CAHIER DE RECHERCHE

CREDOC
"Bibliothèque"
142, rue du Chevaleret
75013 PARIS
Tél. : (1) 40 77 85 06

MAI 92 ■ N° 35

ANALYSE DES RELATIONS ENTRE L'EPARGNE DES MENAGES ET LE SOLDE COMMERCIAL

(France, Irlande, Etats-Unis, Japon)

François Gardes
Université Paris I (LAMIA)
CREDOC

Crédoc - Cahier de recherche. N° 35. Mai 1992.

CREDOC

CREDOC•Bibliothèque

CRÉDOC

CAHIER DE RECHERCHE

ANALYSE DES RELATIONS ENTRE L'EPARGNE DES MENAGES ET LE SOLDE COMMERCIAL (France, Irlande, Etats-Unis, Japon)

François GARDES

Université PARIS I (LAMIA)
CREDOC

Mai 1992

Cette recherche a bénéficié d'une subvention du Ministère de la Recherche, pour un contrat dirigé par le Professeur P. Saucier à l'Université de Rouen, qui a donné lieu à la communication à l'ESRI (Dublin, février 1990) et à l'Annual Meeting of the Irish Economic Association (Kilkenny, mai 1990), et d'une subvention du CREDOC pour la mise au point finale. La rédaction définitive du rapport a été effectuée à l'Institut Québecois de Recherche sur la Culture, dont nous remercions la direction, le secrétaire général et le Professeur Simon Langlois, directeur du Projet de Recherche sur les grandes tendances, pour les facilités de travail qu'ils nous ont procurées.

142, rue du Chevaleret
75013 - PARIS

R7 035

SOMMAIRE

Pages

INTRODUCTION 5

PREMIERE PARTIE : **ANALYSE THEORIQUE** 7

Section 1. Relations entre les niveaux et les évolutions du taux d'épargne des ménages et du solde commercial 7

Section 2. Les déterminants du taux d'épargne des ménages et du solde commercial 10

SECONDE PARTIE : **ANALYSE EMPIRIQUE** 19

Section 1. La corrélation statistique d'ensemble 19

Section 2. Les concordances cycliques entre les deux variables 24

Section 3. Analyse empirique des déterminants anticipatifs du taux d'apargne et du solde commercial 27

CONCLUSION 31

BIBLIOGRAPHIE 32

ANNEXES :

I Income and price expectations in the irish and french consumption and saving functions, Dublin, feb. 1990 ; Kilkenny, 18 may 1990, Annual Meeting of the Irish Economic Association, mai 1990 35

II Filtres d'Hodrick-Prescot pour les Etats-Unis 79

III Graphiques des cycles du taux d'épargne et du solde commercial 83

INTRODUCTION

1. La multiplicité des déterminants des échanges commerciaux et, en conséquence, de l'évolution du solde commercial ou des paiements courants semble interdire de réduire une étude de cette évolution à l'analyse d'une relation univariée avec un seul de ces déterminants. Néanmoins, des **problèmes méthodologiques** sérieux apparaissent dans les études plus complètes, qui invitent à concentrer l'analyse sur la concordance des niveaux ou des évolutions du solde commercial et d'un indicateur de niveau ou de structure des dépenses de consommation et de l'épargne des ménages, afin de faire apparaître plus clairement ces problèmes méthodologiques et d'y proposer une première tentative de solution : ces problèmes méthodologiques tiennent en particulier :

- à la distinction des **relations de courte et de longue périodes,** qui est essentielle au niveau théorique et peut être prise en compte au niveau empirique par des détrendages appropriés et des analyses de co-intégration : en particulier, le repérage des **comportements cycliques** des diverses variables est très important, dans la mesure où il peut permettre d'indiquer des déterminants de court terme communs à deux variables dont les cycles sont corrélés ; où il fait apparaître les forces de rappel inhérentes au processus générant l'évolution apparente de la variable (exemple des cycles de Lotchak-Volterra) ; où enfin son oubli entraîne de graves erreurs de spécification des modèles économétriques ;

- à la prise en compte des **phénomènes d'anticipation**, essentiels dans la dynamique des taux de change comme dans les comportements d'épargne et de consommation des ménages ou d'investissement des entreprises ;

- à la difficulté de repérer théoriquement et statistiquement les **causalités** qui vont d'une variable à une autre : les tests économétriques usuels de causalité indiquent en effet les précédences entre les évolutions et sont souvent insuffisants pour dégager les relations causales réelles ; par ailleurs, les causalités qui apparaissent au niveau macroéconomique peuvent être dues à des biais d'agrégation et ne pas refléter de véritables causalités de comportement au niveau microéconomique, donc être assez instables.

On s'attachera donc dans cette étude aux seules relations du solde commercial et des comportements de consommation et d'épargne des ménages, dont l'importance n'est pas douteuse et apparaît clairement, par exemple, dans la conjoncture française de 1981 et 1982[1].

2. Pour repérer une telle dépendance entre solde commercial et taux d'épargne ou structure de dépense des ménages, deux démarches sont possibles : on peut d'abord trouver des **raisons théoriques** à cette corrélation, soit qu'une **causalité microéconomique** existe entre les deux variables, soit qu'elles soient **co-déterminées** par les mêmes variables micro ou macroéconomiques (par exemple une co-détermination par les prix ou les revenus, anticipés ou non-anticipés), soit qu'elles soient toutes deux soumises à des **évolutions cycliques parallèles** (endogènes, ou co-déterminées).

Il est également possible d'**analyser empiriquement** cette concordance des deux variables, en étudiant les corrélations d'ensemble entre les deux variables ; en effectuant des tests de co-intégration et de causalité ; en repérant graphiquement et économétriquement leurs évolutions cycliques ; en étudiant enfin les évolutions de leurs composantes tendancielles et conjoncturelles.

Nous considérons ce rapport comme préliminaire à une recherche plus approfondie, ce qui interdit de proposer une discussion systématique et coordonnée des aspects théoriques de la corrélation entre solde commercial et épargne des ménages et des preuves empiriques que l'on peut apporter à chacun de ces aspects théoriques : la multiplicité des relations théoriques entre les deux variables nous amène donc à étudier d'abord, dans une première grande partie, les déterminants théoriques de la corrélation, avant de baliser en seconde partie quelques voies d'approche empirique de cette relation, preuves empiriques de causalités ou co-déterminations théoriques repérées antérieurement, ou bien simples analyses statistiques des évolutions parallèles des deux variables.

Afin de faciliter la lecture du rapport, on a reporté en annexe certaines analyses techniques ainsi que le texte de la communication que nous avons présentée en 1990 à l'Economic and Social Research Institute (Dublin) et à l'Annual Conference of the Irish Economic Association, communication correspondant à la première étape de cette recherche dont on utilisera certains des résultats dans le texte.

---

(1) L'analyse de telles relations simples entre deux variables est souvent suggestif de dépendances profondes, révélatrices d'un système stable de causalité et d'équilibrage dans un ensemble plus important de variables : de multiples modèles économiques sont issus de tentatives d'explication d'une relation univariée apparaissant très clairement dans des statistiques de longue durée - telle les principales théories macroéconomiques de la consommation, la théorie de la PPA, les théories explicatives du paradoxe de Gibson (voir à ce sujet Gardes-Lévy, 1991,et Simon 1990).

PREMIERE PARTIE

ANALYSE THEORIQUE DES RELATIONS ENTRE L'EPARGNE ET LA CONSOMMATION DES MENAGES ET LE SOLDE COMMERCIAL

Section 1 : RELATIONS ENTRE LES NIVEAUX ET LES EVOLUTIONS DE L'EPARGNE DES MENAGES ET DU SOLDE COMMERCIAL

1.1. Il est évident que la structure de l'épargne des ménages s'est fortement déformée dans tous les pays industrialisés depuis 1974, et que cette restructuration n'est pas sans influence macroéconomique : on se limitera néanmoins dans ce rapport à l'analyse du taux d'épargne global des ménages. Par ailleurs, il semble que la capacité de financement de la nation (l'épargne nationale) n'évolue pas systématiquement en phase avec l'épargne des ménages, comme le montre l'étude économétrique de Girardin (1991) où l'épargne des ménages japonais a une évolution saisonnière que ne connaît pas l'épargne nationale.

On peut penser néanmoins que le fait de comparer les **évolutions** et non les **niveaux** du taux d'épargne et du solde commercial permet d'éviter les multiples problèmes liés à la définition statistique précise de ces deux variables : certes, le parallèle des niveaux de ces variables au Japon et aux Etats-Unis est instructif, d'autant plus que le déficit commercial américain est pour près de la moitié lié aux relations commerciales avec le Japon, mais les corrections[1] que l'on peut apporter au niveau du taux d'épargne (telles que les analyse par exemple Galibert, 1988, 1989) en modifient trop substantiellement la valeur (réduisant en particulier les écarts internationaux des taux d'épargne, Galibert 1988, pp. 40-50) pour que la comparaison brute du taux d'épargne des ménages au solde commercial moyen d'un ensemble de nations soit une preuve solide de leur corrélation ; par ailleurs, concordance instantanée, dans une comparaison internationale transversale, ne signifie pas nécessairement évolutions coordonnées, en particulier à court terme, dans la mesure où les corrélations transversales sont parfois, mais pas systématiquement, le signe d'une corrélation temporelle de long terme, et moins souvent liées aux dynamiques de courte période (voir à ce sujet Gardes, 1985 ; Combris-

1 Galibert présente la méthodologie des travaux anglo-saxons (Modigliani, Summers, Hayashi, Feldstein,...) qui corrigent les effets sur le taux d'épargne des caractéristiques institutionnelles nationales (couverture des dépenses de santé, système fiscal, financement des retraites...), des différences de traitement comptable, des conditions macroéconomiques nationales (inflation, cycles du revenu, effets de richesse...)

Gardes-Langlois, 1991). Ainsi le fort taux d'épargne apparent des ménages japonais (19 % en moyenne entre 1977 et 1986) est-il lié, entre autres, au coût de l'éducation, à l'absence de système de protection sociale, à la cherté des investissements immobiliers, tous facteurs dont l'influence sur le solde commercial n'est pas patente.

Nous n'effectuerons pas, par ailleurs, de décomposition sectorielle du solde commercial, ni de distinction entre les taux d'épargne des divers types de ménages, ou d'analyse de la structure de l'épargne : nous faisons donc une hypothèse, assez forte, d'absence de biais d'agrégation, bien qu'une large part des évolutions des deux variables s'accompagne de modification sensible de leur structure (par exemple dans la diminution relative de l'épargne immobilière en France après 1974).

1.2. Girardin (1989, p. 31) rappelle que l'excédent de la balance des paiements s'identifie, en comptabilité nationale, avec le résidu du revenu national après absorption interne, ou la somme du solde budgétaire du secteur public et de l'épargne privée nette de l'investissement privé, ou encore avec la différence de l'épargne nationale et de l'investissement interne.

Toute évolution non compensée d'une composante de l'épargne nationale ou de l'investissement interne se traduit donc par une variation du solde de la balance des paiements, et divers auteurs américains ont trouvé là les causes fondamentales du déficit américain (dans le boom de l'investissement, le trop faible niveau de l'épargne américaine par rapport à celle du Japon, voir Girardin, p. 31, note 1). Les déterminants de l'épargne et de l'investissement influencent donc indirectement le solde de la balance des paiements : taux d'intérêt, inflation anticipée et non anticipée, revenu anticipé ou non.

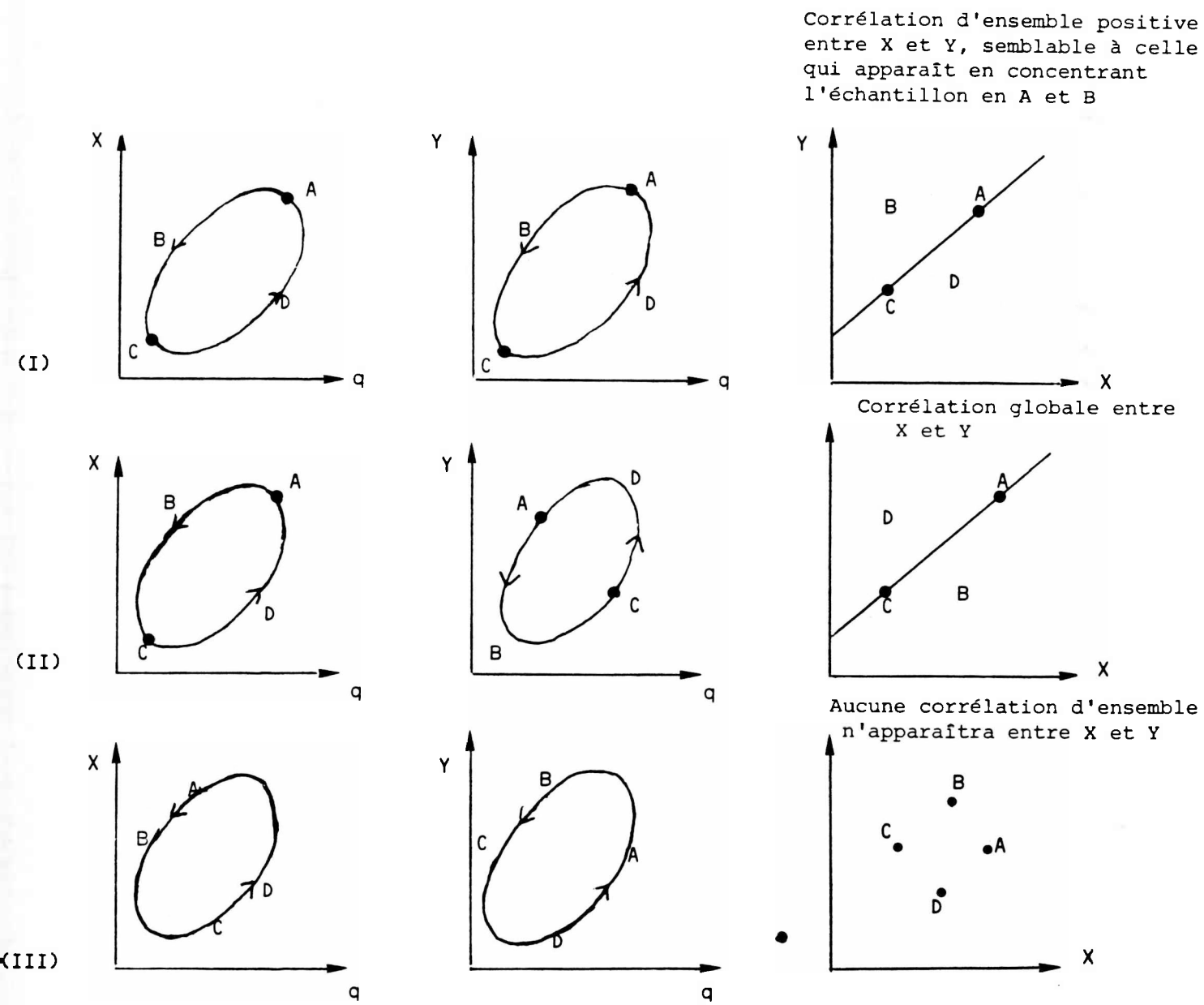
D'une manière plus directe, la structure de la consommation des ménages et des achats des entreprises détermine le niveau et la structure des importations, et donc aussi le solde commercial. On doit inférer ici, non seulement une détermination globale, repérable par des ajustements statistiques simples, mais une influence qui peut jouer différemment selon le terme considéré, dans la mesure où des processus d'ajustement partiels des comportements de consommation et d'investissement retardent le cheminement vers l'équilibre, et où les mécanismes d'anticipation de revenu et de prix des ménages se modifient continûment ou par saut lors des retournements de tendance (voir Gardes-Madre, 1991,a,b) : on doit donc distinguer, non seulement les influences de courte, de moyenne et de longue périodes, mais encore analyser la dynamique des cheminements vers l'équilibre, qui peut se traduire en particulier, si elle est suffisamment régulière, par des **évolutions cycliques concordantes** des variables en relation : le parallélisme des cycles de l'épargne ou de l'investissement et de ceux du solde commercial ou de l'excédent de la balance des paiements sont donc des signes d'une

codétermination par une troisième variable cyclique, ou d'une causalité directe entre ces variables.

On sait par ailleurs que la prise en compte de ces évolutions cycliques importe pour la mise en oeuvre d'ajustements statistiques, puisque des corrélations globales très différentes peuvent apparaître selon les retards considérés de la variable déterminée par rapport à sa cause (phénomène mis en valeur notamment par J. Tobin, 1969, dans sa critique du cycle de Friedman-Schwartz), et selon les points d'accumulation des variables autour de leur cycle (schéma 1) : si deux variables suivent des cycles en fonction d'une même cause (par exemple

Schéma 1

Corrélations selon l'accumulation des valeurs dans le cycle



le taux de variation du revenu national), des corrélations d'ensemble très diverses peuvent apparaître selon que les divers moments du cycle correspondent à des points de passage assez rapides ou à des points d'équilibre où s'accumulent les périodes : il est donc essentiel de repérer d'éventuelles concordances cycliques entre l'épargne, l'investissement et le solde commercial ou des paiements, en fonction par exemple de leur détermination par le taux de croissance du revenu national.

Girardin (1989, p. 32) propose une analyse critique de la forte corrélation observée en longue période par Obstfeld (1986), puis discutée par Frankel, entre le taux d'épargne et le rapport de l'investissement au PIB, rappelant que ce résultat est lié à un faible degré de mobilité internationale des capitaux ; cette corrélation semble d'ailleurs s'affaiblir après 1980 ; par ailleurs, les interventions régulatrices de l'Etat, sur l'épargne privée ou publique, pour compenser les variations du solde commercial, comme les chocs de productivité, peuvent fortement influencer cette relation. Il est donc intéressant de l'analyser en courte et moyenne périodes, dans la mesure où la corrélation n'est pas assurée théoriquement ni empiriquement en longue période.

Ce type d'analyse a été amorcée par Glick (1988, voir Girardin, pp. 56-8), qui étudie l'effet des écarts du PIB par rapport à sa valeur potentielle (effet qui semble positif aux Etats-Unis sur le différentiel Epargne Nationale/investissement interne, mais négatif au Japon), ainsi que celui du taux d'intérêt (effet positif pour les deux pays), en distinguant les évolutions tendancielles des changements conjoncturels de ces variables.

