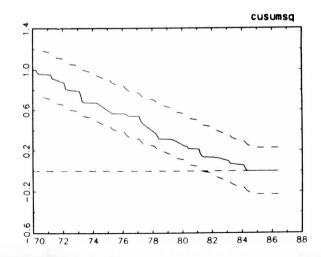
CONSOMMATION ET ACTIFS LIQUIDES - MODELE D'ALLOCATION - FORMULATION LOG-LOG

CONSOMMATION

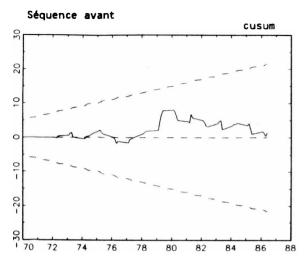


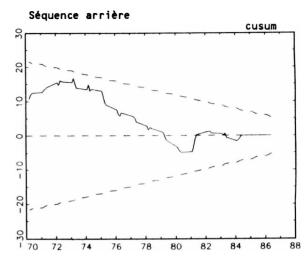


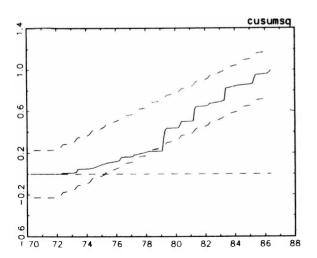


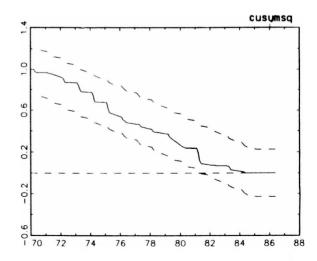


CONSOMMATION ET ACTIFS LIQUIDES - MODELE D'ALLOCATION - FORMULATION LOG-LOG LIQUIDITES

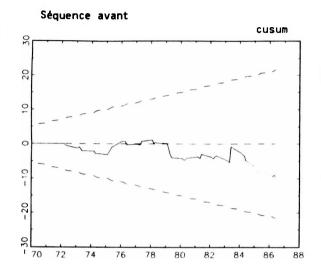


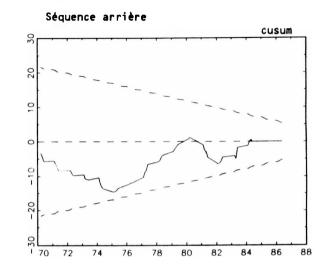


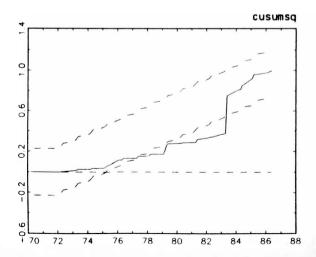


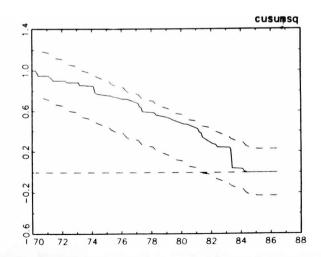








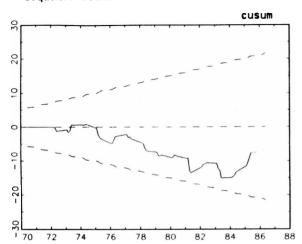


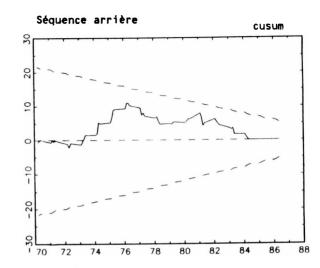


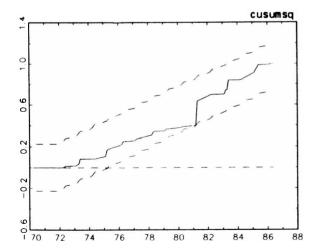
CONSOMMATION ET ACTIFS LIQUIDES - MODELE D'ALLOCATION - FORMULATION LOG-LOG

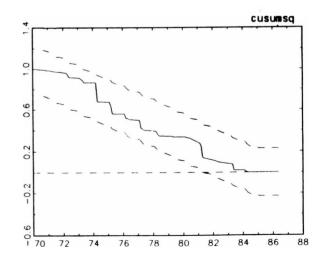
AUTRES LIQUIDITES

Séquence avant









B I B L I O G R A P H I E

BIBLIOGRAPHIE

- BACKUS, D. et PURVIS, D 1980, "An integrated model of household flow of funds allocations", <u>Journal of Money, Credit</u> and Banking, Vol. 12, mai, pp. 400-21.
- BANQUE DE FRANCE, nº 23, TERF.
- BARRO R.J. (1976a), "Rational Expectations and the Role of Monetary Policy", <u>Journal of Monetary Economics</u>, vol. 2, Janvier, 1-32.
- BARRO R.J., 1976b), "Indexation in a Rational Expectations Model", Journal of Economic Theory, vol. 13, 229-244.
- BILSON J.F., 1980, "The rational expectations approach to the consumption function: a multi-country study",

