

Le Centre de Recherche pour l'Étude et l'Observation des Conditions de Vie, association à but non lucratif régie par la loi de 1901, est un organisme scientifique fonctionnant sous la tutelle du Commissariat Général du Plan d'Équipement et de la Productivité. Son Conseil d'Administration est présidé par M. Michel Albert, Commissaire Général au Plan.

L'objet de cette association est le suivant :

- faire toute étude sur les conditions de vie de la population ;
- promouvoir toute recherche statistique, économique, sociologique ou psychosociologique sur la consommation, les besoins, les aspirations et les conditions de vie de la population ;
- et en général, entreprendre toute étude sur des sujets intéressants, directement ou indirectement, la satisfaction des besoins et des aspirations et l'amélioration des conditions de vie de la population.

Les résultats de ces travaux sont en général publiés dans la revue trimestrielle « Consommation ».

Ils peuvent paraître sous forme d'articles dans d'autres revues françaises ou étrangères ou bien faire l'objet de publications séparées, lorsque leur volume dépasse celui d'un article de revue.

Le Centre de Recherche pour l'Étude et l'Observation des Conditions de Vie peut, en outre, exécuter des études particulières à la demande d'organismes publics, privés ou internationaux. Ces études ne font qu'exceptionnellement l'objet de publication et seulement avec l'accord de l'organisme qui en a demandé l'exécution.

Président : Michel ALBERT
Commissaire Général au Plan

Vice-Présidents : Philippe HUET
Inspecteur Général des Finances, Expert du Conseil de l'O.C.D.E.
Président du Conseil d'Administration du S.E.I.T.A.

Edmond MALINVAUD
Directeur Général de l'I.N.S.E.E.

Directeur : André BABEAU
Professeur à l'Université de Paris-X

*Toute reproduction de textes ou graphiques
est autorisée sous réserve de l'indication de la source*

XXV^e année
N° 4 Octobre-Décembre 1978

Consommation

COMMISSARIAT GÉNÉRAL DU PLAN D'ÉQUIPEMENT ET DE LA PRODUCTIVITÉ

CENTRE DE RECHERCHE
POUR L'ÉTUDE ET L'OBSERVATION
DES CONDITIONS DE VIE
142, rue du Chevaleret,
75634 PARIS CEDEX 13

DUNOD
É D I T E U R

Abonnements/**Subscriptions**
1979 et années antérieures

Un an, 4 numéros	France	135 F
One year, 4 issues	Autres pays Other countries	160 F
Le numéro/ per issue		50 F

C.D.R. Centrale des Revues
B.P. 119, 93104 Montreuil Cedex, France
Tél. : 374.12.45

sommaire

ÉTUDES

DENIS KESSLER ET DOMINIQUE STRAUSS-KAHN Épargne et inflation.....	3
MICHEL JAMBU, YVONNE BERNARD ET JEAN-PIERRE FÉNELON Analyse du contenu, codage et analyse des données... ..	23
ANDRÉ BABEAU Le coût de la sécurité du consommateur.....	65
RÉSUMÉS-ABSTRACTS.....	85
BIBLIOGRAPHIE.....	87

ÉPARGNE ET INFLATION

par

Denis KESSLER ⁽¹⁾ et Dominique STRAUSS-KAHN ⁽²⁾

SOMMAIRE

1. Quelques déterminants du taux d'épargne.....	4
2. Épargne et inflation dans les relations économétriques.....	7
2.1. Aux États-Unis une corrélation positive apparaît entre le taux d'épargne et le taux d'inflation.....	7
2.1.1. Le modèle de E. W. Green et S. L. Johnson.....	7
2.1.2. Les travaux de T. Juster et P. Wachtel.....	7
2.1.3. Le modèle de A. Deaton.....	12
2.2. A partir des travaux effectués en France il est difficile d'affirmer que l'inflation gonfle l'épargne.....	14
2.2.1. L'influence de l'inflation sur la consommation dans MOGLI.....	14
2.2.2. L'effet d'encaisses réelles dans le modèle MIME....	16
3. Augmentation du taux d'épargne et épargne contractuelle.....	18
Conclusion.....	21

Lorsqu'ils sont destinés à contribuer à l'explication des phénomènes économiques, les modèles économétriques sont volontiers décriés : fournissent-ils des informations que le bon sens corrobore et les voilà superflus, incitent-ils à mettre en question une opinion que l'on pense bien établie et les voilà brocardés. Mais, fort heureusement pour eux, ces modèles ont une autre fonction qui les rend indispensables : la prévision. Du moins cette capacité à prévoir les rendait-elle indispensables naguère. Les dérèglements notables que les économies

(1) Université de Paris-X et C.R.E.P.

(2) Université de Nancy-II et C.R.E.P.

occidentales ont connus dans les années 70 ont fait grand tort à la plupart des instruments sophistiqués dont disposaient les économètres. Des structures se modifiant, des comportements évoluant, les meilleurs points de repère se sont voilés et les relations les plus solides ont dû être amendées. Et qu'est-ce qu'un modèle de prévision si chaque information nouvelle vient altérer ce que l'on tenait pour acquis?

A la suite de cet échec, au moins partiel, de grands efforts ont été déployés, parfois pour tenter de formuler des explications nouvelles, et le plus souvent pour exhumer des hypothèses anciennes qu'en leur temps les faits n'avaient pu vérifier. L'étude de la consommation et de l'épargne ne fait pas exception. Et si de « vieilles lunes » de l'analyse économique semblent redécouvertes par certains, on cherche vainement dans les travaux récents une approche tant soit peu novatrice des comportements des ménages.

S'agissant du taux d'épargne, c'est son augmentation régulière depuis quelques années, après des décennies de remarquable stabilité, qui a été à l'origine d'une interrogation nouvelle. Et c'est dans une relation simple et systématique entre le taux d'épargne et le taux d'inflation qu'on a cru trouver l'explication cherchée.

On fera d'abord un rapide inventaire de la boîte à outils des économistes pour voir si la croissance récente du taux d'épargne ne peut trouver d'autres raisons que l'importance du taux d'inflation. En transposant à la France les modèles étrangers puis en étudiant de près les modèles français, on critiquera la liaison épargne-inflation qui y est proposée. Pour conclure, on évoquera une autre interprétation ⁽¹⁾.

1. QUELQUES DÉTERMINANTS DU TAUX D'ÉPARGNE

Depuis les travaux de Keynes, de nombreux économistes ont accepté l'idée que le niveau du revenu est le principal déterminant de l'épargne des ménages. Cependant, si le modèle keynésien « naïf » qui suppose une croissance du taux d'épargne quand le revenu s'élève n'est pas infirmé par les données en coupe instantanée, il ne peut être retenu pour une analyse chronologique. L'augmentation du revenu réel devrait, en effet, conduire depuis plusieurs décennies à une augmentation sensible du taux d'épargne or, comme on le sait, celui-ci a été remarquablement stable en moyenne dans tous les pays jusqu'au début des années 70. Différentes hypothèses théoriques bien connues ont été formulées ⁽²⁾, qui permettent toutes, tant bien que mal, de réconcilier les données individuelles instantanées et les statistiques agrégées chronologiques. Mais dans tous les cas le rôle primordial du revenu n'est pas vraiment mis en cause.