Nous proposerons une première analyse empirique exploratoire des correspondances cycliques du solde commercial et du taux d'épargne des ménages dans la deuxième section de la seconde partie, afin d'établir plus précisément la nature de leur corrélation, et les raisons pour lesquelles elle n'apparaît pas aussi clairement pour tous les pays.

Section 2 : LES DETERMINANTS DU TAUX D'EPARGNE DES MENAGES ET DU SOLDE COMMERCIAL

2.1. La littérature récente a montré la complexité des causalités s'exerçant sur l'épargne des ménages comme sur le solde commercial : à un grand nombre de déterminants s'ajoute l'importance de phénomènes anticipatifs mal connus et une dynamique complexe, changeant souvent d'une période à l'autre (voir par exemple l'analyse de la courbe en J proposée par Girardin-Marimoutou, 1990).

D'excellents recensements critiques (voir par exemple Hadjimathéou, 1987) montrent que l'épargne des ménages semble dépendre, pour ce qui concerne la seule influence de l'inflation :

- des effets d'encaisse réelle (effet Pigou), apparemment assez persistants en France ;
- des effets de fuite devant la monnaie, sans doute beaucoup plus temporaires (comme le montrent Crétin-L'Hardy, 1989) ;
- des effets de valorisation différentielle du patrimoine et des dettes des ménages ;
- d'effets de redistribution des revenus et de changement de la structure des prix relatifs liés à l'inflation (par exemple entre biens durables et non durables) ;
- de l'effet Deaton de l'inflation non anticipée ;
- de l'indexation discrète (à dates fixes) des contrats de travail, qui entraînent de lentes dérives des revenus réels des salariés ;
- des effets de l'incertitude accrue liée à l'inflation, qui augmente l'épargne de précaution ;
- des changements du taux d'intérêt réel liés à l'inflation (voir l'analyse du paradoxe de Gibson que nous proposons dans Gardes-Lévy, 1991).

On comprend que le sens même de l'effet de l'inflation sur le niveau de l'épargne des ménages n'apparaisse pas clairement en France (voir Kessler-Strauss-Kahn, 1978), même si l'existence d'une influence, généralement positive dans la plupart des études internationales, ne soit plus mise en doute.

Le taux d'épargne des ménages dépend encore des évolutions générales et de la répartition du niveau de vie et du patrimoine des ménages, de celles de l'intérêt (peut-être plus sensibles sur la répartition que sur le niveau de l'épargne des ménages), des changements institutionnels du crédit et de son coût, des achats de biens durables (qui évoluent inversement ou parallèlement à l'épargne selon les périodes, voir Crétin-L'Hardy, p. 22), de l'évolution du chômage.

L'analyse détaillée de ces déterminants nécessiterait, d'une part de corriger l'épargne comptable, selon les méthodes utilisées par Galibert, d'autre part de distinguer épargne financière et non financière, entre lesquelles la substitution ne semble pas systématique.

Les explications multiples qui ont été données des différences de niveau des taux d'épargne nationaux montrent bien la complexité des déterminants de l'épargne, comme aussi

la difficulté d'en prévoir l'évolution (voir à ce propos notre communication à Dublin et Kilkenny de février et mai 1990, annexée au présent papier) : pour justifier le faible taux d'épargne américain, on fait généralement référence à l'accumulation des fonds de retraite (voir Summers-Caroll, Galibert-Le Dem) qui est considérée comme le déterminant majeur de la tendance séculaire à la baisse de l'épargne des ménages ; mais il est évident que la diminution de l'épargne de précaution, liée au développement d'assurances institutionnelles, comme la régularisation des revenus, l'importance du rendement du capital, l'extension des marchés financiers et des possibilités d'emprunt pour l'achat de bien durable jouent un rôle important, qu'on ne retrouve pas au Japon.

L'épargne japonaise, quant à elle, est expliquée par l'importance des primes de fin d'année, supposées constituer un "windfall income" mal intégré par le ménage à son revenu annuel ; la durée annuelle du travail ; la frugalité confucéenne des japonais ; l'importance des réserves financières destinées au financement des études et de la retraite ; la nécessité d'une épargne de précaution destinée à financer des frais imprévus de santé ; enfin le financement des investissements immobiliers (dont le coût est estimé à 15 % du revenu total d'une vie active). Maints de ces facteurs institutionnels restent assez stables et n'influencent donc que marginalement les évolutions du taux d'épargne, qui dépendront des autres déterminants déjà cités. Ceci incite à s'intéresser à cette dynamique de l'épargne plutôt qu'à son niveau, afin de neutraliser les causalités institutionnelles mal mesurables.

2.2. Beaucoup de déterminants de l'épargne influencent également le commerce extérieur : tels le niveau de l'activité économique, les conditions de crédit, les achats de biens durables par les ménages ou les entreprises, l'inflation qui joue sur le taux de change. Une analyse systématique de la double influence de chacune de ces variables sur l'épargne et le solde commercial, pour en déduire une éventuelle relation stable entre ces deux éléments, est impossible. Mais il nous semble que deux phénomènes essentiels établissent un lien entre épargne et solde commercial, qui n'ont pas encore été pris en compte systématiquement.

En premier lieu, l'existence de **cycles concordants** de ces deux variables constituerait un indice essentiel d'une corrélation qui peut ne pas apparaître clairement dans des analyses statistiques ne tenant pas compte de ces cycles, comme nous l'avons précédemment montré : ainsi, l'influence sensible des changements de la croissance du PIB potentiel sur le taux d'épargne japonais (mise en évidence par Glick, voir Girardin, 1989, p. 46) peut-elle s'expliquer par une évolution cyclique de l'épargne japonaise. De même, les résultats contraires des mesures statistiques de l'effet du taux d'intérêt sur l'épargne (sensible au Japon, peu sensible en France, au moins sur le niveau de l'épargne globale) peuvent ils tenir à l'évolution cyclique du taux d'intérêt et de l'épargne au long du cycle des affaires (l'évolution cyclique du taux d'intérêt étant un phénomène bien mis en valeur par les études du NBER).

En second lieu, les **phénomènes anticipatifs** jouent un rôle essentiel dans les comportements d'épargne des ménages comme dans les évolutions de taux de change, d'investissement productif et d'équilibre extérieur. Or, les similarités ou les différences des processus anticipatifs, en particulier des évolutions de revenu et d'inflation, entraînent des concordances ou discordances dans les évolutions de courte et moyenne périodes des variables commandées par les anticipations : ainsi la sensibilité de l'épargne au taux d'intérêt dépend-t-elle d'une anticipation d'inflation correcte (c'est-à-dire concordante à l'anticipation d'inflation intégrée par le marché, telle que l'on peut par exemple la mesurer par un processus de révélation à la Fama). De même, les cycles apparents du taux d'épargne peuvent-ils provenir de retards d'anticipation par les ménages des évolutions de revenu et de prix.

2.3. Une telle analyse empirique des cycles de l'épargne et du solde commercial, et des relations entre anticipation des ménages et épargne ou équilibre extérieur, opérée dans un contexte d'équilibre partiel qui ne prend pas explicitement en compte les bouclages et contraintes macroéconomiques, ne peut qu'être indicative de causalités qu'il faudrait intégrer dans un modèle d'équilibre général : cette première prise de contact empirique est néanmoins nécessaire étant donnée la complexité des relations d'équilibre général à mettre en oeuvre, et elle fournit des résultats suffisamment clairs pour justifier cette étude empirique. On indiquera pour achever cette partie théorique les relations théoriques qui peuvent exister entre anticipations de prix et de revenu des ménages et évolutions tendancielles ou cycliques de leur taux d'épargne et du solde commercial.

2.4. Anticipation de revenu des ménages et évolutions de l'épargne et du solde commercial

On considère généralement que l'épargne est plus sensible aux évolutions non anticipées du revenu qu'aux évolutions anticipées : une partie du revenu conjoncturel est en effet temporairement épargné, avant d'être intégré au revenu permanent s'il perdure pendant les périodes suivantes, pour être dépensé selon la PMC de longue période. A un même taux de croissance du revenu disponible des ménages correspondront donc d'inégales épargnes dans la mesure où l'évolution du revenu ne se partage pas dans les mêmes proportions, d'une période à l'autre, entre ses composantes tendancielle (anticipée) et conjoncturelle.

Il est assez plausible de considérer que les **anticipations de revenu sont adaptatives lorsque la variable anticipée suit une évolution régulière, dans sa direction au moins (par exemple lors d'une lente dérive croissante), alors que les agents adoptent un processus régressif lorsque la variable anticipée subit une brusque modification de son évolution** : l'agent prévoit alors une régression de la variable vers son équilibre de longue période ou vers les valeurs passées les plus récentes. Si le revenu des ménages connait successivement une phase de boom (I), suivi d'un retournement (II) puis d'une récession de son taux de croissance

(III), ces deux comportements d'anticipation entraîneront les mouvements suivants du taux d'épargne :

I (boom) $q = \frac{dy}{y} > 0$ et constant ou croissant ===> $y^a < y$; $y^{na} > 0$ ===> $\uparrow$ s

qui se stabilise ou même diminue après que q ait atteint son niveau stable ;

II (retournement) :

a) Processus régressif : $\downarrow q$ = ===> $\downarrow q^a$ en-deçà de q_I ===> $y^{na} > 0$ puis nul et négatif

===> $\downarrow$ s en fin de période

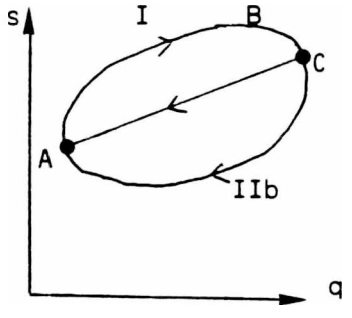
b) Processus adaptatif : $q^a > q$ ===> $y^{na} < 0$ s'amenuisant ===> $\downarrow$ ralentie de s

III (récession) :

$q = q_{min}$ ===> $q^a = q$ ===> $y^{na} = 0$ ===> s se stabilise à un faible niveau

Les analyses des processus d'anticipation des ménages que nous avons opérées récemment sur séries temporelles agrégées et sur les données individuelles des enquêtes de conjoncture de l'INSEE (Gardes-Madre, 1990, 1991 a et b) **confortent l'hypothèse de comportements adaptatifs avec des variations périodiques des coefficients d'ajustement et des mouvements régressifs lors des changements de tendance**. La succession de adaptatifs de vitesse différente pendant les deux phases, ou d'un processus régressif après une

Graphique 2



phase adaptative, engendre un cycle du taux d'épargne dès lors que les élasticités de l'épargne par rapport à la croissance prévue et à l'évolution imprévue du revenu diffèrent :

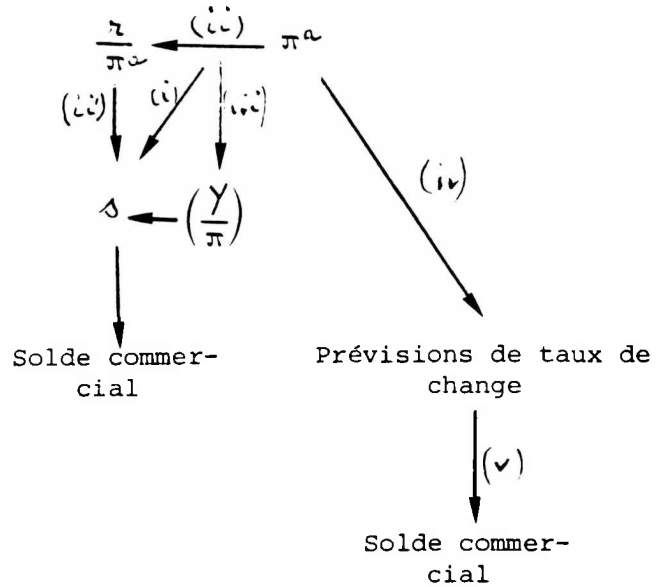
$$\frac{\partial \text{Log } s}{\partial \text{Log } y_a} < \frac{\partial \text{Log } s}{\partial \text{Log } y_{na}}$$

Les points A et C du cycle correspondent aux équilibres des booms et des phases dépressives, les deux cheminements de A à C puis de C à A ayant des durées diverses, selon la vitesse de la croissance puis de la diminution de q pendant les phases I et II (cette vitesse déterminera également l'importance du revenu non anticipé et donc de la courbure des arcs ABC et CA).

La succession des processus adaptatif et régressif dépend des prévisions de tendance de longue période faites par les ménages, c'est-à-dire de leur optimisme (équilibre de croissance élevée en longue période perçue par les ménages) ou leur pessimisme (croyance en un faible niveau moyen de la croissance en longue période) : un cycle inverse peut donc être engendré par des hypothèses symétriques de celles que nous avions faites, correspondant à un certain pessimisme (lente adaptation lors du boom, régression vers une faible croissance en début de réception). **A priori, le cycle pourrait donc être parcouru dans le sens trigonométrique pendant les phases longues de croissance, dans le sens inverse en dépression longue**.

La succession de revenus conjoncturels positifs pendant le boom, négatifs en récession, entraîne des évolutions cycliques bien connues des achats de biens durables et des investissements des entreprises (par effet d'accélération), qui se transmettent au solde commercial dans un cycle inverse si les achats de biens durables par les entreprises dominent, un cycle direct si dominent les comportements conjoncturels d'investissement des ménages. La courbure du cycle dépend évidemment aussi de la hiérarchie des élasticités conjoncturelles d'expansion et de récession (dont la différence a été montrée dans Gardes, 1983, 1985).

Graphique 3

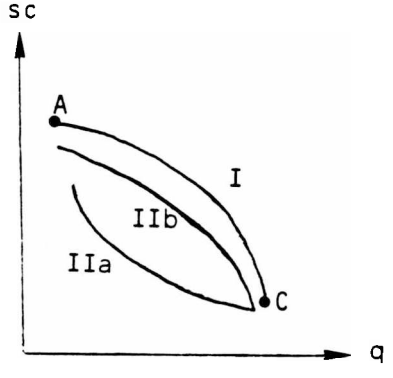


Les autres déterminants structurels de l'épargne et du solde commercial tendent évidemment à déplacer continûment ces cycles, qui apparaîtront donc comme ouverts A A' ↄ (A' au-dessus et A par exemple en cas de hausse tendancielle du taux d'épargne) ou se fermant avant terme : A A'⋋ (en cas de baisse tendancielle du taux d'épargne).

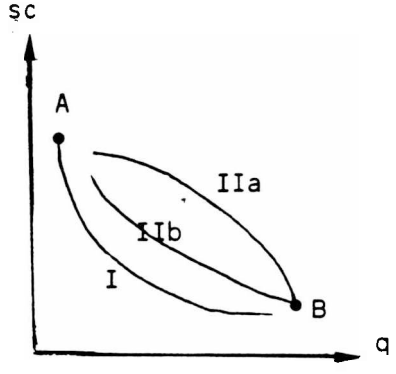
2.5. Anticipation d'inflation des ménages et évolutions de l'épargne et du solde commercial

Les anticipations d'inflation jouent par deux canaux : sur l'épargne, par un effet direct, et au travers des procédures d'indexation du taux d'intérêt et des revenus des ménages (effet global ou effet différentiel de répartition) ; sur le solde commercial par le changement des prévisions de taux de change et par l'influence directe du taux d'épargne sur le solde commercial.

(i) Effets des investissements conjoncturels



(ii) Effet des achats conjoncturels de biens durables par les ménages



(i) L'influence directe des anticipations d'inflation sur l'épargne des ménages a déjà été discutée : on peut considérer comme acquis que l'inflation anticipée comme l'erreur d'anticipation influent, de manière différentielle, sur le taux d'épargne, au moins si l'on considère les analyses empiriques opérées sur séries temporelles agrégées (voir à ce sujet notre analyse empirique sur la France et l'Irlande en annexe). On discutera dans la troisième section de la seconde partie ces résultats sur données macroéconomiques, et l'on présentera un test sur données individuelles qui les relativise sensiblement.

(ii) La procédure d'indexation du taux d'intérêt nominal sur l'inflation pose également de graves problèmes, tant théoriques qu'empiriques : la relations de Fisher a en effet été largement discutée depuis qu'en 1965 les monétaristes l'ont réexaminée, le lien entre taux d'intérêt et inflation pouvant s'expliquer également par des effets redistributifs (Siegel), des corrélations cycliques ou dans le cadre de modèles complets d'équilibre général par les élasticités d'offre et demande de monnaie (Sargent). On trouvera un début d'analyse critique de cette littérature et du paradoxe de Gibson dans notre communication au Colloque d'Economie Monétaire de Dinard (Gardes-Lévy, 1991).

(ii') L'influence du taux d'intérêt réel est également discutée : sensible aux Etats-Unis, elle l'est moins nettement en France sur séries temporelles agrégées (voir Hadjinathéou, chap. 6 ; Cretin-L'Hardy, p. 26).

(iii) Les mécanismes d'indexation des revenus sont encore mal connus, et nécessitent également l'examen de données individuelles, l'analyse statistique des seules données agrégées négligeant beaucoup des effets de répartition, essentiels ici. On trouvera un exposé d'ensemble sur le sujet dans l'ouvrage récent de Hénin (1990 : voir en particulier la contribution de Serestre).

(iv) La relation entre inflation et évolution des taux de change est tout aussi complexe, mettant en jeu les phénomènes de suréaction, dépendant de manière essentielle des processus d'anticipation d'inflation posés en hypothèses dans le modèle de Dornbush. Cette relation dépend également des contextes institutionnels nationaux et de l'intégration monétaire et financière internationale (voir par exemple l'influence sur la dynamique des taux de change des systèmes de bandes de parité dans les travaux récents de Laffargue, 1989).

(v) La réaction du solde commercial aux variations de taux de change présente une dynamique variable (voir par exemple les analyses des courbes en J décalées, présentées par Girardin-Marimoutou, 1990), qui dépend en particulier de la volatilité des taux de change : **à une plus grande volatilité devrait correspondre un ralentissement des réactions des agents économiques** (moindre ajustement partiel, démontré sur données individuelles des enquêtes de conjoncture de l'INSEE dans Gardes-Madre, 1991, a et b, qui correspond aux hypothèses théoriques faites par Friedman-Schwartz et Allais), et donc un moindre effet temporaire des variations du taux de change sur le solde commercial.