 <u>European Economic Review</u> 13, pp. 273-299.
- BLINDER A.S., DEATON A., 1985, "The time series consumption function revisited", <u>Brookings Papers on Economic Activity</u>, 2,pp.465-521.
- BOUTILLIER M. et CHARPIN F., 1987, "Le choix de portefeuille des ménages : une analyse économétrique de 1959 à 1985 pour la France", version préliminaire.
- BRAINARD W.C. et TOBIN J., 1968: "Pitfalls in financial model building", American Economic Review 58, mai, pp. 99-122.
- BRUNNER K., CUKIERMAN A. et MELTZER A.H., 1980, "Stagflation, persistent unemployment and the permanence of Economic Shocks", Journal of Monetary Economics, vol. 6, Avril, pp. 467-492.
- CAMPBELL J.Y. et MANKIW N.Q., 1987, "Are Output Fluctuations

 Transitory?", Quarterly Journal of Economics, vol. 102,

 Novembre, 857-880.

- CHRISTOPHIDES L.N., 1976, "Quadratic costs and multi-asset partial adjustment equations", Applied Economics, n° 8, pp. 301-304.
- CLARK C., 1973, "The demand for money and the choice of a permanent income estimate: some canadian evidence, 1926-65",

 Journal of Money, Credit and Banking 5, pp. 773-793.
- CLEMENS K., EVANS M., IRONMONGER D.D. et POWELL A.A., 1978, "A linear expenditure system with adjustment costs", The Economic Record, décembre, pp. 321-333.
- CUKIERMAN A., 1980, "The effect of Wage indexation on macroeconomic fluctuations: a generalization", <u>Journal of Monerary Economics</u>, vol. 6, Avril, pp. 147-170.
- CUTHBERTSON K., 1985, The supply and demand for money, Basil Blackwell.
- DARBY M.R., 1974, "The permanent-income theory of consumption A restament", Quarterly Journal of Economics 88, pp. 228-250.
- FLAVIN M., 1981, "The adjustment of consumption to changing expectations about future income, <u>Journal of Political</u> Economy 89, pp. 974-1009.
- FLAVIN M., 1985, "Excess sensitivity of consumption to current income: liquidity contraints or myopa?, Canadian Journal of Economics 18, n° 1, pp. 117-136.
- GARDES F. et MADRE J.L., 1989, "Anticipations des ménages et achats d'automobiles", rapport CREDOC, Juin.
- GARDES F., 1984, "Variation des ensembles de choix, évolution des différents types de revenu et comportements de consommation", thèse d'Etat, Université Paris IX-Dauphine.

- GARDES F., 1985, "A permanent income theory of consumption with changing expectations of tendancial income, LSE, seminar of econometrics, (février).
- GARDES F., 1987, Relation entre élasticités de courte et longue période et changement des anticipations dans un modèle de revenu permanent, in CREDOC : Les modèles dynamiques de demande, pp. 5-59.
- GRAY J.A., 1976, "Wage indexation: a macroeconomic approach",

 Journal of Monetary Economics, vol. 2, avril, pp. 221-235.
- GRAY J.A., 1978, "On indexation and contract length", Quarterly

 Journal of Economics, vol. 86, février, pp. 1-18.
- HALL R.E., 1978, "Stochastic implications of the life-cycle permanent income hypothesis: theory and evidence",

 Journal of Political Economy 86, pp. 974-1009.
- HENDRY D.F. et VON UNGERN-STRENBERG, 1981, "Liquidity and inflation effects on consumers's expenditure, in Essays in the theory and measurement of consumer behaviour in honour of sir Richard Stone (ed. A. Deaton), Cambridge U.P.
- HOLDEN K. et PEEL D.A., 1985, "Surprises in the consumption function, incomplete current information and moving average errors: a note", <u>Economic Journal</u> 95, mars, pp. 183-188.
- KARNI E., 1983, "On optimal wage indexation", <u>Journal of Political</u> <u>Economy</u>, vol. 91, pp. 282-292.
- KESSLER D., STRAUSS-KAHN D., 1978, "Epargne et inflation", Consommation 4, pp. 3-22.