(1) Cet article reprend sans les développer quelques résultats d'une recherche menée par le groupe nanterrois du C.R.E.P. dans le cadre d'une A.T.P. du C.N.R.S. sur « les stratégies des ménages dans l'inflation ». Cette recherche sera intégralement publiée en 1979.

(2) Cf. notamment D. BRADY et R. FRIEDMAN [2], puis J. DUESENBERY [6] pour l'hypothèse du revenu relatif, F. MODIGLIANI et A. ANDO [11] sur la théorie du cycle de vie, enfin M. FRIEDMAN [7] et le revenu permanent. Les chiffres entre crochets renvoient à la bibliographie *in fine*.

Or dans nombre de pays occidentaux on constate depuis quelques années une concomitance troublante : le taux d'épargne qui était à peu près constant depuis un quart de siècle au moins a tendance à s'élever alors que la croissance du revenu réel se ralentit, voire s'annule. Aussi plusieurs études récentes ont-elles entrepris de réintroduire, sinon à la place, du moins à côté du revenu, d'autres variables qui, pour n'être pas nouvelles, n'en avaient pas moins été quelque peu négligées. Cependant, certaines sont moins pertinentes que d'autres et on peut dès l'abord écarter deux analyses traditionnelles mais peu adaptées.

La première qui a sans doute les racines les plus anciennes fait appel au rôle joué par les taux d'intérêt. Dans la version moderne de cette thèse, la décision d'épargne est analysée comme un choix de portefeuille (1). Selon que les flux d'épargne s'orientent vers les actifs de rendement ou des actifs de jouissance, c'est ce rendement ou cette jouissance qui seront porteurs d'utilité et l'estimation que fait l'épargnant du risque inhérent à ces placements permettra de déterminer une structure optimale de l'épargne. Dans ce schéma une hausse des taux d'intérêt devrait globalement augmenter l'épargne. Cependant deux nuances doivent être introduites. D'abord il faut noter que ce sont, bien entendu, les taux d'intérêt réels qui sont significatifs et non les taux nominaux. Par ailleurs, Keynes avait déjà atténué cette causalité un peu simple de l'analyse néo-classique en remarquant qu'une hausse des taux d'intérêt réels doit conduire à une baisse de l'investissement et donc à un fléchissement du revenu avec sa conséquence inéluctable sur l'épargne. Ainsi même en admettant l'hypothèse selon laquelle les taux d'intérêt réels auraient augmenté depuis quelques années (2), il semble difficile d'attribuer à ce phénomène la hausse du taux d'épargne qui a été constatée.

Une seconde explication est parfois avancée : elle a trait aux facteurs démographiques. La structure par âge de la population pourrait avoir une influence sur l'épargne dans la mesure où, à revenu égal, les ménages jeunes épargnent peu parce qu'ils achètent beaucoup de biens durables. Par ailleurs, la taille des ménages ne serait pas sans effet : les familles nombreuses supportant des charges d'éducation particulièrement lourdes. Cependant la plupart des études montrent que les variations de ces facteurs démographiques ne laissent que peu de traces sur le taux d'épargne. Par ailleurs et surtout, ces variables évoluent très lentement, aussi ne peuvent-elles expliquer le changement de tendance qui a été observé.

On est alors conduit à analyser quelques déterminants de l'épargne beaucoup plus caractéristiques de la période actuelle : le chômage, l'inflation et l'épargne contractuelle.

S'agissant du chômage on doit s'attendre à ce qu'il déprime le taux d'épargne. En effet, à un taux de chômage important correspond un certain tassement

(1) Cf. J. TOBIN [12].

(2) Le calcul d'un taux d'intérêt réel est moins simple qu'il n'y paraît. Il faut en effet disposer d'un indice général des prix incluant les prix des actifs patrimoniaux. Il est clair qu'un simple indice des prix à la consommation ne saurait suffire (cf. A. BABEAU, A. MASSON et D. STRAUSS-KAHN [1]).

des ressources des ménages et on conçoit que ces ressources diminuées soient en priorité consacrées à la consommation. En France, l'influence du taux de chômage semble toutefois peu significative et peut-être doit-on voir là l'influence des mécanismes de prévoyance collective qui, compensant pour partie la perte de revenu due au chômage, ont évité une diminution trop sensible du pouvoir d'achat des ménages. Cependant l'importance du chômage et plus encore son augmentation peuvent être à l'origine d'une certaine anxiété liée à la conjoncture économique. Ce pessimisme se traduirait par la constitution de réserves de précaution qui joueraient, bien entendu, dans le sens d'une augmentation du taux d'épargne.

Le lien entre épargne et inflation est plus complexe à analyser. On peut distinguer plusieurs influences :

— La première est la traditionnelle illusion monétaire. Ne se rendant pas compte des effets de l'inflation, les ménages croient assister à une croissance sensible de leur revenu réel; leur consommation réelle est alors augmentée et l'épargne fléchit. Selon les résultats de Wachtel en 1977 [13], l'illusion monétaire qui découle de l'ignorance du consommateur aurait tendance à disparaître en période de forte inflation. C'est là une proposition plausible. Mais il est très difficile de distinguer l'illusion monétaire de la seconde influence de l'inflation qui porte sur la substitution intertemporelle.

— Lorsque les prix augmentent, on peut raisonnablement craindre qu'ils soient demain plus élevés qu'aujourd'hui. Dans ces conditions il vaut mieux acheter tout de suite ce que l'on sait devoir acheter plus tard. Ceci n'est rien d'autre que la classique fuite devant la monnaie. Et si cette fuite conduit à acheter des biens de consommation (le plus souvent sous forme de biens durables), le taux d'épargne ne peut que diminuer. Si bien que l'illusion monétaire comme son contraire (la parfaite compensation de la perte de pouvoir d'achat du signe monétaire) conduisent à une baisse de l'épargne.

— A l'inverse, ce qu'il est convenu d'appeler l'effet d'encaisses réelles doit avoir une influence symétrique. L'analyse de ce mécanisme, attribuée à Pigou, fait intervenir l'encaisse des ménages et c'est là une des manières de réintroduire le patrimoine parmi les déterminants de l'épargne. Parce que leur stock d'actifs financiers verrait sa valeur réelle baisser en période d'inflation, les ménages seraient contraints pour conserver une « encaisse réelle désirée » de consacrer une part de leur revenu à la reconstitution de cette encaisse. Ce flux tendrait alors évidemment à gonfler l'épargne courante ⁽¹⁾. Cette mécanique constitue une des explications les plus prisées aujourd'hui de l'augmentation du taux d'épargne qui a été évoquée.

— Enfin, l'inflation peut être à l'origine d'une grande incertitude. Qu'elle soit forte ou faible, si l'inflation est parfaitement anticipée par les ménages, elle acquiert une certaine neutralité. En revanche, les erreurs de prévision sur

(1) L'influence sur le taux d'épargne découle de l'hypothèse de reconstitution des encaisses à partir du revenu. Si elle s'effectue au moyen d'une réaffectation du patrimoine, le taux d'épargne n'est pas modifié.

le taux d'inflation entraînent des erreurs sur le revenu réel et on peut faire l'hypothèse que dans les périodes où la prévision du taux d'inflation est délicate, une épargne de précaution vient répondre à l'incertitude nouvelle sur le niveau du revenu. On épargne plus parce qu'on ne sait pas de quoi demain sera fait. Ce n'est plus le niveau du taux d'inflation qui est alors en cause mais sa variabilité et la difficulté que l'on éprouve à le prévoir.