La volatilité de l'inflation peut par ailleurs modifier temporairement les relations entre épargne et solde commercial : si elle provoque un passage à des anticipations régressives, les erreurs d'anticipation d'inflation prendront des valeurs positives ou négatives persistantes, ce qui entraînerait, selon l'effet Deaton, une croissance ou une diminution du taux d'épargne ; une

influence parallèle peut s'exercer sur le solde commercial - en raison de l'incertitude accrue des prévisions de taux de change ou de son indexation, selon la théorie de la PPA -, qui peut amener une corrélation indirecte entre taux d'épargne et solde commercial : si, par exemple, il y a régression des anticipations des ménages comme des entreprises vers un taux d'inflation anticipé plus élevé, une erreur d'anticipation négative déprimera l'épargne en même temps qu'elle accroîtra les achats de Biens Durables et sur-dépréciera le taux de change, ce qui devrait au total améliorer la balance commerciale : une corrélation négative apparaîtrait temporairement entre taux d'épargne et solde commercial, qui serait corrigée dès le réajustement des anticipations.

Lors d'un mouvement plus régulier de l'évolution de l'inflation, l'erreur d'anticipation variera moins brusquement et tendra à se réduire, ce qui, en cas de croissance de l'inflation, augmentera faiblement le taux d'épargne et sous-dépréciera le change, ce qui impliquera également une corrélation temporelle négative mais faible.

Plusieurs de ces analyses théoriques indiquent la possibilité de mouvements accordés en courte ou moyenne période du taux d'épargne des ménages et du solde commercial, indépendamment de la contrainte macroéconomique qui les lie. Il est difficile néanmoins d'en dégager par la seule théorie, la force et le sens : l'étude empirique qui suit a pour but de repérer quelques concordances statistiques qui corroborent ces analyses théoriques insuffisantes.

SECONDE PARTIE

ANALYSE EMPIRIQUE DES RELATIONS ENTRE L'EPARGNE DES MENAGES ET LE SOLDE COMMERCIAL

On analysera d'abord les corrélations d'ensemble qui s'établissent entre les deux variables pour les quatre pays étudiés ; puis on établira dans la deuxième section l'existence de mouvements cycliques de l'épargne et du solde commercial et l'on examinera quelles relations s'établissent entre ces cycles ; enfin, on rappellera dans la troisième section quelques résultats obtenus concernant les processus d'anticipation des ménages et leurs relations avec l'épargne et les achats de biens durables, afin de tester les hypothèses faites à la fin de la première partie.

Section 1 :

La corrélation statistique d'ensemble entre le taux d'épargne des ménages et le solde commercial a été estimée sur données annuelles de 1959 à 1990, pour le solde commercial fourni dans les comptes nationaux de l'OCDE pour la France, les Etats-Unis et l'Irlande ; et dans les comptes nationaux pour le Japon (données préparées par P. Saucier) pour la période 1965-1988.

1.1. Corrélation entre données brutes :

FRANCE

Le solde commercial rapporté au PIB est **positivement corrélé aux évolutions du taux d'épargne** plutôt qu'à son niveau :

$$(1964\text{-}1990)\quad \frac{SC}{PIB} = \underset{(2.5)}{0.62}\ ds + \underset{(2.0)}{0.005}\ ;\ R^2 = 0.20,\ DW = 1.67$$

$$= 0.22\ q + 0.40\ ds - 0.002\ ;\ R^2 = 0.27\ ;\ DW = 1.82$$
$$(1.5) \quad (1.4) \quad (0.4)$$

$$= 0.21\ q_t + 0.41\ s_t - 0.38\ s_t - 0.01\ ;\ R^2 = 0.27\ ;\ DW = 1.81$$
$$(1.4) \quad (1.4) \quad (1.2) \quad (0.2)$$

puisque s_t et s_{t-1} sont affectés de coefficients inverses ; un terme régressif n'apparaît pas clairement dans les ajustements, non plus que les changements annuels de la croissance q du revenu disponible réel des ménages. Par contre, l'inflation lui est négativement corrélée :

(1961-1990) $\frac{SC}{PNB} = 0.70\ s - 0.40\ p - 0.08\ ;\ R^2 = 0.717$ (0.313 en MCO) ; DW = 2.50
(3.1) (3.8) (2.2) avec correction AR (1)

$$= 0.45 \left(\frac{SC}{PNB}\right)_{t-1} + 0.49\ s - 0.26\ i - 0.05\ ;\ R^2 = 0.633\ ;\ H = 0.77$$
$$(4.4) \quad (2.4) \quad (2.9) \quad (1.8)$$

Cette corrélation conforte donc l'hypothèse théorique d'une relation croissante (temporelle, et non entre les niveaux) entre épargne et solde commercial, mais sans beaucoup de précision.

ETATS-UNIS

Une **forte corrélation positive apparaît avec le niveau du taux d'épargne**, avec un effet d'inertie :

$$\frac{SC}{PIB} = 53.91\ s - 4.74\ ;\ R^2 = 0.74\ ;\ DW : 1.06$$
$$(7.5) \quad (10.4)$$

$$= 0.61 \left(\frac{SC}{PIB}\right)_{t-1} + 32.85\ s_t - 15.08\ s_{t-1} - 1.70\ ;\ R^2 = 0.85$$
$$(2.7) \quad (7.9) \quad (1.3) \quad (1.4)$$

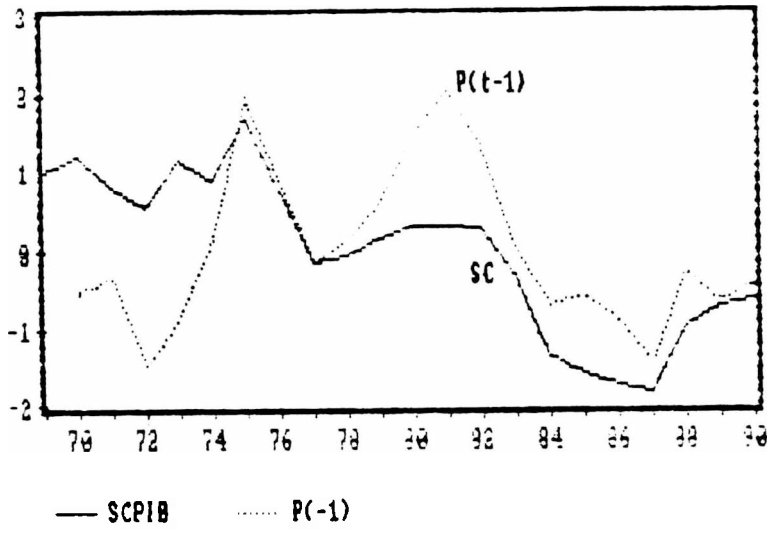
Le taux d'inflation est également corrélé au solde commercial, à la fois dans un ajustement d'ensemble.

$$\frac{SC}{PIB} = 0.43 \left(\frac{SC}{PIB}\right)_{t-1} + 6.01\ p + 28.101 - 2.93\ ;\ R^2 = 0.855\ ;\ H = 1.8$$
$$(2.43) \quad (1.5) \quad (2.5) \quad (3.2)$$

et surtout dans la **précédence très nette des pics et creux de l'inflation sur le solde commercial**, qui demeure lorsque l'on retire de sc l'influence de l'inertie et du taux d'épargne (cet effet peut correspondre à une sous-indexation du taux de change).

Graphique 4

Concordance de l'inflation passée et du solde commercial rapporté au PIB (USA, 1969-1998)



La corrélation entre sc et s s'observe encore en différences premières ($R^2 = 0.15$), sans que l'inertie ni l'inflation jouent encore un rôle sur le différentiel du taux d'épargne.

Les résidus négatifs élevés des années 1984 à 1986 semblent liés à la forte croissance des revenus en 1984, qui détériore le solde commercial (achats de biens durables par les ménages, investissement d'accélération) en même temps qu'elle accroît s : la conjoncture économique joue donc un rôle ponctuel qui n'apparaît pas dans un ajustement global (t de student infra-unitaire).

JAPON

On n'observe **aucune corrélation simple sur données annuelles** (1965-1988 : $R^2 = 10^{-4}$) pour l'ensemble de la période étudiée, bien que la diminution continue du taux d'épargne des ménages japonais de 1974 à 1988 fasse apparaître une corrélation négative ($R^2 = 38\ \%$) avec le solde commercial sur cette période. La désagrégation en périodes d'expansion ou de récession courtes ne révèle aucune relation statistique d'ensemble entre les deux variables. Par contre, lorsque l'on prend en compte, en plus du taux d'épargne, le taux d'inflation (dont l'examen graphique montre que ses pics correspondent à des creux du solde commercial, et inversement), une corrélation assez forte apparaît :

$$\frac{sc}{y} = 0.17\ s - 0.24\ p - 0.01\ ;\ R^2 = 0.294\ ;\ Dw = 0.74$$
$$(1.7) \quad (3.4) \quad (0.4)$$

$$= 0.25\ s - 0.26\ p - 0.02\ ;\ R^2 = 0.566\ ;\ Dw = 1.71$$
$$(1.4) \quad (3.5) \quad (0.7) \text{ avec correction AR (1) } \rho = 0.64$$
$$(4.3)$$

$$= 0.13\ s - 0.20\ p + 0.51 \left\langle \frac{sc}{y} \right\rangle_{t-1} - 0.01\ ;\ R^2 = 0.563\ ;\ H = 1.65$$
$$(1.5) \quad (3.3) \quad (3.9) \qquad (0.5)$$

qui indique une corrélation positive au taux d'épargne et négative à l'inflation - corrélation qui toutefois n'excède pas une explication du tiers de la variance (la moitié avec un effet d'inertie) - **donc un effet de l'inflation inverse à celui qu'on observe aux Etats-Unis**.

IRLANDE

Une certaine **corrélation graphique positive apparaît après 1975**, qu'un ajustement traduit mal :

$$sc = 13.63\ s - 23.04\ ;\ R^2 = 0.07\ ;\ Dw = 0.23$$
$$(2.7) \quad (1.3)$$

$$= 1.18\ sc_{t-1} + 395.52\ s_t - 183.55\ s_{t-1} - 22.11\ ;\ R^2 = 0.85\ ;\ H = 2.58$$
$$(9.2) \qquad (1.1) \qquad (0.6) \qquad (0.4)$$

Si l'on révèle le revenu anticipé par les ménages par leur comportement d'épargne, on retrouve le même effet d'inertie et une influence positive de la croissance anticipée par les ménages mesuré par un processus de révélation à partir de leurs choix de consommation présenté dans Gardes (1990), q^a :

$$sc = 1.18\ sc_{t-1} + 240.29\ q^{\alpha} + 14.47\ ;\ R^2 = 0.86\ ;\ H = 2.51$$
$$(9.9) \qquad (1.6) \qquad (1.8)$$

On observe donc, mais pas systématiquement, **une influence globale positive du niveau d'épargne ou de sa variation sur le solde commercial ; un effet d'inertie ; parfois un effet positif du taux de croissance ; enfin une influence significative de l'inflation sur le solde commercial** ; ces corrélations sont souvent faibles, inégales d'un pays et d'une sous-période à l'autre, ce qui peut être lié à la dynamique de court terme des deux variables. Il est

donc naturel de procéder à leur lissage avant de rechercher les mêmes corrélations sur les valeurs tendancielles et sur leurs résidus.

1.2. Corrélation entre données lissées :

On a choisi d'opérer un lissage d'Hodrick-Prescolt (voir la présentation de Dauthime-Girardin, 1989[1]) qui a l'avantage de ne pas introduire a priori d'autocorrélations perturbatrices, et de permettre un lissage de toutes les données avec des procédures semblables. On a effectué ce filtrage pour trois valeurs du paramètre pondérant les deux distances (λ = 1,50 ; 1 000) qui fournissent des valeurs filtrées suivant plus ou moins fidèlement les évolutions conjoncturelles des deux variables filtrées, comme le montrent les graphiques suivants pour les Etats-Unis.

On constate dans le tableau suivant qu'après filtrage les valeurs résiduelles du taux d'épargne et du solde commercial restent positivement corrélées, avec une force qui décroît avec la finesse du filtrage (λ = 1 000 correspondant à l'élimination d'une tendance linéaire, λ = 1 à un lissage plus proche de la série). On remarquera que l'épargne conjoncturelle conserve une influence positive après un délai d'un an, et que, dans les corrélations générales, la valeur lissée comme la valeur résiduelle de l'épargne conservent une influence déterminante équivalente sur le solde commercial, dont elles expliquent ensemble 85 % des évolutions. La liaison épargne-solde commercial ne semble donc pas être due uniquement à des tendances communes suivies par les deux variables, dans la mesure où elle demeure après élimination des évolutions de longue ou moyenne périodes.

On précisera ces analyses par l'étude de ces relations pour les trois autres pays et par une analyse des relations de co-intégration entre les deux variables, avant ou après filtrage.

---

1 Ce filtrage provient de la minimisation d'un composé de la distance entre la série et sa valeur lissée, et de la variabilité du taux de croissance de la valeur lissée (que l'on cherche à réduire). Nous remercions P. Combris de nous avoir préparé ce programme de filtrage.

Corrélation du solde commercial et du taux d'épargne après filtrage (Etats-Unis) 1969-1990)

I- CORRELATIONS ENTRE RESIDUS :

Variable expliquée	λ	Res s_t	Res s_{t-1}	Constante	R^2	DW
Res sc_t	1	20.79 (8.5)	-	-10^{-7} (0.04)	0.229	2.34
		23.04 (9.5)	6.14 (9.3)	- 0.002 (0.04)	0.246	2.42
Res sc_t	50	32.15 (9.5)		10^{-7}	0.362	1.23
		35.16 (10.8)	0.27 (10.3)	- 0.02 (0.1)	0.386	1.28
Res sc_t	1 000	26.56 (9.2)		0.05 (0.2	0.527	1.59 ρ = 0.53 (2.9)

II- CORRELATIONS GENERALES :

Variable expliquée	λ	Res s_t	s HP_t	Constante	R^2	DW
s_{ct}	1	15.56 (14.8)	58.50 (11.1)	- 5.03 (0.7)	0.867[2]	1.74
s_{ct}	50	23.22 (10.4)	61.89 (14.1)	- 5.17 (0.9)	0.855[3]	1.57
s_{ct}	1 000	25.51 (9.7)	63.21 (13.7)	- 5.27 (0.9)	0.858[4]	1.57

Notes :

Le filtrage a été opéré par le lissage d'Hodrick-Prescott pour trois valeurs de λ (1, 50, 1 000), dont la dernière correspond à un détrendage linéaire ; s HP = valeur lissée du taux d'épargne ; Ress = s - sHP

(1) Correction de l'autocorrélation des résidus du premier ordre, par le maximum de vraisemblance ; R^2 des MCO : 0.63

(2) Idem ; R^2 des MCO = 0.790

(3) R^2 = 0.799

(4) R^2 = 0.804

Section 2 : LA CONCORDANCE CYCLIQUE ENTRE LES DEUX VARIABLES

On examinera dans chaque pays l'existence d'évolutions cycliques par rapport au taux d'évolution du revenu disponible des ménages, qui est évidemment une variable proxy d'autres évolutions caractéristiques de l'économie ; puis on comparera les éventuels cycles de l'épargne et du solde commercial.

FRANCE

Les cycles du taux d'épargne français sont analysés dans la communication à Dublin et Kilkeny (1990) présentée en annexe I (pp. 13-15 et 35-36) : ils apparaissent clairement, d'une durée de 5 à 6 ans, dans le sens trigonométrique de 1950 à 1974, et s'inversent après 1974, sens de parcours correspondant à la croissance du taux d'épargne dans la première période et à sa décroissance pendant la crise. Cette différence des deux périodes est analysée en page 14 de la communication, où l'on prouve que **l'évolution tendancielle est acquise dans chaque sous-période par les mouvements du taux d'épargne durant la phase cyclique concordante avec l'évolution tendancielle** : ainsi le taux d'épargne croît-il fortement en expansion courte de la longue phase de croissance des revenus jusqu'en 1974, alors que les phases de récession correspondent à une stabilisation ou une faible croissance du taux d'épargne : l'analyse statistique (tableau 1, p. 15) conforte sur ce point l'analyse graphique, et cette assymétrie peut s'expliquer par la différence des processus d'anticipation, qui tendent à être adaptatifs lorsque évolutions courte et longue coïncident, régressifs lorsqu'elles divergent.

Le solde commercial rapporté au PIB suit également des cycles assez réguliers (voir l'annexe III) de 4 à 7 ans, par rapport à la croissance économique, cycles parcourus dans le sens trigonométrique. On y observe également des périodes de rehaussement ou diminution tendancielle du solde, lié à l'influence d'autres variables de long terme, comme entre 1974 et 1978 ou entre 1981 et 1984 ; le niveau atteint après ce changement tendanciel devient l'équilibre de référence pour le cycle suivant.

Des mouvements cycliques du taux d'épargne et du solde commercial semblent donc apparaître et être concordants, dans leurs durées et leur sens, ce qui indique assez fortement **une liaison croissante entre les deux variables, qui peut ne pas apparaître aussi clairement entre les points de stationnement (d'équilibre) sur le cycle, points d'accumulation reliés par l'intermédiaire de leurs facteurs d'évolution tendancielle communs** - liaison qui peut très bien être négative.

IRLANDE

On trouvera une analyse détaillée des cycles de l'épargne en annexe I, pp. 15-16 : on observe, pour le solde commercial comme pour le taux d'épargne, des cycles de cinq ans en moyenne (avec des cycles plus courts et un long cycle de neuf ans) ; les changements tendanciels de ces deux variables (à la hausse jusqu'en 1976, à la baisse après pour le taux d'épargne ; à la baisse jusqu'en 1982, à la hausse après pour le solde commercial) entraînent des sens de parcours concordants entre 1976 et 1982, inverses avant et après.

ETATS-UNIS

De 1969 à 1990, le taux d'épargne des ménages et le solde commercial décrivent des cycles semblables, parcourus dans le même sens, définis par une hausse tendancielle avant 1974, et une baisse tendancielle de 1974 à 1985, des deux variables. Les cycles, approximativement de cinq ans, sont beaucoup mieux fermés que dans les trois autres pays étudiés.