- KOHLI U.R., 1981, Permanent income in the consumption and the demand for money function, Journal of Monetary Economics 7, pp. 227-238.
- KOTLIKOFF L. et PAKES A., 1986, Looking for the news in the noise: additional stochastic implications of optimal consumption choice, contribution à l'International seminar on the life-cycle theory, Paris, 4 et 5 juin.
- KYDLAND F.E. et PRESCOTT E.C., 1982, "Time to build and Aggregate fluctuations", Econometrica, vol. 50, pp. 1350-1370.
- LEVY-GARBOUA L., 1985, Nouvelles estimations de fonctions de demande sur séries temporelles désagrégées, communication aux Journées de Microéconomie Appliquée, Paris, mai.
- MADDALA G.S., 1981, Econometrics, Mc Graw Hill.
- MUELLBAUER J., 1983, "Surprises in the consumption function", <u>Economic Journal</u>, Conference papers, 34.
- MUTH J.F., 1960, "Optimal properties of exponentially Weighted Forecasts", <u>Journal of the American Statistical Association</u>, vol. 55, juin, pp. 299-306.
- NELSON C.R. et PLOSSER C.I., 1982, "Trends and random walks in Macroeconomic time series: some evidence and implications", <u>Journal of Monetary Economics</u>, vol.10, janvier, pp. 139-162.
- OWEN D., 1986, Money, wealth and expenditure, Cambridge University Press.

- OWEN D., 1986, "Dynamics models of postfolio behavior: a general integrated model incorporating sequency effects", American Economic Review 71, mars, pp. 231-238.
- PAGAN A., 1984, Econometric issues in the analysis of regressions with generated regressors, International Economic Review, 25, 1, pp. 221-247.
- POUCHAIN M., 1980, "Estimations de demande de facteurs en termes d'ajustements croisés", Annales de l'INSEE, n° 38, 39, pp. 259-286.
- POUCHAIN M., 1983, Les dynamiques de demande de facteurs de production dans l'économie française, Thèse de Doctorat d'Etat, Université de Paris I.
- PURVIS D., 1978, "Dynamic models of postfolio behavior : more on postfalls in financial model building", American Economic Review 68, juin, pp. 403-409.
- ROBIN J.M. et LEVY-GARBOUA L., 1987, La représentation implicite des goûts dans les modèles dynamiques de demande, Paris : CREDOC.
- SARGENT T.J., 1979, "Macroeconomic Theory", New York: Academic Press.
- SEATER J.J., 1982, "On the estimation of permanent income", <u>Journal</u> of Money, Credit and Banking 14, n° 1, pp. 76-83.
- SMITH G., 1975, "Pittfalls in financial model building: a clarification", American Economic Review 65, PP. 510-516.
- SPIVAK A., WEINBLATT J. et ZILBERFARB B.Z., 1987, "Inflation and wage indexation with multiperiod contracts", <u>Euro-</u>pean Economic Review, vol. 31, août, pp. 1299-1313.

- WEISSENBERGER E., 1986, "Consumption innovations and income innovations: the case of the United Kingdom and Germany", Review of Economics and Statistics 68, n° 1, février.
- ZELLNER A., HUANG D.S. et CHALI L.C., 1965, "Further analysis of the short-run consumption function with emphases on the role of liquid assets", Econometrica 33, pp. 571-581.

COLLECTION RaPPORTS

Récemment parus :

Prévisions à long terme du trafic automobile, par Jean-Loup Madre, Thierry Lambert, N° 60, Mai 1989.

Accueil de la petite enfance et activité féminine, par Georges Hatchuel, N° 61, Mai 1989.

"Conditions de vie et Aspirations des Français", Rapport Energie, phase XI, automne 1988, par Françoise Gros, N° 62, Juillet 1989.

Analyse locale de la motorisation dans la région Lyonnaise, par Thierry Lambert et Jean-Loup Madre, N° 63, Juillet 1989.

Anticipations des ménages et achats d'automobiles, par François Gardes et Jean-Loup Madre, N° 64, Juillet 1989.

"Conditions de vie et Aspirations des Français", Rapport technique, vague de printemps 1989, par l'Equipe "Aspirations", N° 65, Août 1989.

Président : Bernard JOUVIN Directeur : Robert ROCHEFORT 142, rue du Chevaleret, 75013 PARIS - Tél : (1) 40.77.85.00