Il reste une dernière caractéristique de l'épargne des ménages en France depuis une décennie, c'est l'importance croissante de l'épargne contractuelle et notamment des remboursements d'emprunts immobiliers. On reviendra sur ce phénomène par la suite.

L'objet de cet article est de montrer que la plupart des interprétations récentes de l'augmentation du taux d'épargne qui se fondent sur l'importance des taux d'inflation que nous avons connus sont peu satisfaisantes. S'agissant des modèles étrangers, on verra qu'ils ne franchissent que difficilement leurs frontières nationales. Quant aux modèles directement élaborés à partir de l'expérience française, ils sont ambigus voire contradictoires.

2. ÉPARGNE ET INFLATION DANS LES RELATIONS ÉCONOMÉTRIQUES

Nous avons retenu six analyses : quatre américaines et deux françaises.

2.1. Aux États-Unis une corrélation positive apparaît entre le taux d'épargne et le taux d'inflation

C'est ce qui ressort des trois modèles qui vont être présentés. Mais on verra que des formulations identiques aboutissent à des résultats différents dans le cas de la France.

2.1.1. Le modèle d'E. W. Green et S. L. Johnson

Cette étude [8] qui fait partie d'un ensemble sensiblement plus important élaboré par D. R. I. ⁽¹⁾ comprend peu de références théoriques. Un certain nombre de variables sont alignées dans le dessein d'obtenir un ajustement statistique satisfaisant.

S'agissant de l'inflation, la principale conclusion est la suivante : « les anticipations de prix ont entraîné une épargne de précaution et ont contribué aux taux d'épargne élevés de ces dernières années ». C'est en effet ce qui ressort de l'équation estimée (cf. tableau I). Lorsque cette relation est utilisée pour la France, on constate que le signe de l'estimation du coefficient de la variable de prix est négatif. A l'élévation du taux d'inflation semble donc correspondre une diminution du taux d'épargne.

(1) Data Resources Inc.

Il y a donc une opposition entre les résultats français et les résultats américains. Cependant nous en restons ici à la simple mise en relation statistique puisque l'équation de régression qui est proposée ne découle pas d'hypothèses explicites sur l'attitude des ménages. On ne peut donc pas encore parler d'éventuelles différences de comportement entre les États-Unis et la France.

2.1.2. Les travaux de T. Juster et P. Wachtel

Juster et Wachtel [9] ont tenté d'apprécier l'influence de l'inflation sur l'épargne à partir de deux formulations différentes. La première concerne le taux d'épargne et s'intéresse plus particulièrement aux anticipations des ménages. Dans une seconde approche, ils reprennent le modèle d'Houthakker et Taylor.

Liste des variables utilisées dans cet article

σ , Taux d'épargne, pour la France

$$\sigma = \frac{S}{YD - FFCEI};$$

C, Consommation;

S, Épargne brute hors $FFCEI = \text{Revenu} - \text{Consommation} - FFCEI$;

Y, (YD), Revenu (disponible) hors $FFCEI$:

$$Y = RW + RK + TR - SS - T;$$

L, Liquidités nettes;

r, Taux de rendement des actifs financiers;

P, (CP), Indice des prix (taux de croissance des prix = $P_t/P_{t-1} - 1$);

U, Taux de chômage;

PF, (PFI), Taux de pression fiscale directe (indirecte);

ID, Impôts directs;

D, Variable démographique : (population de 18 à 34 ans et plus de 64 ans) divisé par (population de 35 à 64 ans);

P*, Indice des prix anticipé;

TR, Revenu de transfert;

RW, Revenu du travail;

RK, Revenu du capital;

SS, Cotisations de sécurité sociale;

T, Prélèvements fiscaux et para-fiscaux;

k, Taux de croissance du revenu réel;

V, Remboursements d'emprunts immobiliers.

a) Juster et Wachtel étudient dans leur modèle trois séries de variables : tout d'abord les impôts sur les revenus des personnes physiques et les transferts, ensuite le niveau et la variation du taux de chômage, enfin, l'évolution des prix constatée et anticipée. Ces diverses variables sont censées rendre compte des anticipations et des réactions des ménages en période inflationniste ou plus généralement en période d'incertitude économique.

TABLEAU I

Modèle D.R.I., E. W. Green et S. L. Johnson

(variable dépendante : taux d'épargne σ) ⁽¹⁾

Pays	Période observée ⁽¹⁾	Cte	$(L/YD)_{-1}$	r	CP ⁽²⁾	U	U_{-1}	PFD	PFI	D	$\overline{R^2}$	DW
U.S.A.....	55-I à 74-III	23,739	- 16,575 (- 2,4)	0,391 (2,1)	50,404 (5,0)	- 0,275 (- 1,5)	0,441 (2,1)	- 36,826 (- 4,7)	- 178,068 (- 5,0)	7,009 (4,5)	0,78	1,25
France.....	65-I à 74-IV	17,22 (5,8)	28,31 (0,7)	0,387 (2,6)	- 46,04 (- 2,2)	0,316 (0,9)	- 0,845 (1,0)	- 101,32 (- 8,2)	- 27,59 (- 2,8)	7,05 (1,1)	0,82	2,24

⁽¹⁾ Pour tous les tableaux on trouvera sous l'estimation du coefficient de régression, une estimation du t de Student permettant de tester l'hypothèse de nullité de ce coefficient. $\overline{R^2}$ indique le R^2 corrigé en fonction des degrés de liberté.

⁽²⁾ L'indice de prix est ici le déflateur du P.N.B. Le taux est calculé par rapport au même trimestre de l'année précédente.

⁽³⁾ Les chiffres romains renvoient au trimestre dans l'année.

TABLEAU II

Modèle de F. T. Juster et P. Wachtel

(variable dépendante : taux d'épargne σ)

Pays	Période observée	Cte	U	U_{-1}	r	PFD	TR/YD	CP^*	CP	$\overline{R^2}$	DW
U.S.A.....	55-I à 72-III	14,44 (13,6)	- 0,655 (6,2)	0,220 (2,9)	0,311 (1,8)	- 0,871 (- 8,5)	0,816 (5,0)	- 0,220 (- 2,3)	0,202 (2,7)	0,70	1,02
France.....	63-I à 74-IV	0,965 (2,7)	0,765 (2,2)	- 0,338 (1,0)	0,598 (5,2)	- 1,10 (- 8,0)	0,265 (1,5)	- 1,14 (- 0,4)	- 0,13 (- 1,8)	0,81	1,69

Les auteurs font une différence importante entre les effets d'une inflation anticipée par les ménages et ceux d'une inflation qui n'a pas été anticipée. En effet, selon eux, un taux d'inflation entièrement anticipé n'a aucun effet sur le comportement économique réel des agents sur le long terme. En ce qui concerne l'inflation non anticipée, les auteurs soutiennent qu'elle engendre une augmentation de la variance du revenu réel que prévoient les ménages et que cette augmentation de la variance a des effets assymétriques sur les comportements. « Un taux d'inflation qui dépasse l'inflation anticipée signifie que les consommateurs sont moins certains qu'auparavant de l'évolution à venir de leur revenu réel ». S'agissant de décider d'épargner ou de consommer, la probabilité que le revenu réel s'améliore n'a pas le même poids que la probabilité que le revenu réel se détériore. En effet, pour les auteurs, les conséquences d'une erreur ne sont pas symétriques : si les ménages épargnent plus et s'il s'avère que le revenu réel augmente, les ménages n'auront rien perdu si ce n'est l'opportunité de consommer à des prix plus favorables. Au contraire, si les ménages se fondant sur l'hypothèse d'une augmentation de leur revenu réel, consomment, et qu'en fait on assiste à une baisse du revenu réel, leur situation financière se sera sérieusement dégradée. Une autre explication tient au fait que les anticipations des ménages présentent un biais : les ménages n'anticipent généralement pas dans la même mesure l'augmentation de leur revenu monétaire et l'augmentation du niveau général des prix. Ainsi un taux d'inflation élevé est pour les ménages synonyme d'une baisse du revenu réel anticipé.