JAPON

Observés sur données annuelles de 1956 à 1988, l'épargne et le solde commercial sont marqués au Japon par des forces de rappels qui engendrent des cycles nets du taux d'épargne de 1956 à 1970, 1970 à 1980 et de 1980 à 1988 ; cycles parcourus dans le sens trigonométrique jusqu'en 1980, dans le sens inverse après. Le solde commercial suit des cycles dont la forme varie beaucoup plus, entre 1956 et 1960, 1960 et 1967, 1967 et 1973, 1973 et 1978, 1978 et 1983, enfin 1983 et 1988 : ces cycles du commerce extérieur sont organisés autour d'une corrélation négative avec la croissance économique (qui n'apparaît que faiblement, avec un R^2 de 0,12, dans un ajustement simple ne tenant pas compte des mouvements cycliques).

Malgré la forme diverse de ces cycles (plus arrondis pour l'épargne que pour le solde commercial), et leurs pentes dissemblables, on peut conclure à une certaine coordination des mouvements cycliques de l'épargne et du solde commercial au Japon.

Conclusion

(i) Des mouvements cycliques coordonnés semblent gouverner les évolutions du taux d'épargne et du solde commercial, de durées assez semblables (environ cinq ans, gouvernés par la durée d'évolution en moyenne période de la croissance économique) : ces mouvements cycliques indiquent l'existence de **forces systématiques de rappel** pour les deux variables, et leurs similitudes constituent un indice important des liaisons de ces deux variables à court et moyen termes ;

(ii) une modélisation plus précise de ces mouvements cycliques doit être effectuée, par exemple par des cycles de Lotchak-Volterra (suggestion de G. Bresson), de manière à comparer les paramètres structurels des cycles de ces deux variables et à pouvoir corriger l'influence d'autres déterminants - en particulier tendanciels - de leurs évolutions ;

(iii) les changements tendanciels de l'épargne et du solde commercial pourraient être directement pris en compte en séparant une composante tendancielle, obtenue par un lissage du même type que celui que nous avons opéré dans la première section, de la composante conjoncturelle des évolutions, enfin d'étudier l'existence de cycles pour ces dernières ;

(iv) les achats de biens durables par les ménages et l'investissement des entreprises devraient également être analysés dans leurs évolutions conjoncturelles comparées à celle de l'épargne et du solde commercial.

Section 3 : ANALYSE EMPIRIQUE DES DETERMINANTS ANTICIPATIFS DU TAUX D'EPARGNE ET DU SOLDE COMMERCIAL

3.1. Analyse macroéconomique

On trouvera en annexe I une étude empirique des effets des prix et du revenu anticipés ou non anticipés sur le taux d'épargne des ménages français et irlandais, effectuée sur séries temporelles agrégées annuelles de 1949 à 1988 pour la France, de 1951 à 1988 pour l'Irlande. On y calcule l'effet positif de l'inflation non anticipée en estimant le modèle de Deaton pour divers régimes d'anticipation (pp. 9-10, 19-24, 28-33), ainsi que l'influence significative du revenu conjoncturel (non anticipé) sur le taux d'épargne (pp. 16-18) : l'élasticité tendancielle de la consommation totale semble un peu plus faible en Irlande qu'en France (0.85 contre 1), l'élasticité conjoncturelle étant du même ordre (autour de 0.3). La dépendance positive du taux d'épargne à l'inflation n'apparaît pas nettement en France, alors qu'elle est beaucoup plus significative en Irlande.

3.2. Analyse microéconomique

L'influence des variations de revenu et d'inflation non anticipées par le ménage sur ses choix de consommation et d'épargne a été analysée à partir de données agrégées dans notre communication reproduite en annexe I, comme dans tous les travaux empiriques que nous connaissons concernant l'estimation des effets Deaton. Nous avons analysé ces mêmes corrélations à partir des enquêtes de conjoncture auprès des ménages de l'INSEE, dont le matériau statistique constitué (par J.L. Madre en panel de données individuelles de 1972 à 1980) a permis l'étude des processus d'anticipation de revenu et de prix (Gardes-Madre 1990, 1991). On trouvera dans ces références une description des données et la présentation des méthodes d'analyses, à la fois qualitatives et quantitatives.

Les variations de revenu non anticipées influencent positivement les achats de biens durables (Gardes-Madre, 1990) ; **sur les intentions d'épargne, l'influence du revenu conjoncturel semble jouer principalement pour les intentions négatives**, sans qu'une

relation positive entre intentions individuelles d'épargne et revenu conjoncturel soit contredite pour les autres modalités de réponse. Ces analyses sur données individuelles ne contredisent donc pas nos hypothèses (conformes à celles de Friedman pour ce qui concerne l'épargne, un peu différentes pour les biens durables si l'on considère les achats et non les services de consommation fournis par les biens durables) ni les résultats empiriques obtenus sur séries macroéconomiques temporelles, telles qu'on les a rappelées en 3.1 et en Gardes (1989).

L'analyse des effets de l'inflation non anticipée fournit, sur ces données individuelles, des résultats différents selon que l'on examine des données temporelles (moyenne, pour l'échantillon de 2 500 ménages, des intentions d'épargne et des erreurs d'anticipation sur l'inflation) ou des différences transversales (corrélation entre ces deux mêmes variables pour toute la population d'une enquête donnée) ; temporellement, la variation du taux d'épargne est positivement reliée à l'inflation $a_{ds/i} = 0.15$, $R^2 = 0.37$, alors que l'évolution, d'une année à l'autre, des intentions exprimées (2.0) d'épargne (DEPAN) lui est négativement corrélée ($a_{depan/i} = - 2.86$, $R^2 = 0.62$) : cette différence s'explique par une corrélation temporelle négative (4.2)

Opportunité déclarée d'épargner selon le signe du revenu conjoncturel (%)

REVENU CONJONCTUREL	INTENTION D'EPARGNE (c)	1	2	3	4	NR	Total (d)	1+2/3+4	1 - 4
Négatif	(a)	32.5	30.0	16.4	16.7	4.5	21.8	1.89	15.8
	(b)	33.8	30.3	16.1	15.8	4.0	25.8	2.01	18.0
Nul	(a)	33.9	29.0	16.2	16.6	4.3	67.8	1.91	17.2
	(b)	33.2	28.8	16.4	17.0	4.5	63.6	1.86	16.2
Positif	(a)	34.1	32.5	17.5	11.4	4.6	10.5	2.31	22.7
	(b)	35.0	32.4	17.3	11.0	4.2	10.6	2.38	24.0

Note :

(a) La variation de revenu anticipée a été mesurée par la première méthode (MCO sur variables muettes).
(b) Par la seconde méthode (logit)
(c) Question : *"Pensez-vous réussir à mettre de l'argent de côté dans les mois qui viennent ?"*
(d) Total en colonne, indiquant la part de chaque sous-population correspondant à une classe de revenu conjoncturel.

Source : F. Gardes- J.L. Madre, 1991, c.

du taux d'épargne et des intentions d'épargne ($R^2 = 0.37$ pour la corrélation $s_t/EPAN_t$, 0.48 pour la corrélation $s_t/epan_{t-1}$) que nous n'analyserons pas plus avant ici.

L'inflation non anticipée (i^{na}) a un faible effet négatif sur l'évolution des intentions d'épargne

$$(a_{depan/i\ na} = -0.02,\ R_2 = 0.37^1$$
$$(2.51)$$

donc semblable à celui que l'on observe pour l'inflation totale. Par contre, l'effet sur le différentiel du taux d'épargne n'est pas significatif, et donc l'influence de l'inflation sur l'épargne serait due aux anticipations d'inflation (par l'intermédiaire de l'indexation du taux d'intérêt ou de l'anticipation de revenu réel) : ainsi, **l'effet Deaton n'apparaît pas temporellement sur les intentions d'épargne** pour les ménages français de l'enquête de conjoncture de l'INSEE, et **il n'est significatif pour le taux d'épargne réalisé que dans la mesure où son test se fait sur l'ensemble de l'inflation, et non sur la seule composante non anticipée.**

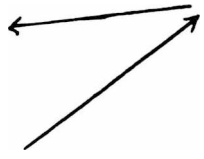
Transversalement, l'augmentation des anticipations d'inflation tend à réduire les intentions d'épargne, alors que l'accroissement des erreurs d'anticipation les diminue également : **un effet inverse à celui prédit par Deaton apparaît donc**, au moins pour ce qui concerne l'**épargne prévue** (l'effet Deaton jouerait éventuellement sur la seule épargne imprévue).

On voit donc que l'influence des variations de revenu, de prix, de taux d'intérêt, dans leurs parts anticipées et non anticipées, ont une force et une direction trop incertaines dans l'état actuel des connaissances empiriques pour qu'on puisse en inférer le sens d'une relation induite par ces déterminants entre le taux d'épargne et le solde commercial.

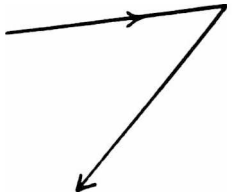
3.3. Hypothèse finale

Deux phénomènes importants ont été dégagés : d'une part, **le sens de parcours des cycles est lié à l'évolution tendancielle de la variable** ; d'autre part, **cette évolution tendancielle est acquise lors de mouvements courts du revenu concordant avec ses mouvements longs** : en France et en Irlande, par exemple, les analyses présentées en annexe I

Expansion longue



Récessions longues



[1] $EPAN_t = 1.19\ EPAN_{t-1} - 0.02\ it^{rn} + cste$; $R^2 = 0.72$
(5.5) (2.6)

montrent que le taux d'épargne, en croissance en période d'expansion longue des revenus (jusqu'en 1974), voit se réaliser cette croissance tendancielle pendant les périodes d'expansion courte, les périodes de récession étant caractérisées par la stabilité ou une lente décroissance du taux d'épargne ; le phénomène symétrique est observé après 1974.

On peut expliquer ces évolutions en supposant que le revenu conjoncturel, non anticipé, diffère systématiquement de 0 en période concordante d'expansion ou récession de courte ou longue période ; cette évolution du revenu conjoncturel est évidemment liée à la différenciation des processus d'anticipation, dont on a montré dans les articles publiés en collaboration avec J.L. Madre qu'ils changeaient de nature au cours du cycle, passant de processus adaptatifs à des

	Expansion courte	**Récession courte**
Expansion longue	$YC > 0$	$YC = 0$
Récession longue	$YC = 0$	$YC < 0$

processus régressifs lors des changements des rythmes d'évolution, ou subissant de sensibles changements de leurs paramètres) en fonction, en particulier, de la variabilité du phénomène anticipé (Gardes-Madre 1991, b).

Il suffit alors que ces changements des processus d'anticipation concernent à la fois les agents nationaux épargnants et ceux qui déterminent le solde commercial pour que des mouvements concordants du taux d'épargne et du solde commercial apparaissent.

Si l'on fait par exemple l'hypothèse d'un comportement d'anticipation adaptatif rapide[1] lors d'une discordance des phases courte et longue, lent lors d'une concordance (β infra-unitaire), on observera les erreurs d'anticipation présentées au début de cette section, qui entraîneront le taux d'épargne à la hausse ou à la baisse lors des concordances de phases courte et longue, et agiront dans le même sens sur le solde commercial, dont la composante importation dépend fortement des achats de biens durables pour les ménages et de l'investissement des entreprises, deux variables liées au revenu conjoncturels touchés par les agents économiques.

---

[1] β proche de l'unité dans l'équation : ${}_tX^a_{t+1} - {}_{t-1}X^a_t = \beta[X_t - {}_{t-1}X^a_t]$ avec ${}_tX^a_{t+j}$ la valeur de la variable X anticipée en période t pour la période $(t+j)$.

CONCLUSION

L'analyse théorique a montré que, même en se limitant à la corrélation des évolutions de l'épargne et du solde commercial et en centrant l'analyse sur les phénomènes anticipatifs (donc en négligeant des contraintes d'équilibre général ou intertemporelles, ainsi que des déterminants essentiels comme les évolutions de taux d'intérêt et de taux de change), on peut prévoir certaines relations entre l'épargne et le solde commercial, en particulier dans leurs évolutions cycliques marquées par les erreurs d'anticipation et les processus d'adaptation des anticipations ou d'ajustement partiel des choix du ménage.

L'analyse empirique conclut à un certain degré de concordance entre les évolutions cycliques des deux variables, qui ne se repère pas systématiquement sur des corrélations statistiques d'ensemble ne prenant pas en compte ces phénomènes cycliques.

Il resterait à modéliser plus complètement ces évolutions cycliques afin de pouvoir comparer les caractères qualitatifs et quantitatifs des cycles des deux variables d'un pays ou d'une période à l'autre ; à étudier conjointement les fonctions d'achat de biens durables et d'investissement ; à tenir compte de manière adéquate, par des filtrages ou une modélisation explicite, des phénomènes cycliques afin de reprendre l'étude de la corrélation statistique partielle des deux variables ; à préciser le mode de détermination des deux variables par les grandeurs anticipées et non anticipées de revenu et de prix ; enfin à repérer l'existence éventuelle de telles corrélations au sein d'ensembles économiques plus vastes, agrégeant les pays d'une même zone économique.

BIBLIOGRAPHIE

COMBRIS, P. - GARDES, F. - LANGLOIS, S., 1991, Convergences intra-nationales et internationales des structures de consommation - analyse comparative des enquêtes de budgets de famille canadienne et françaises, *rapport CREDOC - Institut Québécois de Recherche sur la Culture*, juin.

CRETIN, L. - L'HARDY, P., 1989, Les ménages épargnent moins qu'il y a quinze ans, *Economie et Statistique*, n° 219, pp. 21-29.

DANTHIME, J.P. - GIRARDIN, M., 1989, Business cycles in Switzerland, a comparative study, *European Economic Review*, n° 33, pp. 31-50.

GALIBERT, A., 1988, Le taux d'épargne des ménages dans cinq grands pays de l'OCDE, *rapport CREDOC n° 47*, novembre.

GARDES, F., 1985, Comportements de consommation et évolution de l'ensemble de choix, thèse d'Etat, *Université Paris IX-Dauphin*.

GARDES, F., 1989, Consumption and transitory income, *University of Belfast*, June.

GARDES, F. - MADRE, J.L., 1990, Consumption and transitory income : an estimation on a panel of french data, *Economics Letters*, septembre.

GARDES, F. - LEVY, P., 1991, Giffen, Gibson, Kitchin : les mouvements historiques du taux d'intérêt - un réexamen du paradoxe de Gibson, *8ème Journées Internationales d'Economie Monétaire et Bancaire*, Dinard, 6 et 7 juin 1991.

GARDES, F. - MADRE, J.L., 1991, a, Les anticipations de revenu et de prix dans les enquêtes INSEE de Conjoncture auprès des ménages, *rapport de recherche CREDOC*, janvier, à paraître dans *Economie et Prévision*.

GARDES, F. - MADRE, J.L., 1991, b, Price Expectations of french households : a test on INSEE panel data (1972-1978) , note de recherche, février 6 th., *Annual Congress of the European Economic Association*, Cambridge, août.

GARDES, F. - MADRE, J.L., 1991, c, Hétérogénéité des perceptions d'inflation et test du modèle de Deaton, note de travail, juin.

HENIN, P.Y., ed. 1990, L'indexation des revenus, *Economica.*

KESSLER, A. - STRAUSS-KAHN, D., 1978, Epargne et inflation, *Consommation*, octobre-décembre, n° 4, pp. 3-23.

GIRARDIN, E., 1989, Les approches des conditions d'ajustement de la balance courante américaine, Colloque Banque de France - Université, novembre-décembre, document devant être publié dans les *Cahiers Monétaires de la Banque de France.*

GIRARDIN, E. - MARIMOUTOU, V., 1990, Variation des taux de change et persistance des déséquilibres commerciaux ; un réexamen de la courbe en J pour le solde américano-japonais, *7ème Journées Internationales d'Economie Monétaire et Bancaire*, Caen, 11-12 juin.

GIRARDIN, E. - MARIMOUTOU, V., 1991, Analyse des relations de cointégration entre taux d'épargne des ménages et solde commercial, note de recherche, *Université de Bordeaux I.*

HADJIMATHEOU, G., 1987, *Consumer economics after Keynes*, Wheatsheaf Books.

SIMON, J.L., 1990, Great and almost great magnitudes in economics, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 4, n° 1, pp. 9-156.

TOBIN, J., 1969, Post hoc, propter hoc, *American Economic Review.*

ANNEXE I

INCOME AND PRICE EXPECTATIONS IN THE IRISH AND FRENCH CONSUMPTION AND SAVING FUNCTIONS

Seminar at the
Economic and Social
Research Institute,
Dublin, 1st February 1990

Annual meeting of the
IRISH ECONOMIC ASSOCIATION
Kilkenny, 18-20 may 1990

INCOME AND PRICE EXPECTATIONS IN THE IRISH AND FRENCH COMSUMPTION AND SAVING FUNCTIONS

François GARDES
Professeur agrégé des Universités
GRID (Ecole Normale Supérieure de Cachan) and CREDOC

Introduction :

Many new methods and problems have recently been studied concerning the allocation of income between consumption and saving, and the choice of partial consumptions. Five main subjects, at last, can be distinguished : the theorical discussion and empirical test of the Permament Income hypothesis : integration in macro-models, estimation of Hall's autoregressive equation and of the effects of news, discussion of the recursivity of the utility function, models of income expectations (Sargent, Darby) ; the inter-relations between consumption and money or other financial assets demands ; the test of empirical models of consumption demand (such as Hendry's) ; the integrated models of income allocation and labour supply ; and the estimation of complete systems.

Other problems remain, which have not yet been much studied, concerning the technical complementarities between consumption (and more generally the algebraic and topological hypothesis made on the choice set - see Gardes, 1984) ; the dynamic effects of price and income changes ; the aggregation biases caused by the diversity of individual demands and by the different effects of temporal variations of income and transversal changes of relative income (Gardes, 1985).

In this paper, we examine the income and price expectation made by the Irish and French consumers on annual data from 1949 to 1988.

In the first part, the models of expectations are discussed ; in the second and the third parts, they are applied to the explanation of the cyclic behaviour of savings ; in the fourth part are considered the revealed (implicit) expectations which we define in the fourth paragraph of part I.

This study of Irish and French savings is very preliminate and will be resumed with some desaggregation of consumption and savings with quarterly data ; and by considering other determinants - liquidity, real rate of interest, relative prices of consumption and savings.

I- Models of expectations :

1.1. The different types of models :

Expectations can be introduced in the models by means of the actual anticipation made in surveys by the agents ; by mathematical processes ; or by the means of revealed expectations :

The mathematical computation of expectations can be made either by considering the information of the agent on the sole past and present values of economic variables, either with the hypothesis of a perfect knowledge of these variables over the whole span of the estimation period (or at least with an exact information of, for instance, the mean rate of growth of the expected variable if the expectation concerns the relative change of this variable). The adaptative model as well as the RE one is of the first type, while the tendancial expectation or the diverse forms of filter (Hodrick-Prescott, ...) are of the second type.

Another distinction can be made between the anticipative processes defined directly by an algebraic formula on known variables (such as the adaptative or the extrapolative process), those which proced from the optimization of a cost function (such as the Hodrick-Prescott filter), and the processes of anticipation defined by rationality hypotheses (translated into mathemical relations which are used to suppress the unknown anticipated variables in the estimations), such as rational expectations.

Finaly, the expected series can be exogenously determined and introduced in the estimated equations, or determined simultaneously with the parameters of the estimated equations.

Another type of process is proposed in this paper : the revealed expectations implicitly determined by the estimation of models of individual behaviour depending on the agents expectations. This type of expectations is close to the implicit expectations defined trough the structure of interest rates (Fama, 1975 ; Frenkel, 1982 ; Mishkin, 1989), but the implicit expectations are not entirely determined by behaviour equations but especially by the financial market mecanisms.

1.2. The income expectations models :

12.1 Permanent and transitory effets :

The expected income determines the household's consumptions and savings through MPC's or elasticities which generally from the ones depending on the non-expected income. It seens natural to look at expected income as a long term (permanent) component, the residual income being identified to a short term (conjunctural, transitory component). Such a separation of the permanent and transitory components allows us to determine permanent and transitory MPC's and elasticities which are easy to interpret (contrary to those obtained through simple autoregressive models).

Contrary to the Friedman hypothesis, the transitory component of income has a non null influence in consumption and savings, this can be shown by the estimates of transitory elasticities on aggregate time series, but also by estimates on individual data (see the paper Consumption and transitory income : an estimation on a panel of Frech data, Gardes-Madre, 1990).

12.2 A tendancial model :

The individual anticipations can be limited to the expectation of a mean growth of the expected variable, with a constant rate of growth, or to a discreteset of different rates for sub-periods. Such a model is presented andiscussed in the paper "A permanent-income theory of consumption with changing expectations of tendancial income", Gardes, 1985. The

permanent income elasticity of total consumption is estimated as unitary, the transitory one around 0.6 (somewhat greater than those estimated by other models for France, 1963.1-1985.4 : see Gardes-Kempf-Pouchain, 1989, p. 22).

12.3 A partial adjustment model

This simple model can be generalized by defining a partial adjustment process for permanent income (in log)[1] :

$$(1) \qquad LYP_t = BLY_t + (1-\beta).\,[LYP_{t-1} + c]$$

with c as an exponential rate of variation of Y.(1) can be easily interpreted though the forms

$$(2) \qquad LYP_t = \beta \sum_{i=0}^{\infty} (1-\beta)^i\, LY_{t-i} + c\,\frac{1-\beta}{\beta}$$

$$\text{or } (3) \qquad LYP_t = E_{t-1}\, LYP_t + \beta\,[LY_t - E_{t-1}\, LYP_t]$$

this last term representing the non-expected income with an initial expectation in (t-1), before revision, of

$$E_{t-1}\, LYP_t = LYP_{t-1} + c$$

The tendancial/conjunctural model is obtained for $\beta = 0$, the keynesian function for $\beta = 1$.

A change in the tendancial rate of Y is progressively taken into account by YP, with a speed depending on β.[2].

It must be noted that the two components of income are no longer independent when $\beta = 0$ or 1.[3]

---

1 This model has been used by Darby and Seater in level terms : $YP_t = SY_t + (1-\beta)(1+c)\,YP_{t-1}$, which oblige to define a priori c. The logarithmic form can be considered as a first order approximation of this equation, and allows for a statistical determination of c.

2 If we suppose that the income grows regularly before t : $\Delta LY = c$ and after t : $\Delta LY = c'$, we obtain : $LY_t = LY_{t-1} + c'$ and $LYP_{t-k} = LY_{t-k}\,(k>1)$ and in period t : $LYP_t = (LYP_{t-1} + c) + \beta\,(\Delta LY - c)$ or : $\Delta LYP_t = \beta\Delta LY + c\,(1-\beta) = (1-\beta)\,c + \beta c' > c$.

One obtains, with these hypothèses on regular growth, $\Delta LYP_{t+1} = (1-\beta)^2\, c + \beta\, c' > (1-\beta)\,c + \beta c'$, and finally : $\Delta LYP_{t+n} = c\,(1-\beta)^{n+1} + c'\left[1-(1-\beta)^{n+1}\right]_{n\uparrow\infty} \rightarrow c$ for $0 < \beta < 1$.

3 Equation (1) implies :

$$Cov\,(LYP_t, LYC_t) = \beta\,(1-\beta)\,[V(LY_t) - Cov\,(LY_t, LYP_{t-1})] = \beta\,(1-\beta)\,V(LY_t)$$

when we suppose that LY_t is independent of LY_{t-1}.

With a consumption function depending on permanent and transitory income :

$$(4) \qquad \text{Log } C_t = k_o + k_1 \, LYP_t + k_2 \, LYC_t + u_t$$

we obtain :

$$(5) \qquad \begin{aligned} \text{Log } C_t = {} & [k_o \beta + (k_1 - k_2)(1 - \beta) c] + [k_2 + (k_1 - k_2) \beta] \, LY_t - k_2 (1 - \beta) \, LY_{t-1} \\ & \beta \, k_1 \, LY_t + k_2 (1 - \beta) \, \Delta LY_t \\ & + (1 - \beta) \, \text{Log } C_{t-1} + u_t - (1 - \beta) \, u_{t-1} \end{aligned}$$

which contains two supplementary regressors as compared to Hall's model. This equation can be estimated with an instrumental variable for $\text{Log } C_{t-1}$ and a MA(1) process for the error term.

This equation is exactly identified, the income elasticities k_1 and k_2 being determined independently from the exponential rate of growth c. A generalized adjustment model of expected income :

$$(6) \qquad \begin{aligned} LYP_t &= E_{t-1} \, LYP_t + \sum_{i=0}^{\infty} \beta_i \, [LYP_{t-i} - E_{t-i-1} \, LYP_{t-i}] \text{ with } \beta_i = \beta \gamma^i, \; 0 < i < 1 \\ &= (1 - \beta + \gamma) \, LYP_{t-1} - \gamma \, LYP_{c-2} + \beta LY_t + c (1 - \beta) \text{ with } \beta = 1 - \gamma \end{aligned}$$

gives the equation :

$$(7) \qquad \begin{aligned} \text{Log } C_t = {} & [k_o \beta + (k_1 - k_2) \, c \, (1 - \beta)] + [k_2 + \beta \, (k_1 - k_2)] \, LY_t - k_2 (1 - \beta + \gamma) \, LY_{t-1} \\ & + k_2 \, LY_{t-2} + (1 - \beta + \gamma) \, \text{Log } C_{t-1} - \gamma \, \text{Log } C_{t-2} + (u_t - (1 - \beta) \, u_{t-1} + \gamma u_{t-2}) \end{aligned}$$

which is over identified.

The equation (5) has been estimated (table 3) on French aggregate date (1964-1 - 1985-IV) by OLSQ and non-linear regression with an approximate correction of the first order autocorrelations indicated in annexe I.

The permanent elasticity is around 1, the conjunctural one of 0.25 is significatively different of 0. The adjustment parameter β is small (0.10 to 0.13), confirming the non-keynesian process of the revision of expected income and corresponding to a temporal horizon of about 3 to 5 years.

Estimating together the demand function of consumption and money by Zellner SUR method gives similar results (tables 4 and 5).

The introduction of a partial adjustment process on demand itself estimated with another adjustment process on YP gives bad results (tables 3 and 4) ; it proves that such an adjustment process for consumption or money demand must be estimated with an a priori definition of permanent income (see table 6).

Table 1

Partial adjustment of tendancial income in the consumption function
(France, 1964-Q1 - 1985-Q4)

		with an estimation of the permanent elasticity k_1		with the permanent elasticity k_1 constrained to 1	
		(1)	(2)	(1) no correction of 1st order autocorrelation	(2) 1st order autocorrection corrected
PARTIAL ADJUSTMENT OF INCOME	$k_1 = e_T$	0.996 (33.82)	0.986 (44.34)	1	1
	$k_2 = e_c$	0.252 (2.03	0.242 (2.23)	0.254 (2.09)	0.259 (2.47)
	β	0.153 (3.21)	0.135 (4.08)	0.155 (3.33)	0.139 (4.23)
	R^2	0.9986	0.9980	0.9986	0.9980
	RSS	0.0059701	0.008338	0.0059717	0.008382
	H	1.81(a)	-	1.77(a)	-
	n	88	88	88	88
		[β fixed = 0.1351]	[β = 0.0763182]		
PARTIAL ADJUSTMENT OF INCOME AND CONSUMPTION	$k_1 = e_T$	0.986 (35.57)	0.972 (19.90)	1	1
	$k_2 = e_c$	0.192 (1.87)	0.350 (2.53)	0.201 (1.82)	0.304 (1.82)
	β	0.1351	0.0763182	0.141 (3.51)	0.121 (2.85)
	μ_c	1.164	0.967 (3.91)	1.154 (10.89)	0.979 (3.30)
	R^2	0.9986	0.9386	0.9986	0.9986
	RSS	0.0058137	0.005796	0.0058284	0.0057412
	H	4.06(b)	(c)	0.05	
	n	88	88	88	88 ↑

(a) 1st order autocorrelation at 5 %
(b) ρ = - 0.27 no significant
(1.04)
(c) ρ = - 0.23 no significant
(0.73)
The most significant adjustments are indicated by an arrow.

Table 2

Partial ajustment of consumption with exogeneous permanent and transitory incomes

Période	1965-Q1 - 1985-Q4 ANL			1971-Q1 - 1985-Q4 Seemingly Unrelated Regressions		
Coefficient	YT3	$e_T = e_c$ YT3	YT	YT'	YT3	$e_T = e_c$ YT3
CONSUMP-TION						
$k_1 = e_T$	0.975 (27.82)	0.990 (38.36)	1.030 (130.80)	1.297 (36.08)	0.963 (11.04)	0.969 (11.72)
$k_2 = e_c$	2.427 (2.47)		0.725 (23.50)	0.687 (13.16)	1.268 (1.46)	
μ_c	0.160 (3.44)	0.201 (4.78)	0.520 (7.09)	0.382 (5.12)	0.121 (2.93)	0.128 (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
H	1.58	0.93	0.26	0.63	1.20	1.05
n	84	84	88	60	60	60
MONEY						
$l_2 = e_T$				1.054 (9.23)	1.409 (9.08)	1.373 (9.95)
$l_3 = e_c$				1.958 (11.72)	5.750 (12.79)	
l_4				- 0.277 (4.90)	- 0.462 (3.28)	- 0.403 (3.62)
μ_r				0.174 (5.33)	0.095 (3.28)	0.115 (3.77)
R^2				0.9968	0.9967	0.9961
SCR				0.003379	0.003439	0.008234
H				0.39	0.04	0.02
n				60	60	60

Method :
ANL : Non linear LS

Permanent income: YT, YT' = tendancial income.

YT3 = mean income of past periods.

12.4 Partial Adjustment models and ECM :

The error correction model for a permanent-income equation $c^* = kY^*$, with C* and Y* the permanent components of consumption and income, can be written for the order 1, in log form (see appendix II).

$$(8) \qquad \Delta c_t = \alpha - (\alpha_1 + 1)(c_{t-1} - y_{t-1}) + b_o \Delta y_t + u_t$$

or

$$(9) \qquad s_t = \alpha - \alpha_1 s_{t-1} + (b_1 - a_1) q_t + u_t + \theta \left(s_t^2 - a_1 s_{t-1}^2 \right)$$

with an approximation equal to a few per-cent of the difference $(s_t - a_1 s_{t-1})$ to be explained.

Equation (8) can be compared to (5) :

(i) with no transitory income $(k_2 = 0)$, $\beta = \frac{2}{1+k_1} \sim 1$, so that the partial adjustment (1) collapses to a keynesian concept of perfect income expectation : $LYP_t = LY_t$

(ii) with a non null effect of the transitory income, $\beta = 1 + a_1$; $k_1 = \frac{b_0}{1+a_1}$; $k_2 = \frac{1-b_0}{a_1} + 1$, so that there exists a relation between the permanent and transitory elasticities due to the fact that the ECM is founded on pure permanent-income equation with no transitory effect.

(iii) the models differ as concerns the structure of the error.

In fact, the transitory effect cannot be estimated with the ECM of order 1 formulation without transitory income, the complete model, $A(L) = \alpha + B(L)\, y_t + k_2 [y_t - B(L)\, y_t] + u_t$ can be written $A(L)\, C_T = \alpha + B'(L)\, y_t + u_t$ with $b'_0 = b_e (1 - k_2)$; $b'_j = b_j (1 - k_2) + k_2$

The long term relation A(1) = B (1) gives for a unitary permanent elasticity : $1 + a_1 = b_0 + b_1 + k_2 (1 - b_0 - b_1)$ and (8) in Appendix II becomes :

$$(8a) \qquad \Delta C_t = \alpha - (a_1 + 1)\, (c_{t-1} - y_{t-1}) + b_0 \Delta y_t - k_2 (1 - b_0 - b_1)\, y_{t-1} + u_t$$

with an extra term depending on y_{t-1} which permits to compare (5) to (8a) :

$$\beta = 1 + a_1$$

$$k_2 = - \frac{b_0}{a_1}$$

$$k_1 = \frac{b_0 + b_1}{1 + a_1}$$

which is unitary when $b_0 + b_1 = 1$

The partial adjustment model (5) is thus equivalent (with the difference of the error structure) with an ECM of order 1 with the restriction $b_0 + b_1 = 1$, i.e. $y_t^* = b_0 \Delta y_t + y_{t-1}$ as a dynamic specification of the permanent income close to a partial adjustment definition (no restriction emerges when the permanent elasticity is not bounded to 1).

1.3. Models of price expectations :

We present in appendix III Deaton's model of unanticipated inflation with other hypotheses on the expectation processes of income and price (chosen as regressive by Deaton). This formulation will allow to estimate involuntary saving through unanticipated inflation for the cyclic expansions and recessions of personal income - periods which seem to differ as concerns their expectation process.

Deaton's model : $\frac{ds}{dt} = \sigma(1 - k) + (q - q^*) - \varphi(\pi - \pi^*) - \sigma s$ with

$s = \frac{S}{y}$; $q = d \text{ Log } y$; x^* = expected value of $x = {}_{t-1}x_t$ which becomes with regressive expectations : $q^* = \beta q + (1 - \beta) q_0$; $0 \leq \beta \leq 1$

$\pi^* = \pi_0$

(10)	$\Delta s_t = a + b\, q_t + c\, \pi_t - d\, s_{t-1} + u_t$

This is the type of equation estimated by Deaton (1978).

Deaton model with other forms of expectations processes :

1. Pure regressive expectations :

of income, for $\beta = 0$: $q^* = 90$ as for prices, and (10) remains the same.

2. Partial regressive expectations :

$q^* = \beta q + (1 - \beta) q^0$

$\pi^* = \beta \pi + (1 - \beta) \pi_0$ implies the same equation.

For this two cases, the reduced form remains (10), the parameters of which taking special forms.

3. Adaptive process : $q_t^* = \beta q_t + (1 - \beta) q_{t-1}^*$ and the same form for π

(10.3)	$\Delta s_t = a + b\, q_t + c\, \pi_t + (1 - \beta - d) \Delta s_{t-1} - \beta\, d\, s_{t-2} + u_t - (1 - \beta) u_{t-1}$

4. Extrapolative processes : $q_t^* = \beta\, q_t + (1 - \beta)\, q_{t-1}$ and the same form for π

(10.4) $\Delta s_t = a + b\, \Delta \pi_t - d\, s_{t-1} + u_t$

5. Frenkel process (Frenkel (1975) : see Holden-Peel-Thompson, p. 14) suggests for prices a model with long-term and short-term expectations :

Long-term adaptive expectations : $\pi_t^{L*} = \lambda\, \pi_{t-1}^{L*} + (1 - \lambda)\, \pi_{t-1}$ (L)

Short-term expectations, depending on the unexpected long-term inflation and the unexpected short-term one :

$$\pi_t^* = \pi_{t-1}^{s*} + \alpha_0 (\pi_{t-1}^{L*} - \pi_{t-1}) + \alpha_1 (\pi_{t-1}^{s*} - \pi_{t-1}) \qquad (S)$$

which can be combined by substituting π_{t-1}^{L*} in (S) into equation (L) :

$$\pi_t^* = \pi_{t-1}^* + (\lambda + \alpha_1)(\pi_{t-1}^* - \pi_{t-2}^*) - \alpha_1 (1 - \lambda)(\pi_{t-2} - \pi_{t-2}^*) - (\alpha_0 + \alpha_1)(\pi_t - \pi_{t-1})$$

The partial adjustment process of the savings rate is used by Deaton to take into account the discrepancy between the savings rate predicted by the permanent-income theory and the actual rate. This discrepancy can be also explained by the influence of the unanticipated transitory income : this hypothesis is weaker, for it does not impose a constant adjustment process which is not very realistic (a great discrepancy does not determine the same type of change of the consumption and saving behaviour as a small one). A final savings equation can be derived by the same means as those used by Deaton, by writing the basic consumption function in terms of the unanticipated as well as of the anticipated income.

1.4. The revealed expectations :

In a model incorporating expectational variables : $f(X, Y^a) = 0$, Y^a can be obtained through the resolution of the equation by a stochastic implicit function ; this type of revealed expectation depends only on the equation describing the choice of the anticipating agents, and differs from the market defined implicit expectations studied by Fama (1975), Frankel (1982, through the interest rate term structure) and Miskkin (1989).

In Deaton's savings equation, the anticipated component of inflation is supposed to have a null effect on consumption and savings, so that the residual savings, after taking into account the inertia and the income effects, can be attributed to the unexpected component of inflation. The problem consists in the estimation of these inertia and income effects independently of the unexpected inflation effect. We present a simple method to show how it seems possible to extract the unanticipated price π^{na} from Deaton's equation.