L'estimation de leur équation sur données américaines (tableau II) confirme cette analyse : le taux d'inflation anticipé est affecté d'un signe négatif et le taux d'inflation constaté d'un signe positif ⁽¹⁾. On ne trouve pas un résultat identique lorsque l'on estime cette équation sur données françaises. En effet, le coefficient du taux d'inflation constaté est négatif et faiblement significatif. Quant au taux d'inflation anticipé, on ne peut lui attribuer aucune influence significative.

b) Le modèle d'Houthakker et Taylor est utilisé par Juster et Wachtel dans une version simplifiée où le taux de dépréciation du stock d'actifs est nul. On suppose alors que l'épargne des ménages est une fonction linéaire de ce stock (A) et du revenu

$$S_t = \alpha + \beta A_t + \gamma Y_t$$

avec

$$\Delta A_t = S_t.$$

On peut supprimer la variable A (difficile à estimer) en écrivant ⁽²⁾ :

$$S_t = a_0 S_{t-1} + a_1 \Delta Y_t.$$

(1) Il faut toutefois signaler que les auteurs soulignent que leur équation présente une stabilité très relative, particulièrement en ce qui concerne les variables de prix. En effet, ils ont procédé à l'estimation de cette équation sur différentes sous-périodes ! Les résultats auxquels ils ont abouti diffèrent de manière très sensible. Le taux d'inflation constaté ne joue, dans certaines de ces estimations, aucun rôle.

(2) Lorsque le taux de dépréciation du stock n'est pas nul, il vient $\Delta A_t = S_t - \delta A_{t-1}$ et l'équation réduite est sensiblement plus compliquée.

TABLEAU III

F. T. Juster et P. Wachtel utilisant le modèle d'Houthakker et Taylor
(variable dépendante : épargne S)

Pays	Période observée	Cte	S_{-1}	ΔRW	ΔRK	ΔTR	ΔSS	ΔT	r	CP	R^2	DW
U.S.A.....	54-I à 72-III		0,971 (18,9)	0,423 (4,5)	0,113 (0,4)	0,926 (4,4)	-1,553 (-2,6)	-0,765 (-5,2)	0,373 (1,6)		0,90	2,65
U.S.A.....	54-I à 72-III	0,408 (2,2)	0,847 (17,1)	0,450 (5,1)	0,080 (0,3)	0,802 (3,8)	-1,573 (-2,8)	-0,678 (-4,7)		0,082 (2,4)	0,81	2,63
France.....	60-II à 74-IV		0,958 (17,7)	0,144 (0,7)	-0,683 (-1,3)	0,578 (3,2)	0,390 (1,2)	-0,441 (-4,3)	0,261 (1,7)		0,98	2,49
France.....	60-II à 74-IV	-0,122 (-0,3)	1,63 (22,8)	0,095 (0,4)	-0,716 (-1,3)	0,546 (2,7)	0,320 (0,8)	-0,442 (-4,2)		0,158 (0,4)	0,98	2,55

TABLEAU IV

Le modèle de A. Deaton
(variable dépendante : variation du taux d'épargne $\Delta\sigma_t$)

Pays	Période observée	Cte	k	CP	σ_{-1}	R^2	DW
États-Unis.....	54-II à 74-II	0,008 3 (1,9)	0,453 (5,4)	0,554 (4,0)	-0,240 (-3,6)	0,36	1,81
Grande-Bretagne.....	55-III à 74-III	0,006 2 (1,4)	0,732 (9,4)	0,594 (3,8)	-0,219 (-3,6)	0,59	2,23
France.....	60-IV à 76-IV	0,009 (-3,2)	0,64 (7,2)	0,10 (0,7)	-0,28 (-3,2)	0,52	2,22

On constate que la constante α a disparu et les coefficients a_0 et a_1 sont des fonctions de β et γ . Le modèle peut être écrit en distinguant les différentes composantes du revenu global (revenu du travail, du capital, de transfert, impôt, etc.). En notant y^i la i -ième composante du revenu et u_i un terme d'erreur, on obtient :

$$S_t = a_0 S_{t-1} + \sum_i a_{1i} \Delta Y_t^i + u_t.$$

Toutefois, ce ne sont pas directement les coefficients de cette relation que les auteurs estiment. Ainsi que Taylor lui-même l'avait fait en 1971, ils rajoutent une variable qui doit retracer l'influence du taux de rendement des actifs financiers. L'estimation obtenue est donnée par la ligne 1 du tableau III. Cependant comme on peut le constater, le coefficient de ce taux de rendement n'est pas significativement différent de zéro. Ainsi est-il retiré dans la seconde relation où le taux de croissance des prix a été introduit et où la nullité de la constante n'est plus imposée (1).

Pour les auteurs, « la désagrégation du revenu est très significative et conduit à d'importants écarts entre les propensions marginales à consommer selon les différentes catégories de revenu ». On peut cependant remarquer que la variable ΔRK , variation des revenus de la propriété, est peu significative dans le cas américain, ce qui est assez surprenant. On pourrait s'attendre à ce que la sensibilité de l'épargne à ces revenus soit élevée; de nombreux modèles théoriques font en effet l'hypothèse que seuls sont épargnés les revenus du capital. Dans l'estimation sur données françaises, la variable ΔRK est affectée d'un signe négatif (peu significatif, il est vrai); une croissance particulièrement rapide des revenus du capital se traduirait, toutes choses égales d'ailleurs, par une diminution de l'épargne!

En ce qui concerne l'influence de la variation des prix, le taux d'inflation est de signe positif dans le cas américain : une augmentation de l'inflation a comme conséquence une augmentation de l'épargne. Mais la variable CP — taux d'inflation — n'est pas significative dans le cas français.

Le signe positif de CP est quelque peu contradictoire avec les résultats obtenus par les modèles de Green et Johnson, ou Juster et Wachtel testés sur données françaises, où l'inflation avait un effet négatif sur le taux d'épargne, mais il s'agit dans le modèle d'Houthakker et Taylor de l'épargne et non du taux d'épargne.