Suppose that ds depends linearly on a vector of variables Z and π^{na} :

$$(11) \qquad ds = B' z + c' \pi^{na} + a' + v_t$$

but we ignore π^{na} and are thus unable to estimate the parameters. On Z and π, ds can be written as : $ds = Bz + c\,\pi + a + u_t$, so that if (H1) we neglect the difference of the error terms : $(B - B')z + (a - a') = (c - c')\pi^{na} - c\pi^a \Rightarrow \pi^{na} = B'' z + c' + \frac{c}{c'-c}\pi^a$. We know that $\pi^{na} \perp \pi^a$ and $s \perp \pi^a$, so that $\sum_i B_i'' \mathrm{Cov}(z_i, \pi^a) - \frac{c}{c'-c} v(\pi^a) = 0 \Leftrightarrow \sum_i B_i'' a_{zi/\pi^a} = \frac{c}{c-c'}$.

In the case of the Deaton's model,

$z = (s_{-1}, q)$ and ds : $a + bq + c\pi - ds + u = a' + b'q + c'\pi^a - d's_{-1} + v$

so that $c = (b - b')a_{q/\pi_t^a} - (d - d')a_{s_{t-1}/\pi^a}$; we can make the hypotheses :

(H2) $a_{s_{t-1}/\pi_t^a} = 0$, and obtain :

(H3) $a_{q/\pi^a} = a_{q/\pi}$

$$b' = \frac{c}{a_{q/\pi}} + b$$

so that(11) $\Rightarrow$:

$$c'\,\pi_t^{na} = d\,s_t - \left(\frac{c}{a_{q/\pi}} + b\right) s_{t-1} - d\,q_{t-1} - a' - v_t$$

(special case : $\lambda = 1$) since the coefficient b = b' when (H2) is true. The coefficients d, c, b, a, and a_q, are known through the adjustments $d\,s_t = a + b\,q_t + c\,\pi_t - d\,s_{t-1} + u_t$ and $q_t = \alpha\,\pi_t + \beta + \varepsilon_t$, so that the unanticipated inflation can be computed *in its relative variations* when we take (H4) $\pi^{na} = 0$ which determines a' by (11).

II. The changes in the savings rate in Ireland and France

We analyse only annual aggregate data, with no correction of the saving rate $s = 1 - \frac{c}{y}$, the aim of the study being the comparison of the *evolutions* and not of the levels of the savings rates.

2.1. Tendancial changes

21. 1 *France* (1949-1988) : see the graphs 1 to 4

After a rapid growth between 1953 and 1955, the savings rate grows slowly till 1975, then diminishes from 18,5 % to 12,2 %. A detailed analysis can be found in Gardes-Pouchain-Kempf (1989, p. 8-18) for the period 1970-1988, with a study of the desagregation of consumption between durables, non durables and services and of savings between the different financial assets.

The long term variation of the saving rate is clearly associated with the parallel evolution of the growth rate. This relation remains, through the inertia effect, for short term variations of the growth rate, as can be seen by theses estimations on quarterly data (1970.2/1987.4) of the correlation between the MPC : 1-s and the growth rate of real disponible income q :

$$APC_t = \underset{(7.05)}{-0.483}\, q_t + \underset{(6.91)}{1.117} \; ; \; R^2 = 0.98$$

$$APC_t = \underset{(7.87)}{-0.700} - \underset{(3.77)}{0.431}\, q_{t-1} - \underset{(2.65)}{0.3039}\, q_{t-2} - \underset{(2.20)}{0.195}\, q_{t-3} + \underset{(6.60)}{1.121}$$
$$(OLSQ : R^2 = 0984 \; ; \; DW = 2.38)$$

$$APC_t = \underset{(57.87)}{-0.976}\, APC_{t-1} - \underset{(8.56)}{0.756}\, q + \underset{(1.76)}{0.029} \quad (OLSQ.: \; R^2 = 0.963 \; ; \; H = 2.13)$$

The autogressive relation is strong (and quite unitary) ; the influence of q weakens with a positive sign on the savings rate, even after three years when the influence is the third of the contemporary effect of q.

The relation between the annual changes of s and q appears also clearly on graph 4, or in the adjustment over 1955-1988 :

$$ds = \underset{(4.21)}{0.272}\, dq + \underset{(0.68)}{0.002} \quad (0LSQ \; ; \; R^2 = 0.357 \; ; \; DW = 2.14)$$

21.2 *Ireland* (1953-1988)

The savings rates grows also in Ireland between 1958 and 1975, but stays around 20 % between 1976 and 1988, despite the decrease of the mean growth rate from 7 % to 0 % between 1975 and 1983-4.

The same type of relation as for France holds between ds and dq (periode 1956-1988) :

$$ds = \underset{(4.35)}{0.279}\, dq + \underset{(0.91)}{0.003} \quad (0LSQ \; ; \; R^2 = 0.379 \; ; \; DW = 2.10)$$

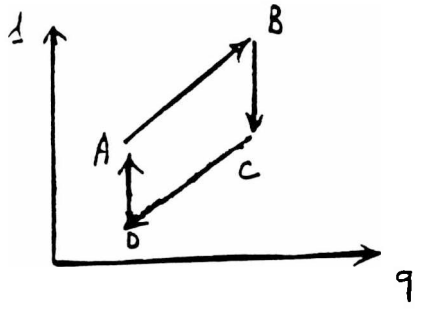
The coïncidence of the parameters is remarquable.

2.2. Cyclic variations

22.1 The cyclic behaviour of the savings rate shows also similarities between the two contries, with a clear difference between the periods 1950-1974 and 1975-1988.

The datation of expansions and depressions is made over the growth rate of real personal income, not according to a composite indicator. In fact, the evolution of the household's disposable income is not coïncident with those of the other cyclical variables : according to Hymans (1965), for instance the disposable income begins to rise before the end of the recession and to decrease at the end of the expansion, so that it clearly leads over the cycle[1]. For France, it seems clear that the cycles dated by Klein and Moore (1981) do no coïncide with those of real disposable income, so that it seems better to adopt the cycles of the latter variable for our study.

The upward trend of s till 1974, and the downward trend after, can be related to long term causes, as the demographic changes, the use of unemployment, the changes of the commercial structure. The short term variations are superposed upon theses trends, and one can suppose that they are correlated with the growth rate changes : starting from point A, the rise



of the growth rate increases the savings rate B ; the maintenance of the growth rate at a high level cannot maintain s at its high level, for this level is partly determined by the inertia effect of consumption ; when the growth rate income diminishes, the savings rate decreases rapidly, on account of the ratchet effect ; if the low level of q continue, the adjustment of consumption to a lower long term level rises shightly s. Such a cycle do not change the mean level of the savings rate, but we can remark that the concentration of points around AD and BC tends to imply a statistical positive correlation between s and q ; but if the couples (s, q) are concentrated on the points A and C, after the short-term adjustments made between B, C and D, A, s will remain statistically at the same level when q changes. Thus, the statistical relations established between the savings rate and the income changes depends on the tendancial evolutions as well as on the cyclical relations between s and q, so that it seems necessary to use new econometric technics on the order of intergration as, or to distinguish between the different phases of the cycle.

We have dated these phases by the analysis on annual data (i) of peak and trough of q ; (ii) of the cycle of the conjunctural income (computed as the residual of a trend adjustment) ; (iii) of the variation of the growth rate.

22.2 France : expansions : 51-2 ; 54-7 ; 60-64 ; 69-73 ; 78 ; 81-83 ; 85-86 ; 88 (23 years)

depressions : 53 ; 58-9 ; 65-8 ; 74-7 ; 79-80 ; 83-84 ; 87 (16 years)

[1] The very detailed exploration made by Hymans concerns the U.S. economy, 1921-1961. Siskin (1961) classifies the personal income among the coïncident indicators.

The movements in a diagram (q,s) are indicated below : the tendance of s positive (before 74 and negative after) is realized during the short-term expansions before 74 (the savings rate remaining the same or lowering slightly during recessions), and during recessions after 74 (s growing slightly during expansions) : short-term and long-term movements of the savings-rate are combined, despite the asymetry which results from there movements (before 74, the change of s relative to q increases during expansions, while it decreases after 74. These movements are likely to determine cyclic changes in the commercial external equilibrium.

This kind of cyclic movements can be caused bytwo types of anticipation processes : for instance, before 1974, optimistic anticipations in expansions lead to an adaptative process which can be modelled by a partial adjustment ; in depression, the anticipations tend to be regressive (optimistic expectation of a rapid ending of the depression), so that the expected income is greater than the actual one. After 1974, pessimistic anticipations lead to the reverse. Other hypotheses can be made to explain this double change, in 1974 and inside the cycle (taking in account the variation of interest rates, labour supply...).

The movements of (s,q) can be observed on the graphs or through simple adjustments presented in table 3.

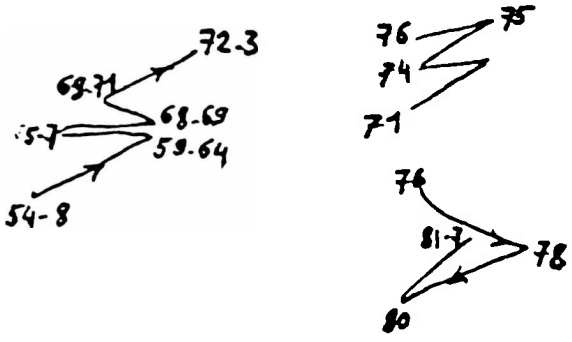
Table 3 : Adjustements DS = a DQ + b
(France, annual data, 1951-88)

PHASE of the cycle	a	b	R^2
(i) 1951-88	0.300 (3.49)	0.0006 0.25)	0.366
(ii) EXPANSIONS	0.323 (4.51)	0.0017 (0.88)	0.517
1951-74	0.362 (4.40)	-0.0037 (1.57)	0.620
1979-88	0.192 (1.67)	-0.0017 (0.68)	0.357
RECESSIONS			
1951-88	0.125 (0.92)	-0.0032 (0.99)	0.066
1951-74	0.097 (0.56)	-0.00003 (0.01)	0.050
75-88	0.170 (1.06)	-0.0038 (0.99)	0.123

note : - the autocorrelation has no significance in discontinuous periods
- (ii) in expansion without 51-52 no 88 ; including 77-88.

22.3 IRELAND :

The same types of cycles appear, as can be seen in the graphs of Appendix 5 : two cycles of expansion of s betwen 54 and 71 , the first one lasting approximatively nine years, the second one five years ; two shorter cycles between 71 and 76, and after that date complex movements with a recession-type cycle between 76 and 80 and a phase of increase of both s and q between 80 and 87 (with a hight level of savings in 82-3). Despite the intricate figure of 80's savings rate we observe four cycles of the same type as the French ones in the first period and a similar change of their pattern after 74. The adjustments below confirm these findings.



Short-term Expansions : $\Delta s = 0.400\ \Delta q + 0.0006$; $R^2 = 0.548$
(4.12) (0.12)

Short-term Depressions : $\Delta s = 0.162\ \Delta q - 0.005$; $R^2 = 0.152$
(1.69) (0.09)

Past values of dq seem to influence ds during the depressive phases, but not during expansions.

III. Estimation of consumption and saving functions and forecasting

3.1 Models

We first estimate simple permanent-income models of consumption, then Deaton's savings equation. To compare these models, we express the former in terms of the savings rate.

The tendancial-conjonctural model (Gardes, 1985) :

$$\text{Log } C_t = a \text{ Log } YT_t + b \text{ Log } YC_t + CX_t + d + u_t$$

$$\text{Log } YT_t = \alpha t + \beta \ ; \ \text{Log } YC_t = \text{Log } Y_t - \text{Log } YT_t$$

Can be written with the approximation $\text{Log}\left(\frac{C_t}{Y_t}\right) \sim -s_t$ and in its first differences :

$$(3.1) \qquad \Delta s_t = -bq + (a - b)\alpha - c\,\Delta X_t - (u_t - u_{t-1})$$

The *partial adjustment model* (Gardes-Pouchain-Kempf, 1989) ; equation (5) in 12.3, becomes with the same approximation :

$$(3.2) \quad \Delta s_t = \beta (1 - k_1) \text{Log } Y_t + (1 - \beta)(1 - k_2) q_t + c [X_t - (1 - \beta) X_{t-1}] - \beta s_{t-1} + [-u_t + (2 - \beta) u_{t-1} - (1 - \beta) u_{t-2}]$$

The Deaton's model is (equation 10 in 1.3) :

$$(3.3) \quad \Delta s_t = a + b q_t + c \pi_t - d s_{t-1} + u_t$$

for regressive expectations

$$(3.4) \quad \Delta s_t = a + b q + c \pi_t + (1 - \beta - d) d s_{t-1} - (\beta d) s_{t-2} + u_t - (1 - \beta) u_{t-1}$$

for adaptive processes

$$(3.5) \quad \Delta s_t = a + b \Delta q_t + c \Delta \pi_t - d s_{t-1} + u_t$$

for extrapolative expectations

3.2 The permanent and transitory income elasticities :

The partial adjustment model would have been estimated with an instrumental variable for the lag consumption (which is correlated with $u_t - (1 - \beta) u_{t-1}$ in the MA (1) error term, at least for equations 1, 2 and 5, 6. A crude instrumental variable for past consumption on inflation was tried, giving bad results for $\beta = 1.069$, $e_p = 0.829$ and $e_t = 6.300$. Without an (1.85)
instrumental variable, the OLSQ estimates give a correct $\beta = 0.4$ and $e_p = 0.86$, while the MA (1) estimates give a correct $e_p = 0.85$ but a negative e_T and a hight $\beta = 0.75$.

The permanent elasticity seems smaller in Ireland (0.85 compared to 0.93 - 1.0 in France), the transitory being of the same order (around 0.3). The irish OLSQ estimate of the adjustment parameter is remote to the French one (0.4), while the MA (1) estimate is higher (0.75). The effect of inflation, in these models, is null.

Table 4

Estimates of income elasticities of total consomption by the partial adjustment-permanent income model (France, 1949-1980 ; IRELAND, 1953-1980)

FRANCE

STATISTICAL PARAMETERS		ADJUST. PARAME TER	ELASTICITIES with respect to INCOME							METHOD
MODELS		β	Permanent e_p	Transitory e_T	Inflation π	R^2	SSR x 10^3	DW H**, *** $t_{u_{t-1}}$	n	
Tendancial conjunc-tural ($\beta = 0$)	Without π	0	1.001 (108.23)	0.563 (10.21)	-	0.9995	2.142	1.52	32	OLSQ
	With π	0	1.003 (110.69)	0.53 (9.70)	- 0.0001 (0.08)	0.9996	1.795	1.74	31	OLSQ
β estimated	(1) Without π	0.446 (2.38)	0.929	0.085	-	0.9995	2.229	*** 0.11	31	MA (1) p = -0.018 (0.07)
	(2) With π	0.325 (1.69)	0.927	0.305	- 0.00011	0.9994	2.083	*** 1.33	30	MA (1) p = 0.252 (0.99)
$\bar{\beta} = 0.33$ (fixed)	(3) Without π	0.33	0.929	0.246	-	0.9944	2.143	1.67	30	GLS with MA (1)
	(4) With π	0.33	0.931	0.251	- 0.0008 (0.39)	0.9945	2.128	1.64	30	GLS with MA (1)

IRELAND

STATISTICAL PARAMETERS		ADJUST. PARAME TERM	ELASTICITIES with respect to INCOME							METHOD
MODELS		β	Permanent e_p	Transitory e_T	Inflation π	R^2	SSR x 10^3	DW H**, *** $t_{u_{t-1}}$	n	
Tendancial conjunc-tural ($\beta = 0$)	Without π	0	0.897 (14.36)	0.395 (3.23)	-	0.9949	9.836	1.90	27	c.o.
	With π	0	0.866 (12.49)	0.378 (3.03)	0.009 (1.19)	0.9952	8.747	1.69	26	c.o.
β estimated	(5) Without π	0.762 (2.73)	0.845	- 0.686	-	0.9957	8.443	2.00	27	MA (1)
	(6) With π	0.707 (3.23)	0.933	0.853	- 0.015 (2.31)	0.9968	5.517	1.85	26	MA (1)
$\bar{\beta} = 0.33$ (fixed)	(7) Without π	0.33	0.873	0.223	-	0.9605	9.428	1.98	26	GLS with MA (1)
	(8) With π	0.33	0.856	0.201	0.004 (0.55)	0.9622	8.987	2.00	26	GLS with MA (1)

* Estimated on past consumption

** and *** for autoregressive models (1, 2, 5, 6) : Durbin H or $t_{\hat{u}_{t-1}}$ in $\hat{u}_t = f(u_{t-1}), LC_{t-1}$

(2) $\beta = 0.428$: $e_p = 0.975$; $e_T = 0.177$; $e_I = -0.005$ with MA (1) and AR (1) corrections.
(3.41) (2.24)

3.3 Forescasting 1980-1988 :

In Ireland, the low value of transitory income as it is estimated by the tendancial model provokes bad forescastings of the saving rate (relative error of 41 and 38 % for the first equations), while the four partial adjustment models give average forecast error of 13 %, 9 %, 12 % and 12 %.

The graph below shows that the forescast is bad only for 1982 for the partial adjustment equation (without inflation) estimated by GLS, while the OLSQ estimate of the same model gives bad forescasts for the years 82 to 85.

3.4 Estimation of Deaton's models :

The model is estimated for regressive (b1 - 2), adaptive (B3) or extrapolative (b4) expectations of inflation and income.

3.41 France (1951-1980)

(b1 - 2) *Regressive* :

$$\Delta s_t = \underset{(4.45)}{0.411}\, q_t + \underset{(0.16)}{0.007}\, \pi_t - \underset{(1.54)}{0.117}\, s_{t-1} + \underset{(0.14)}{0.002} \; ; \; R^2 = 0.540 \; ; \; H = 0.85$$

(b4) *Extrapolative* :

$$\Delta s_t = \underset{(4.97)}{0.354}\, \Delta q_t + \underset{(0.96)}{0.045}\, \Delta\pi_t - \underset{(1.19)}{0.091}\, s_{t-1} + \underset{(1.33)}{0.015} \; ; \; R^2 = 0.548 \; ; \; H = 0.69$$

(b3) *Adaptive* :

$$\Delta s_t = \underset{(4.70)}{0.393}\, q_t - \underset{(0.55)}{0.024}\, \pi_t - \underset{(3.10)}{0.407}\, \Delta s_{t-1} - \underset{(0.93)}{0.066}\, s_{t-2} - \underset{(0.21)}{0.002} \; ; \; R^2 = 0.638 \; ; \; H = 0.29$$

(b1 - 2 and b4) *Regressive - extrapolative* :

$$\Delta s_t = \underset{(1.87)}{0.229}\, q_t + \underset{(2.29)}{0.0216}\, \Delta q_t - \underset{(0.11)}{0.005}\, \pi_t + \underset{(0.45)}{0.024}\, \Delta \pi_t - \underset{(1.14)}{0.083}\, s_{t-1} + \underset{(0.41)}{0.005} \; ;$$

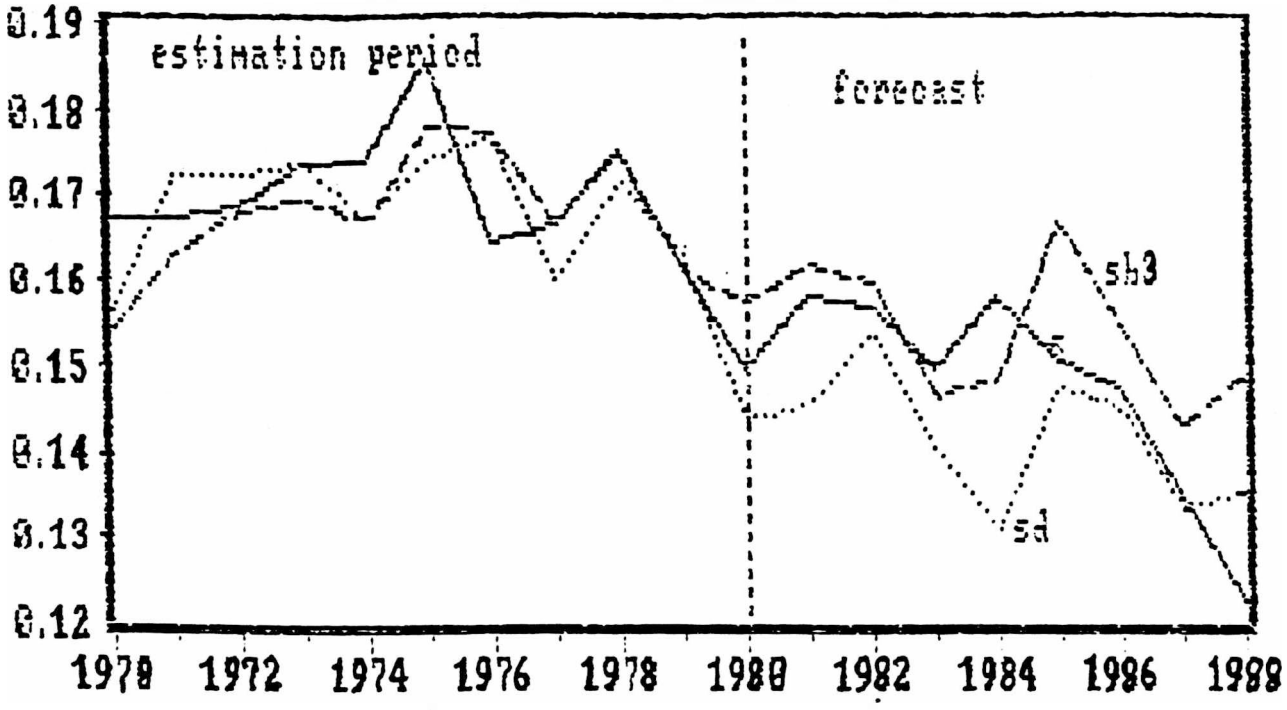
$$R^2 = 0.626 \; ; \; H = 1.22$$

An estimation of regressive - extrapolative case with regressive expectations in recessions and extrapolative ones in expansions gives :

$$\Delta s = \underset{(0.74)}{0.933}\, s_{t-1} + \underset{(0.56\ i)}{0.070}\, q.1_{Rec} + \underset{(0.36)}{0.320}\, \Delta q.1_{Exp} - \underset{(1.42)}{0.058}\, i._{1Rec} - \underset{(1.72)}{0.162}\, \Delta i.1_{Exp} + \underset{(0.90)}{0.012} \; ;$$

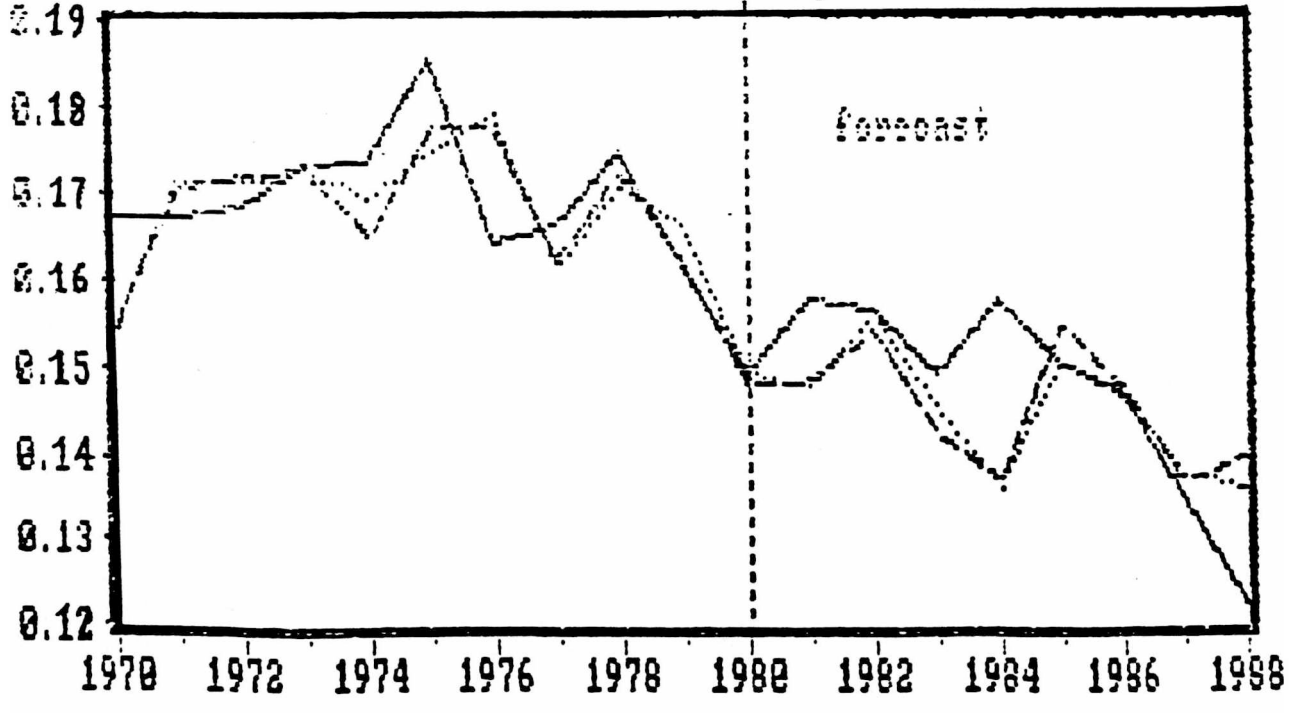
$$R^2 = 0.537 \; ; \; H = 0.25$$

Forecast by DEATON's model with regressive (sd)
or extrapolative expectations (sb3)



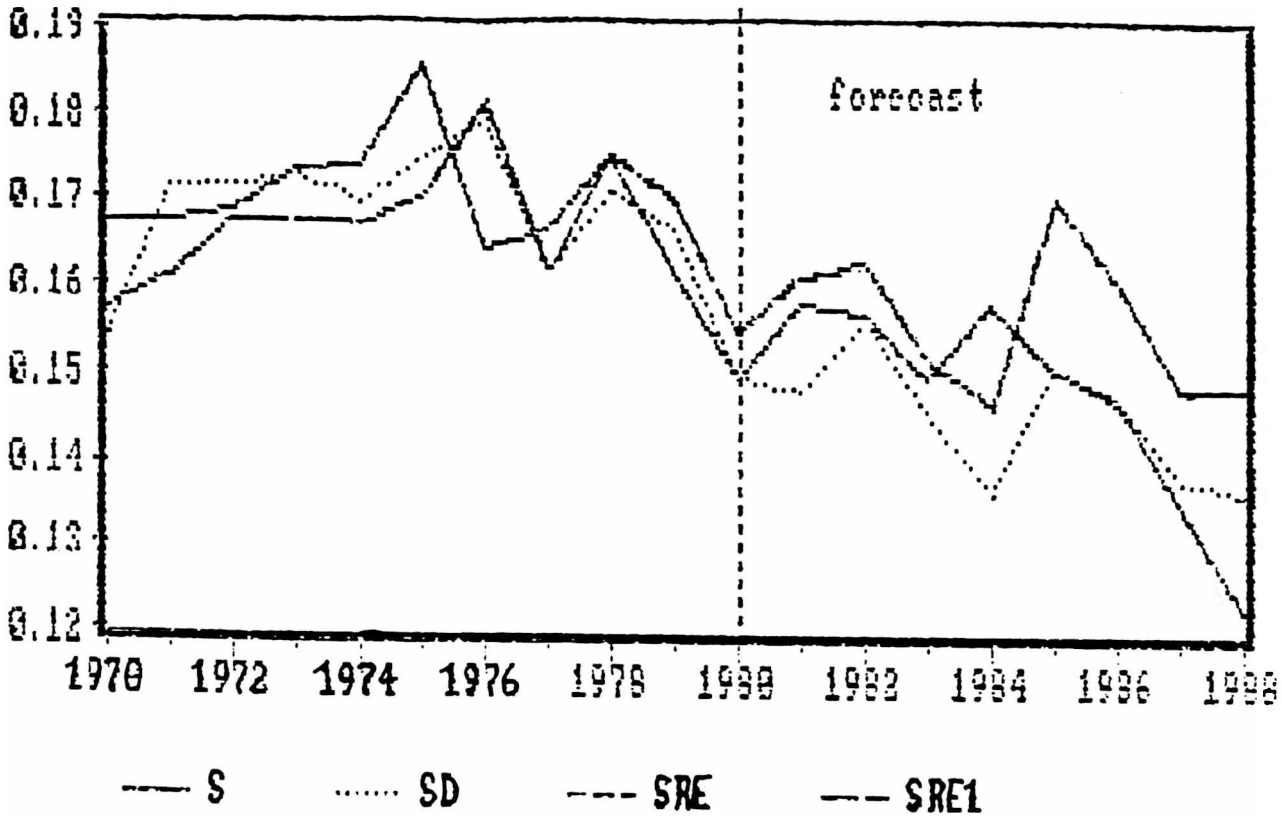
—— S ..... SD --- SB3

DEATON's model : Regressive (sd) and adaptative (sb4)
income and price expectations



—— S ..... SD --- SB4

Regressive (sd) and regressive-extrapolative (sre) expectations



Three main conclusions can be drawn :

(i) The regressive and extrapolative expectations give similar results as concerns the parameters and the explanatory power of the adjustments ; the adaptive process improves the correlation, but with imprecise estimed parameters.

(ii) For the forecasts over 1981-1988 (see the graphs below), the regressive process is better than the extrapolative one (which surestimates s) during short-term expansion (1985), while the contrary holds for recessions (1983-1984).

(iii) Combining regressive and extrapolative prosessus does not improve the forecasting, s being significantly under-estimated after 1985.

The precision of the estimation by the adaptive process can proceed from the greater weight of expansions over recessions before 1980, and from the optimism which is likely to prevail during this long term expansive period. After 1975, we can suppose on the contrary that pessimism develops, imposing regressive expections during the phases of hight conjuncture (a growth rate greater than usual is not supposed to continue), while extrapolative expectations prevails during the phases of low conjuncture (a decrease of growth is likely to be maintained). A more precise analysis is necessary to acertain this explanation which agrees with the cycle patterrns of (s,q) that we have observed in section 2.2.

34.2 Ireland (1955-1980)

(i) The regressive and adaptive expectations equations seem to be well estimated relatively to extrapolative expectations, which are less efficient in Ireland than in France ;

(ii) For the forecasts, the French conclusion remains; the regressive process is slighty better than the extrapolative and adaptive ones, which tend to underestimate s during recessions (1982) ;

(iii) Combining regressive and extrapolative processes does not improve the forecasting.

(b1 - 2) *Regressive* :

$$\Delta s_t = \underset{(6.03)}{0.504}\, q_t + \underset{(1.88)}{0.299}\, \pi_t - \underset{(2.72)}{0.333}\, s_{t-1} + 0.015 \text{ ; OLSQ, } R^2 = 0.653, \text{ DW} = 1.76$$

(b4) *Extrapolative* :

$$\Delta s_t = \underset{(4.64)}{0.336}\, \Delta q_t + \underset{(1.57)}{0.429}\, \Delta \pi_t - \underset{(0.89)}{0.075}\, s_{t-1} + \underset{(0.95)}{0.010} \text{ ; OLSQ, } R^2 = 0.531, \text{ DW} = 1.89$$

(b3) *Adaptive* :

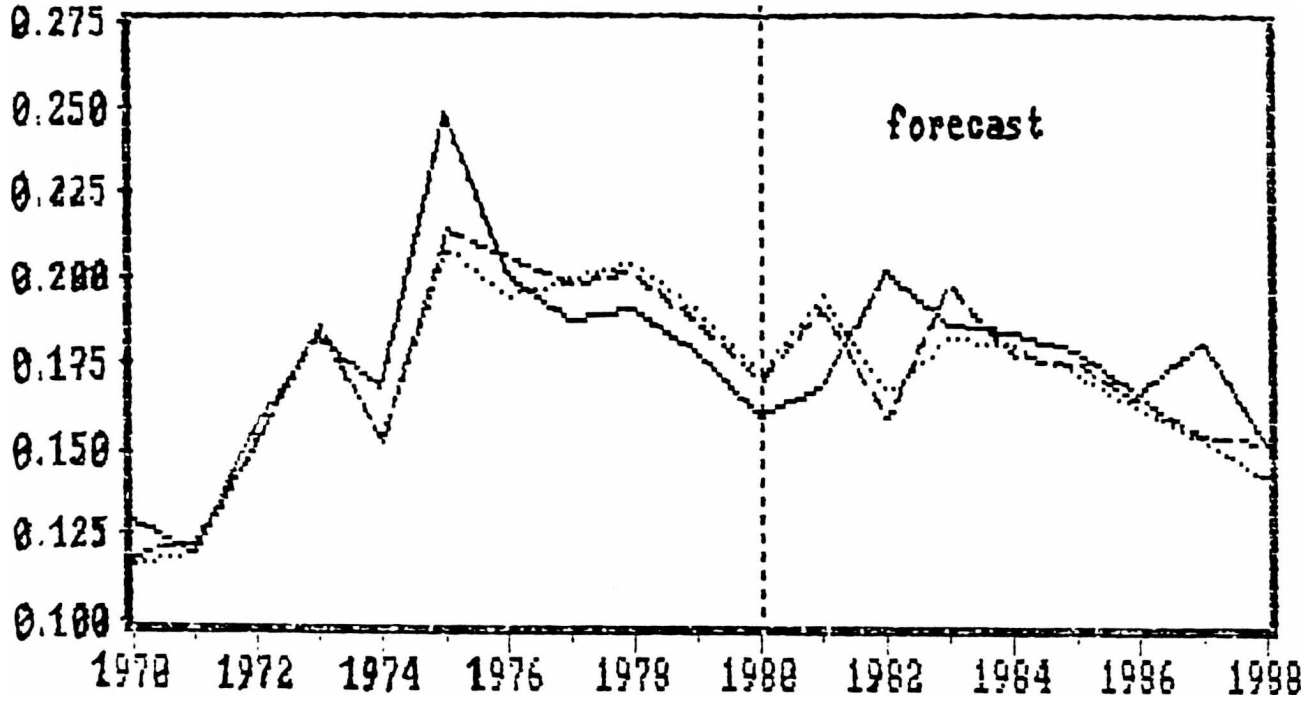
$$\Delta s_t = \underset{(5.04)}{0.502}\, q_t + \underset{(1.55)}{0.297}\, \pi_t - \underset{(2.25)}{0.355}\, \Delta s_{t-1} + \underset{(2.13)}{0.331}\, \Delta s_{t-2} + 0.015 \text{ ;}$$