2.1.3. Le modèle de A. Deaton

L'étude de A. Deaton [5] repose sur un modèle entièrement différent. Il s'agit d'une analyse en déséquilibre qui tente d'introduire le caractère séquentiel des achats des ménages. Conformément à l'hypothèse dichotomique d'homo-

(1) L'introduction du taux de croissance des prix dans cette relation (comme d'ailleurs celle du taux de rendement) pose un problème de dimension. En effet, les autres variables exprimées en unités monétaires ont une tendance. Ce n'est pas le cas des taux. Ainsi, un point de taux d'inflation aura la même influence additive en début et en fin de période alors que l'ordre de grandeur de l'épargne aura considérablement varié.

générité, un changement proportionnel de tous les prix n'entraîne pas de modification des achats. C'est le changement des prix relatifs qui importe. Mais les ménages n'ont pas, lors de chaque achat, l'information nécessaire sur tous les autres prix si bien qu'ils n'ont aucun moyen de distinguer entre une modification des prix absolus et une modification des prix relatifs. Ainsi, lorsque le consommateur constate que le prix d'un bien a augmenté de 2% alors qu'il pensait que l'augmentation ne serait que de 1%, il achète moins de ce bien (c'est dire qu'il interprète cette différence comme une modification des prix relatifs) alors qu'il se peut que tous les prix aient augmenté de 2% (ce qui devrait conduire à des achats égaux à ceux qui étaient prévus). Dans ce cas l'épargne augmente.

La formalisation de cette hypothèse conduit l'auteur à une relation de la forme

$$\Delta\sigma_t = a_0 + a_1 k_t + a_2 CP_t + a_3 \sigma_{t-1},$$

où k_t est le taux de croissance du revenu réel. Les résultats obtenus pour les États-Unis et pour la Grande-Bretagne sont fournis par le tableau IV. Ici encore on constate une influence positive de l'inflation sur le taux d'épargne et l'auteur conclut : « les deux équations donnent à penser que lorsque le taux d'inflation trimestriel effectif dépasse de 2% le taux d'inflation anticipé, un peu plus de 1% du revenu disponible est épargné involontairement ».

Remarquons avant de poursuivre que pour ces deux pays les coefficients de k et de CP ne sont pas significativement différents l'un de l'autre. Notons a cette valeur commune. Par ailleurs, dans les deux cas on peut admettre que la constante n'est pas significativement différente de zéro. La relation se ramène alors à

$$\Delta\sigma_t = a(k + CP) + a_3 \sigma_{t-1},$$

or $k + CP$ n'est autre que $\Delta Y/Y$: taux de croissance du revenu.

En notant que $\Delta\sigma_t = \sigma_t - \sigma_{t-1}$ et en multipliant par Y_t , il vient

$$S_t = (1 + a_3) S_{t-1} \frac{Y_t}{Y_{t-1}} + a \Delta Y.$$

Ce qui serait exactement la relation qui découle du modèle d'Houthakker et Taylor si le taux de croissance du revenu était constant. On n'est donc pas surpris de trouver des résultats très proches de ceux obtenus avec ce premier modèle.

Pour la France, les résultats sont comparables à ceux de A. Deaton pour les États-Unis et la Grande-Bretagne. Les signes des différentes variables explicatives sont identiques : la variation du revenu réel est affectée comme l'évolution des prix d'un signe positif. Mais, dans le cas français, le coefficient de la variable « taux d'inflation » est peu significatif.

Il est dès lors très difficile de conclure à une homogénéité des comportements dans ces trois pays face à l'inflation.

Si l'on peut établir à partir des différents modèles économétriques étudiés qu'il existe aux États-Unis une corrélation positive entre l'épargne et l'inflation, l'estimation sur données françaises de ces mêmes modèles aboutit à des résultats très différents. Le taux d'inflation est soit affecté d'un signe négatif, soit peu significatif.

Nous avons privilégié dans ces relations le lien entre l'épargne et l'inflation, mais les équations estimées font intervenir d'autres variables explicatives dont l'effet sur l'épargne est loin d'être négligeable. Parmi les variables qui ont un effet négatif sur l'épargne figure les taux de pression fiscale, qu'il s'agisse de la fiscalité directe ou indirecte. Le signe des coefficients de ces variables dans tous les modèles, estimés sur données étrangères ou françaises, est négatif. Le taux de chômage a également un effet négatif sur l'épargne aux États-Unis (d'après les modèles de D.R.I. et Juster-Wachtel), alors qu'en France cette variable est affectée d'un signe positif : on peut voir là l'influence des mécanismes de prévoyance collective qui atténuent fortement la baisse de ressources en période de chômage. Une augmentation du taux de rendement des placements à terme a comme effet, dans tous les modèles et quel que soit le pays pour lequel ils sont testés, une augmentation du taux d'épargne.

L'importation de relations économétriques étrangères ne semble pas être une opération très concluante et il semble, par conséquent, qu'il faille se garder de transposer trop rapidement les conclusions qui peuvent en être tirées Outre-Manche et Outre-Atlantique. Qu'en est-il des travaux français ?

2.2. A partir des travaux effectués en France il est difficile d'affirmer que l'inflation gonfle l'épargne

Nous nous limiterons à deux études récentes : la fonction de consommation du modèle MOGLI ⁽¹⁾ et celle du modèle MIME ⁽²⁾.

2.2.1. L'influence de l'inflation sur la consommation dans MOGLI

La caractéristique principale de la fonction de consommation de MOGLI est que ce n'est pas la propension à consommer C/Y qui est étudiée mais le rapport de la consommation au revenu diminué du $FFCEI$ et des remboursements d'emprunts immobiliers. Reprenant en cela une hypothèse déjà énoncée par le C.R.E.P. ⁽³⁾ les auteurs considèrent que « certaines composantes de l'épargne ayant en fait un caractère obligatoire, [le dénominateur] n'est pas le revenu disponible (consommation + épargne) mais le revenu disponible diminué des composantes d'épargne obligatoire ($FFCEI$ et remboursements) ».

(1) Le modèle MOGLI (modèle économétrique plurisectoriel de prévision glissante) a été élaboré par le GAMA, cf. R. COURBIS *et al.* [3].

(2) Le modèle MIME (Modèle intégré des ménages) est un modèle de la D.P., cf. A. COUTIÈRE et R. TEYSSIER [4].

(3) Cf. notamment J. LE MOIGNE et D. STRAUSS-KAHN [10].

TABLEAU V

Le modèle MOGLI

(variable dépendante : le rapport consommation sur revenu moins remboursement d'emprunt $C/(YD - V)$)

Pays	Période observée	Cte	$FBCF/YD-V$	$C-1/YD-V$	$ID/YD/V$	CP	$\overline{R^2}$	DW
France.....	63-I à 76-IV	0,32 (4,9)	- 0,31 (- 2,1)	0,66 (9,0)	0,13 (2,2)	0,27 (1,5)	0,73	2,1
France.....	49 à 73	0,6 (12,8)	- 0,38 (- 3,0)	0,31 (5,4)	0,77 (4,2)	0,24 (5,2)	0,79	2,9

TABLEAU VI

L'effet d'encaisses réelles dans le modèle MIME

(Variable dépendante : consommation réelle C/P)

Pays	Période observée	Cte	$(C/P)_{-1}$	$\frac{R}{P} - \frac{L}{P} \frac{\Delta P}{P}$	L/P	R/P	$\frac{L}{P} \frac{\Delta P}{P}$	$\overline{R^2}$	DW
1. France.....	63-I à 76-IV	1,430 (0,6)	0,734 (9,0)	0,148 (2,8)	0,028 (1,3)			0,99	2,00
2. France.....	63-I à 76-IV	3,729 (1,8)	0,495 (4,6)		0,018 (1,0)	0,338 (4,1)	- 0,012 (- 0,2)	0,99	1,86
3. France.....	63-I à 76-IV	2,076 (2,0)	0,538 (5,8)			0,374 (5,3)	- 0,023 (- 0,4)	0,99	2,11

Les variables exogènes sont la *FBCF*, la consommation retardée et les impôts directs; ces trois variables étant rapportés au revenu corrigé ($YD - V$) pour des raisons de dimension. Le taux de croissance des prix est la dernière variable.

L'estimation fournie par les auteurs a été effectuée sur des données annuelles. Elle fait nettement apparaître un effet positif des prix sur la consommation et donc négatif sur l'épargne (*cf.* tableau V).

L'estimation sur données trimestrielles à laquelle nous nous sommes livrés est moins concluante et l'effet des prix n'est pas significatif.

On ne saurait donc retenir ici une influence positive du taux d'inflation sur l'épargne.

2.2.2. L'effet d'encaisses réelles dans le modèle MIME

A l'occasion de l'élaboration d'un modèle de comportement des ménages intégrant leurs opérations financières, les auteurs du modèle MIME se sont livrés à une réflexion approfondie sur les liens entre inflation, consommation et épargne, avant de proposer plusieurs schémas explicatifs. Celui qui est finalement retenu dans la version définitive du modèle est un schéma mixte dont la variable endogène est la consommation réelle (C/P). Trois variables exogènes apparaissent : la variable endogène retardée d'une période $(C/P)_{-1}$; le patrimoine liquide, lui aussi en termes réels (L/P) auquel la théorie accorde un signe positif à partir de l'hypothèse selon laquelle un patrimoine important rend l'épargne moins nécessaire; et le revenu corrigé de la reconstitution du patrimoine liquide. Cette dernière variable est une formalisation de l'effet d'encaisses réelles puisque ce ne sera pas le revenu réel disponible total qui déterminera la consommation réelle mais ce revenu une fois que le stock de liquidités réelles qui s'est dévalorisé à cause de l'inflation aura été ramené au niveau souhaité. Cette dernière variable prendra la forme

$$\frac{R}{P} - \frac{L}{P} \frac{\Delta P}{P}$$

La relation estimée est donc la suivante :

$$\left(\frac{C}{P}\right)_t = a_0 + a_1 \left(\frac{C}{P}\right)_{t-1} + a_2 \left(\frac{R}{P} - \frac{L}{P} \frac{\Delta P}{P}\right)_t + a_3 \left(\frac{L}{P}\right)_t + u_t$$

Celle-ci comporte une double spécification de l'effet d'encaisses réelles. La première, comme on vient de l'évoquer, a trait à leur reconstitution; la seconde concerne leur accroissement et fait intervenir le stock de monnaie réelle (L/P).

L'estimation de la relation ci-dessus sur données trimestrielles est fournie par la première ligne du tableau VI. Ainsi que le font remarquer les auteurs : « le t de Student (1,3) affectant le coefficient de (L/P) ne doit pas surprendre

puisque l'effet d'encaisses réelles porte sur l'impact simultané (1) des coefficients (a_2, a_3) des variables

$$\frac{R}{P} - \frac{L}{P} \frac{\Delta P}{P} \quad \text{et} \quad \frac{L}{P};$$

on vérifie aisément le rejet de l'hypothèse $a_2 = a_3 = 0$ ».

On peut être tenté de faire deux remarques :

— en testant la nullité simultanée de a_2 et de a_3 , on élimine non seulement un éventuel effet d'encaisses réelles mais aussi toute influence du revenu. On se ramène alors à une simple équation auto-régressive et il n'est pas surprenant qu'elle soit, du point de vue économétrique, moins satisfaisante que la relation ci-dessus;

— la spécification de cette relation suppose notamment que la perte de pouvoir d'achat des encaisses est intégralement compensée et que la consommation est déterminée par le revenu diminué de cette reconstitution d'encaisse. Mais on peut concevoir que les encaisses ne soient pas entièrement reconstituées. Le revenu corrigé s'écrirait alors :

$$\frac{R}{P} - \alpha \frac{L}{P} \frac{\Delta P}{P},$$

α mesurant l'intensité de l'effet d'encaisses réelles et il semble plus général de ne pas imposer *a priori* la valeur 1 à ce coefficient. La relation à tester s'écrit alors :

$$\left(\frac{C}{P}\right)_t = a_0 + a_1 \left(\frac{C}{P}\right)_{t-1} + a_2 \left(\frac{R}{P}\right)_t + a'_2 \left(\frac{L}{P} \frac{\Delta P}{P}\right)_t + a_3 \left(\frac{L}{P}\right)_t + u_t,$$

avec $a'_2 = a_2 \alpha$.

La seconde ligne du tableau VI reprend l'estimation des coefficients de cette équation de régression. On constate que a'_2 ne peut pas être considéré comme différent de zéro et il en est, par conséquent, de même de α .

On doit toutefois redouter une forte collinéarité entre $(L/P)(\Delta P/P)$ et L/P qui serait à l'origine de la faiblesse des t de Student associés à a'_2 et a_3 . Mais une équation réduite obtenue à partir de la précédente en supprimant la variable L/P ne permet pas plus de retenir une valeur positive pour α comme le montre la dernière ligne du tableau VI.

Ainsi lorsque l'effet d'encaisses réelles n'est plus « imposé », il semble bien près de s'évanouir et si la nullité de α ne permet pas de conclure qu'il n'y a pas d'effet d'encaisses réelles du moins doit-on admettre qu'il n'apparaît pas avec force.

(1) Souligné par l'auteur.

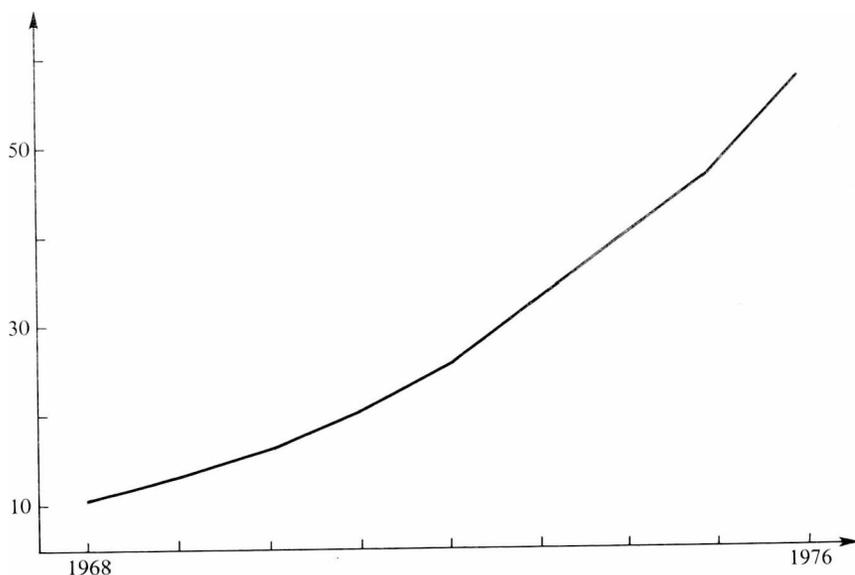
Finalement ces quelques opérations de régression laissent perplexes à la fois sur les liens entre l'épargne et l'inflation et sur la possibilité d'infirmer ou de confirmer des hypothèses théoriques à partir de ces faits construits que sont les relations économétriques. On est alors conduit à se tourner vers une analyse plus institutionnelle.

3. AUGMENTATION DU TAUX D'ÉPARGNE ET ÉPARGNE CONTRACTUELLE

Si l'on ne peut facilement lier l'élévation du taux d'épargne au niveau du taux d'inflation on peut être tenté de regarder de plus près les séries d'épargne en distinguant entre ses différentes composantes. C'est qu'en effet les divers flux d'épargne correspondent à des motivations très variables et il serait surprenant que l'on arrive à expliquer à partir d'une poignée de variables seulement cette agrégation de comportements disparates.

Aussi l'analyse de l'épargne des ménages doit-elle se faire en ne confondant pas des affectations aussi dissemblables que celles qui viennent gonfler le patrimoine financier et celles qui augmentent le patrimoine physique. Au sein des premières on ne peut supposer que les liquidités, quasi-liquidités et valeurs mobilières rendent le même service et donc répondent aux mêmes incitations. Quant au patrimoine physique, principalement composé d'immobiliers, son accumulation a ses déterminants propres et les flux qui le nourrissent s'ils peuvent être considérés comme parties de l'épargne ne sont pas

GRAPHIQUE 1
Remboursements d'emprunts (France, en 10⁹ F.)



anonymes dans l'épargne. On ne saurait prétendre que les différentes composantes de l'épargne n'ont pas de lien entre elles, mais sans être indépendantes elles sont particulières. Une analyse fine devra les prendre en compte tour à tour. Pour l'heure on se limitera à un essai d'explication de la hausse du taux d'épargne qui repose sur un flux relativement récent en France, mais qui a connu une croissance extrêmement forte : il s'agit de l'épargne contractuelle et, principalement, des remboursements d'emprunts immobiliers.

Depuis le début des années 60 (1963-1964 en France), les sommes empruntées par les ménages pour acheter des biens immobiliers ont connu une augmentation régulière et importante. Les emprunts des ménages ont crû au taux considérable de 20% par an en moyenne. Les remboursements qui découlent de ces emprunts s'étalent sur une période assez longue qui a eu tendance à augmenter et atteint aujourd'hui 20 ans en moyenne. Si bien que chaque année les remboursements des nouveaux emprunteurs viennent s'ajouter aux remboursements des emprunteurs des années précédentes. Aussi le flux des remboursements augmente-t-il rapidement. Par ailleurs, chaque année, les nouveaux remboursements ne constituent qu'une fraction du remboursement total. Si bien que quelles que soient les variations conjoncturelles des nouveaux remboursements (liées aux variations conjoncturelles de nouveaux emprunts), le remboursement global connaît une grande inertie dans sa croissance ainsi que le montre le graphique I. Ces remboursements sont traditionnellement comptabilisés dans l'épargne (1) et leur croissance doit être mise en relation avec la croissance de l'épargne. On constate sur le graphique II que l'augmentation du taux

(1) En toute rigueur, seule la fraction du remboursement qui représente le remboursement d'une partie du capital peut être considérée comme une épargne (qui fait croître le patrimoine net des ménages). Le solde, c'est-à-dire les intérêts, représente la rémunération du service rendu par l'organisme prêteur et est donc assimilable à une consommation. Mais cette définition plus restrictive a peu d'influence sur la croissance du taux d'épargne. En effet le partage entre remboursements en intérêt et en capital ne varie que très lentement dans le temps : notons M le montant emprunté, V le remboursement annuel, X la durée de l'emprunt et i le taux d'intérêt, le montant en capital restant à rembourser à la fin de l'année y est

$$K_y = \frac{M(1+i)^x - (1+i)^y}{(1+i)^x - 1}$$

A l'année y , le ménage rembourse $i \cdot K_{y-1}$ en intérêt et donc $V - i K_{y-1}$ en capital, soit en remplaçant K_{y-1} par sa valeur

$$\frac{V_y^k}{V} = (1+i)^{y-1-x}$$

où V_y^k est le remboursement en capital pour l'année y .

Mais le remboursement de l'année y est la somme des remboursements concernant les emprunts contractés de $t=y-x+1$ à $t=y$. Si W^k est l'ensemble des remboursements en capital et W l'ensemble des remboursements totaux

$$\frac{W^k}{W} = \frac{t}{t-i} \frac{[(1+i)/(1+i)]^x - 1}{(1+i)^x - 1}$$

où t est le taux de croissance des montants empruntés. En régime permanent ($t=Cte$, $i=Cte$, $x=Cte$) ce rapport est bien entendu constant. Il diminue lorsque x et i augmentent. De 1960 à 1976, il a dû baisser de 0,4 à 0,3 environ.

d'épargne de 1968 à 1976 (courbe 3) peut être entièrement imputée à la seule hausse du taux correspondant aux remboursements d'emprunts (courbe 1). Le rapport des autres flux d'épargne au revenu (courbe 2) est en effet à peu près constant sur la période. Si l'on ajoute à la moyenne de ces autres flux d'épargne (courbe *a*) la croissance due aux remboursements d'emprunts, on obtient (courbe *b*) une pente très proche de la tendance observée sur le taux d'épargne global.

Ainsi, arithmétiquement, la croissance du taux d'épargne semble bien correspondre à la croissance du rapport V/YD . Mais cette correspondance ne peut tenir lieu d'explication car on aurait pu s'attendre à ce que ces remboursements croissants soient compensés par une diminution des autres flux d'épargne, l'effort global restant le même. En d'autres termes pourquoi ces autres flux d'épargne ont-ils continué à croître comme le revenu alors que par ailleurs l'agent « Ménages » faisait un effort particulier en remboursant des emprunts de plus en plus nombreux ?

On peut penser que dans de nombreux cas les remboursements d'emprunts ont bel et bien été effectués en diminuant la consommation et non en modifiant l'affectation de l'épargne antérieure, simplement parce qu'il n'y avait pas d'épargne antérieure. La possibilité d'emprunter pour se loger a permis à toute une catégorie de la population qui n'épargnait pas d'envisager l'acquisition d'un bien immobilier quitte à devoir verser des remboursements parfois très lourds pendant une quinzaine d'années, alors que l'effort symétrique accumulation longue puis achat sans emprunt était difficilement concevable. C'est ainsi que le développement du crédit immobilier aux ménages a pu inciter une fraction importante des ménages à commencer à accumuler un patrimoine en remplaçant le paiement d'un loyer par le remboursement d'un emprunt.

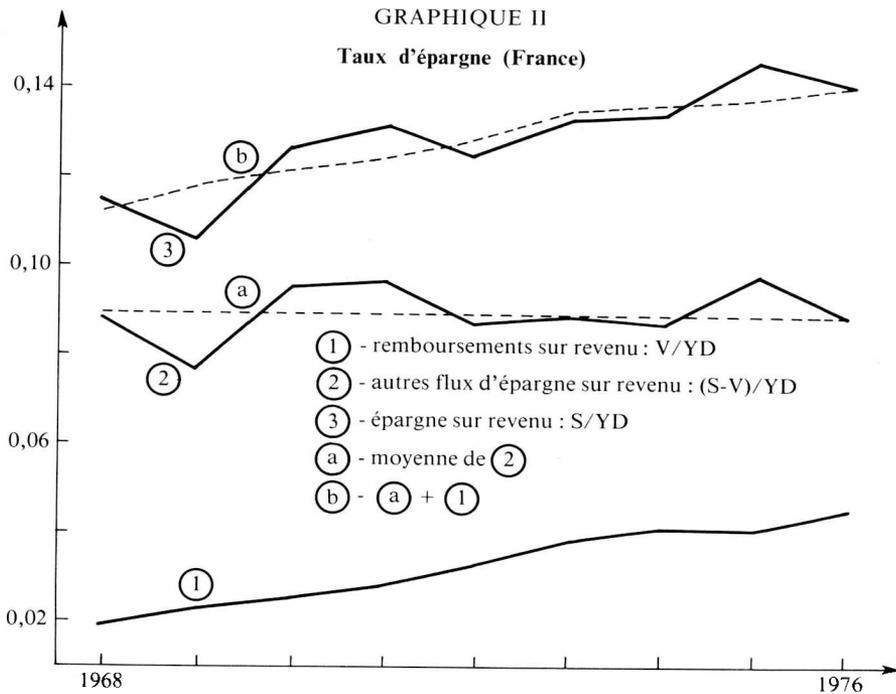
D'autres instruments d'épargne contractuelle (eux aussi liés à l'achat d'un bien immobilier) ont joué dans le même sens. On sait que le succès des plans et comptes d'épargne-logement a été considérable. Et on peut penser que le contrat de dépôt passé pour 4 ans au moins dans un cas, 18 mois dans l'autre, avec la possibilité d'obtenir ensuite un prêt à des conditions extrêmement intéressantes a pu conduire un nombre important de ménages à initier une épargne nouvelle et à quitter cette catégorie que la théorie économique nomme les « zéro-épargnants ».

Bien entendu tous les emprunts n'ont pas été contractés par des « zéro-épargnants », à l'autre extrémité de la hiérarchie sociale l'emprunt immobilier sert souvent à acheter un bien qui sera donné en location. Et le loyer perçu finance une bonne part du remboursement à effectuer, surtout si un apport personnel suffisant a limité l'emprunt à quelque 50 ou 60% du prix total.

Finalement, il n'est pas déraisonnable de considérer que pour une part l'épargne contractuelle (remboursements d'emprunts, épargne-logement...) a été à l'origine d'un effort nouveau de la part de certains ménages, alors que pour d'autres plus aisés les emprunts immobiliers ont permis une augmentation du patrimoine sans que leur épargne « traditionnelle » soit trop diminuée.

Si tel est le cas, les remboursements d'emprunts n'ont que peu « mordu » sur les autres flux d'épargne et on peut à juste raison leur imputer une part de la croissance du taux d'épargne que reflète le graphique II.

Bien entendu, cette interprétation largement comptable est très insuffisante; par ailleurs, elle ne saurait négliger le rôle de l'inflation dans la mesure où les ménages sont le plus souvent très conscients de l'allègement de leurs remboursements en période d'inflation et donc de l'intérêt qu'il y a à s'endetter lorsque l'on anticipe une hausse de prix. Mais il s'agit là d'une influence de l'inflation beaucoup plus indirecte que celles qui ont été évoquées dans la section précédente.



CONCLUSION

Nos essais d'acclimatation des modèles étrangers se sont révélés décevants : ou bien la variable figurant l'inflation avait un signe contraire à celui qui est proposé par les auteurs anglo-saxons et dans ce cas l'inflation récente ne saurait expliquer en France la hausse du taux d'épargne, ou bien l'influence de l'inflation n'était pas significative et on est conduit à une conclusion analogue. Dans la version du modèle MOGLI qui a été présentée, l'inflation tend à faire baisser l'épargne, mais d'une version plus récente on peut éventuellement tirer une conclusion contraire; quant à l'effet d'encaisses réelles formalisé dans le modèle MIME, il n'existe que si on l'y introduit expressément.

L'économétrie ne semble donc pas fournir de réponses utiles.

La mise en relation de la croissance des remboursements d'emprunts et de la hausse du taux d'épargne ne saurait faire figure d'explication complète, elle constitue plutôt un plaidoyer pour une étude de l'épargne composante par composante. Elle montre cependant que la hausse du taux d'épargne ne date pas, en France, de ces 5 dernières années. Et si pendant cette période la constance du taux d'épargne hors remboursements d'emprunts peut-être la trace d'un effort particulier des ménages, il ne semble pas que ce soit directement et un peu mécaniquement au niveau du taux d'inflation qu'il faille l'imputer. La période est marquée par d'autres dérèglements et l'incertitude quant à l'emploi, aux rémunérations ou aux... prix suffit à expliquer une épargne de précaution exceptionnelle.

Épargne contractuelle liée à un projet d'accumulation patrimoniale, épargne de précaution découlant d'une grande incertitude sur la conjoncture, telles semblent être les caractéristiques principales de l'épargne récente. Si le chômage régresse et l'inflation se stabilise (à n'importe quel taux), ce n'est qu'en favorisant cette épargne contractuelle que l'on pourra conserver un niveau élevé à l'épargne des ménages.

BIBLIOGRAPHIE

- [1] BABEAU (A.), MASSON (A.) et STRAUSS-KAHN (D.), *Inflation et partage des surplus*, Cujas, 1975.
- [2] BRADY (D. S.) et FRIEDMAN (R.), *Savings and the Income Distribution*, N.B.E.R., Studies in Income and Wealth, vol. 10, 1947, p. 247-265.
- [3] COURBIS (R.), VOISIN (P.) et LE VAN (C.), *Présentation du modèle MOGLI*, Cahiers G.A.M.A., n° 180, juin 1977.
- [4] COUTIÈRE (A.) et TEYSSIER (R.), *Un modèle de comportement des ménages intégrant leurs opérations financières*, Statistiques et Études financières, Direction de la Prévision, n° 29, 1977.
- [5] DEATON (A.), *Involuntary Saving through Unanticipated Inflation*, The American Economic Review, décembre 1977.
- [6] DUESENBERY (J.), *Income, Saving and the Theory of Consumer Behavior*, Cambridge, Mass., 1949.
- [7] FRIEDMAN (M.), *A Theory of the Consumption Function*, Princeton, 1957.
- [8] GREEN (E. W.) et JOHNSON (S. L.), *Factors Affecting Personal Savings and their Allocation to Financial Media*, in *Parameters and Policies in the U.S. Economy*, O. Eckstein, éd., North-Holland, 1976.
- [9] JUSTER (F. T.) et WACHTEL (P.), *Inflation and the Consumer*, Brooking Papers on Economic Activity, Washington, 1972-1; *A Note on Inflation and the Saving Rate*, Brooking Papers on Economic Activity, Washington, 1972-3.
- [10] LE MOIGNE (J. L.) et STRAUSS-KAHN (D.), *Épargne et Inégalité des Revenus*, Revue Économique, janvier 1977.
- [11] MODIGLIANI (F.) et ANDO (A.), « *The Permanent Income* » and the « *Life Cycle* » Hypothesis of Saving Behavior, Proceeding of the Conference on Consumption and Saving, vol. 2, Philadelphie, 1960.
- [12] TOBIN (J.), *Asset Holdings and Spending Decisions*, American Economic Review, 1952, p. 109-123.
- [13] WACHTEL (P.), *Inflation, Uncertainty, and Saving Behavior since the Mid-1950s*, in *Explorations in Economic Research*, vol. 4, 1977.