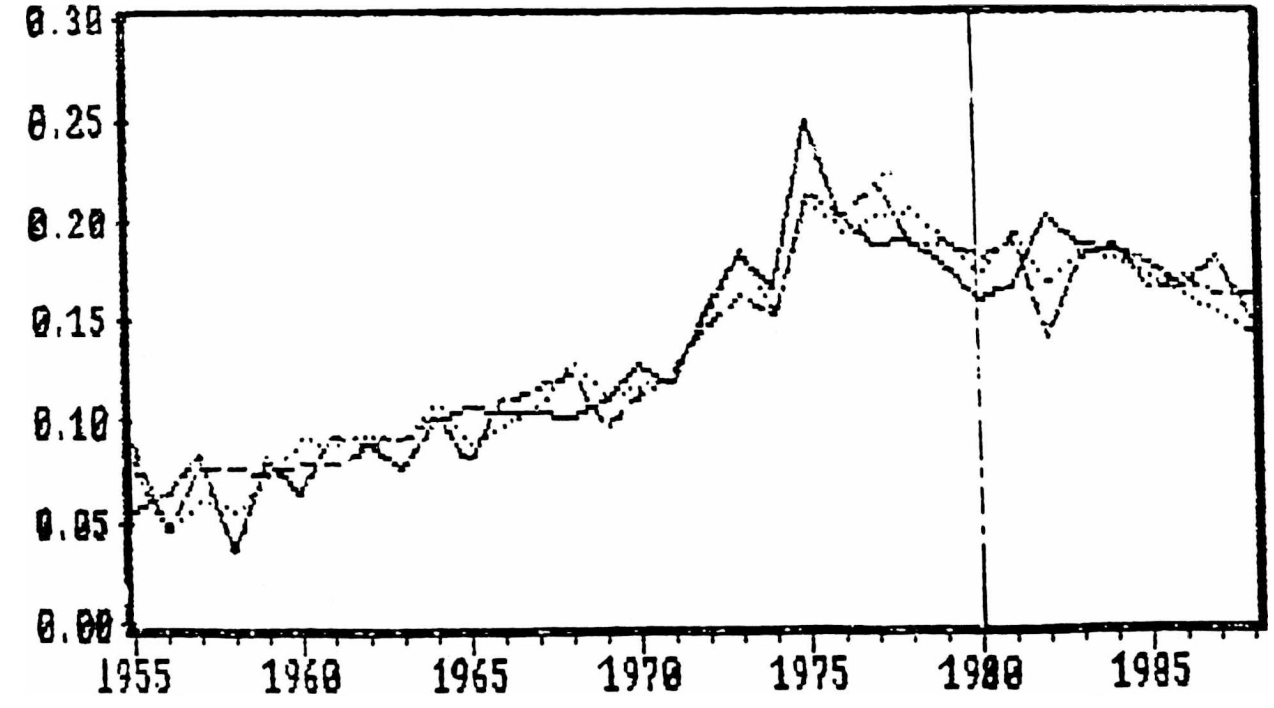
OLSQ, $R^2 = 0.653$, DW = 1.75

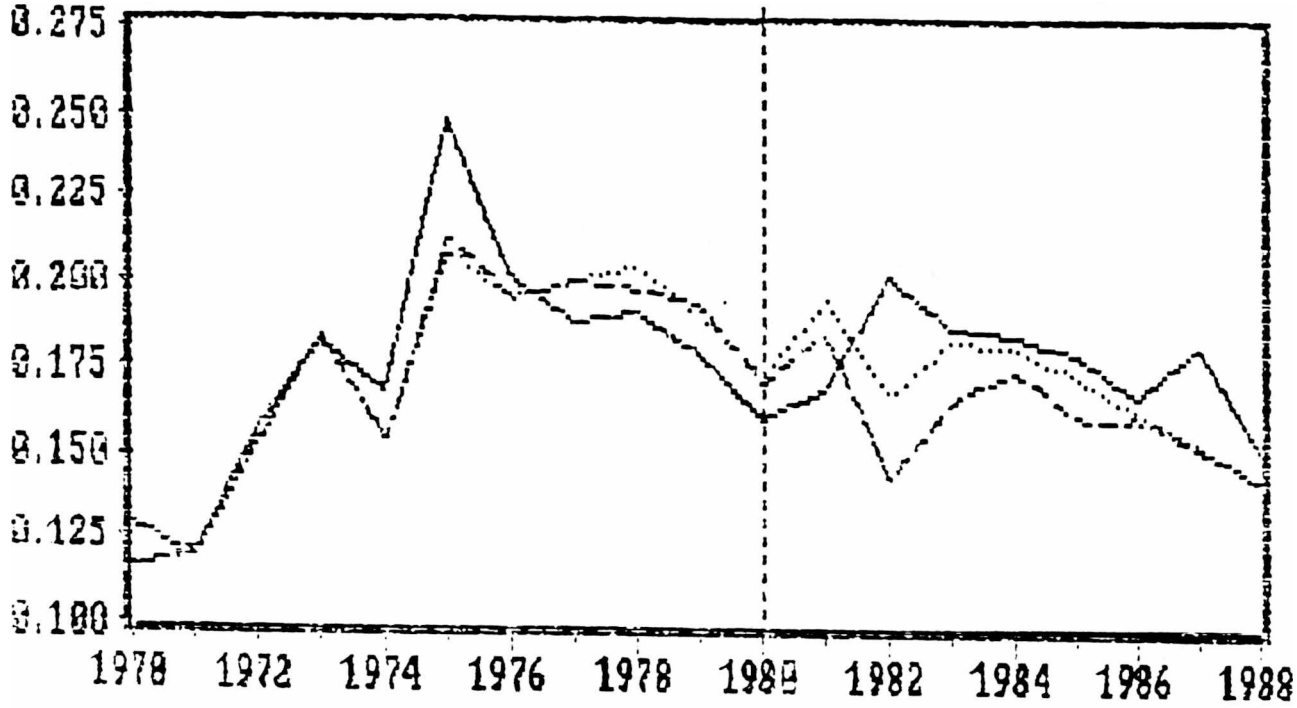
(b1 -2 and b4) *Regressive - Extrapolative* :

$$\Delta s_t = \underset{(2.56)}{0.425}\, q_t + \underset{(0.61)}{0.081}\, \Delta s\, q_t + \underset{(0.49)}{0.139}\, \pi_t + \underset{(0.66)}{0.262}\, \Delta \pi_t - \underset{(1.21)}{0.232}\, s_{t-1} + \underset{(0.68)}{0.009} \text{ ;}$$

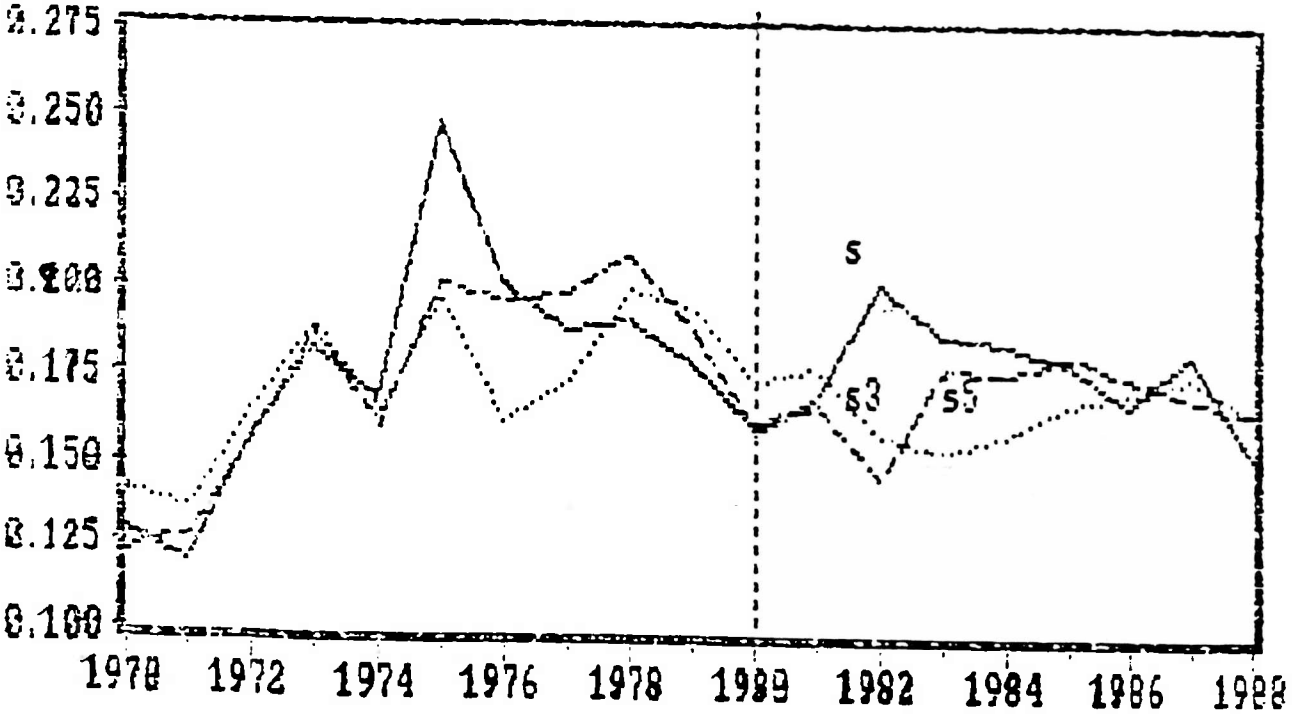
OLSQ, $R^2 = 0.661$, DW = 1.89


0.275
0.250
0.225
0.200
0.175
0.150
0.125
0.100
forecast
1970 1972 1974 1976 1978 1980 1982 1984 1986 1988
S
S12
S3
(Regressive)
(Extrapolative)


0.30
0.25
0.20
0.15
0.10
0.05
0.00
1955 1960 1965 1970 1975 1980 1985
S
S12
S4
(Reg)
(Adaptative)



Reg. Ext ?



two phase estimation

REFERENCES

HOLDEN, K. - PEEL, D.A. and THOMPSON, J.L., 1985, Expectations : Theory and evidence, Macmillan.

GARDES, F. - KEMPF, H. - POUCHAIN, M., 1989, Anticipations et ajustements dans la demande de consommation et d'actifs financiers, rapport CREDOC, N° 66, Août.

GARDES,F., 1985, A permanent - income theory of consumption with changing expectations of tendancial income, LSE seminar of econometrics, February.

DARBY, M.R., 1974, The permanent - income theory of consumption. A restatment, Quarterly Journal of Econometrics, 88, p 228-50.

SEATER, J.J., 1982, On the estimation of permanent income, Journal of Money, Credit and Banking, 14,1, p 76-83.

MAUREL, F, 1989, Modèles à correction d'erreur : l'apport de la théorie de la co-intégration, 88-89, p 105-125.

PESARAN, M. H., 1987, The limits to rational expectations, Basil Blackwell.

DEATON, A, 1978, Involuntary saving through unanticipated inflation, American Economic Review, 67, 5, p 899-910.

FRENKEL, J.A., 1975, Inflation and the formation of expectation, Journal of Monetary Economics, vol. 1 ; p 403-421.

PHILLIPS, P.C.B., 1974, The estimation of some continous time models, Econometrica, Sept, 42, p 803-23.

FRANKEL, J.A., 1982, A technique for extracting a measure of expected inflation from the interest rate term structure Review of Economics and Statistics, 64, p 135-142.

MISHKIN, F.S., 1989, The information in the longer maturity term structure about future inflation, NBER working paper,n° 3126, September.

MISHKIN ,F.S. , 1989 , A multy country study of the information in the term structure about future inflation, NBER working paper , n° 3125, Septembre.

HYMANS, S.H., 1965 ?, The cyclical behavior of consumers' income and spending : 1921-61.

KLEIN, P.A. - MOORE, G.H., 1981, Growth cycles in France, Revue Economique, n° 3, mai, p 468-89.

Appendix I

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 : $v_t = \varepsilon_t - (1-\beta)\,\varepsilon_{t-1}$, β étant le coefficient d'ajustement partiel du revenu.

Les résidus v_t sont en effet corrélés à v_{t-1} puisque :

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

Si l'on transforme l'équation (5) à l'aide d'une constante ρ : $(5') = (5) - \rho(5)_{-1}$, 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 :

$$\text{Cov}\,(w_t, w_{t-1}) = (\beta-1-\rho)\,E^2\,(\varepsilon^2_{t-1}) + \rho(1-\beta)\,(\beta-1-\rho)\;E(\varepsilon^2_{t-2})$$

Sous les hypothèses : (H1) $E(\varepsilon_1\,\varepsilon_{t-i}) = 0$

(H2) $E(\varepsilon^2_t) = E(\varepsilon^2_{t-j})$, $j = 1$ ou 2

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

$$\text{Cov}\,(w_t, w_{t-1}) = [(\beta-1)\,\rho^2 - \rho((1-\beta)^2 + 1) + (\beta-1)]\;\;E(\varepsilon^2)$$

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 :

$$\text{Log}\,C_t = (2-\beta)\,[k_1\beta + (k_2-k_3)\,(1-\beta)\,c] + (1-\beta)^2\,\text{Log}\,C_{t-2} +$$

$$[k_3 + (k_2-k_3)\beta]\;\;\text{Log}\,Y_t + (k_2-k_3)\,\beta\,(1-\beta)\,\text{Log}\,Y_{t-1}$$

$$- k_3\,(1-\beta)^2\,\text{Log}\,Y_{t-2} + w_t$$

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

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

Cette transformation tend à provoquer une autocorrélation du second ordre, mais moins importante que l'autocorrélation du premier ordre qui affecte w_t , puisque :

$$\text{Cov}\ (w_t, w_{t-2}) = \rho(1-\beta)\ E(\varepsilon^2_{t-3}) = -(1-\beta)^2\ E(\varepsilon^2) \text{ ou } -E(\varepsilon^2) \text{ pour } \rho_1 \text{ ou } \rho_2$$

$$\text{Cov}\ (w_t, w_{t-i}) = 0 \quad \text{pour} \quad i \geq 3$$

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

Appendix II

PARTIAL ADJUSTMENT MODELS AND ECM

The error-correction models for a permanent income-fonction

$$(1) \qquad c_t^* = k + y_t^*$$

(in log) written in a dynamic form $A(L)\, c_t = \alpha + B(L)\, y_t + u_t$ can be written (see for instance F. Maurel, 1989 p. 106) :

$$(2) \qquad A(1)\, c_t + A^*(L)\, \Delta c_t = \alpha + B(1)\, y_t + B^*(L)\, \Delta y_t + u_t$$

with u_t a white noise, and $A(L) = A(1) + (1 - L)\, A^* L$; $B(L) = (B\ 1) + (1 - L)\, B^*(L)$

Making the hypothesis :

$$(H) \qquad \Delta c_t^* = g_c = \text{constant}$$

$$\Delta y_r^* = g_y = \text{constant}$$

we obtain the long-term equation :

$$(3) \quad A(1)\, c_t^* = \alpha - A^*(1)\, g_c + B^*(1)\, g_y + B(1)\, y_t^* \text{ with } u = 0$$

Comparing (1) and (3) implies A (1) = B (1) so that $A(1) = 1 + a_1 = B(1) = b_0 + b_1$ for a normalization $a_0 = 1$ and an order 1 of A and B. Equation (3) becomes

$$(8) \qquad A\, c_t = \alpha - (a_1 + 1)(c_{t-1} - y_{t-1}) + b_0 \Delta y_t + u_t$$

(8') or $c_t - y_t = \alpha - a_1 (c_{t-1} - y_{t-1}) + (b_1 - a_1) \Delta y_t + u_t$.We can translate (8') in terms of the saving rate :

$$\begin{cases} c_t - y_t = \text{Log}\, \dfrac{c_t}{y_t} = \text{Log A } P_t\, C_t, \text{ with A } B_t\, C_t = \text{Mean Propensity to consume} = 1 - s_t \\ \Delta\, y_{t-1} = \text{Log}\, \dfrac{y_{t-1}}{y_{t-2}} \sim q, \text{ so that (8) can be written :} \end{cases}$$

$$(8'') \qquad \text{Log A P } C_t = \alpha - a_1 \text{ Log A P } C_{t-1} + (b_1 - a_1)\, q_t + u_t$$

and Log APC_t can be approximate by $-s_t - \frac{1}{2} s_t^2 = -s_t^*$, so that (8")

$$\Leftrightarrow s_t^* = \alpha - a_1\, s_{t-1}^* + (b_1 - a_1)\, q_t + u_t$$

or

$$(9) \qquad s_t = \alpha - a_1\, s_{t-1} + (b_1 - a_1)\, q_t + u_t + 0\,(s_t^2,\, s_{t-1}^2)$$

As $$\sigma(s_t^2,\, s_{t-1}^2) = -\frac{1}{2}(s_t^2 - a_1\, s_{t-1}^2) \angle (s_t - a_1\, s_{t-1}) \frac{s_t + s_{t-1}}{2} \text{ for } a_1 < 1$$

the approximation is smaller than the difference $s_t - a_1\, s_{t-1}$ to be explained in a proportion s_t between 10 and 20 %

(for instance for $s_t = .18$, $s_{t-1} = .20$ and $s_t = 0.8$, $\sigma = 0.0004 = 2$ % of $(s_t - a_1\, s_{t-1})$)

Appendix III

DEATON'S MODEL

1. The analysis of Deaton's

Deaton's obtains his savings equation (13) through successive approximations :

(i) for each good : $q_i = f_i(p_1^*, .., p_{ni}^* ; c^*)$, p_j^* and c^* being the anticipated prices and total expenses.

(ii) Trough a Taylor expansion for a small $(p_i - p_i^*)$ or a linear f_i :

$$q_i \sim f_i(p_1^* c^*) + (p_i p_i^*)\frac{\partial f_i}{\partial p_i} \Rightarrow p_i q_i = p_i^* q_i^* + (p_i - p_i^*)\left(q_i^* + \frac{\partial f_i}{\partial p_i} p_i\right)$$

(iii) The aggregate expenditure c becomes :

$$c = \sum_k p_k q_k = c^* + \sum_k q_k^* (1 + e_{kk})(p_k - p_k^*)$$

wilk e_{kk} the approximative own-price (uncompensated) elasticity $\frac{\partial f_k}{\partial p_k}\frac{p_k}{q_k^*}$

(iv) Dividing by c^* and with the budget shares $w_k^* = \frac{P_k^* q_k^*}{c^*}$, $\log c =$

$$\log c^* + \log\left[1 + \sum_k w_k^* (1 + e_{kk})(P_k - p_k^*)/p_k^*\right]$$

$$\sim \log c^* + \sum w_k^* (1 + e_{kk})(\log p_k - \log p_k^*)$$

$$\sim \log c^* + (1 + \phi)(\log P - \log p^*)$$

for a Divisia chain index $\log P - \log p^* = \sum w_k^* (\log p_k - \log p_k^*)$ and $\phi = \sum w_k^* e_{kk}$.

(v) Approximating the savings ratio : $\frac{S}{y} = s \sim -\log\frac{y - (y-c)}{y} = \log y - \log c$, Deaton obtains :

$$(13) \qquad s = s^* + \left[\log\left(\frac{y}{P}\right) - \log\left(\frac{y^*}{P^*}\right)\right] - \phi\,[\log P - \log P^*]$$

(vi) The long-run equilibrium savings ratio is postulated to depend on past differences between the permanent-income value : $c^* = k\, y^* \Rightarrow s^* = 1 - k$ and the actual values, through the partial adjustment mecanism : (H1) $\frac{d s^*}{dt} = \sigma[(1 - k) - s]$, so that (13) becomes after differentiation :

$$(17) \qquad \frac{ds}{dt}\sigma(1 - k) + (q - q^*) - \phi(\pi - \pi^*) - \sigma s$$

whith q an π the instantaneous rates of growth of real income and the price level.

(vii) Deaton assumes regressive expectations of q and π towards constant values q° and π°, with instantaneous adjustment for prices :

$$\text{(H2)} \qquad \begin{cases} q^* = \beta q + (1 - \beta) q^\circ \\ \pi^* = \pi^\circ \end{cases}$$

which leads to a linear relation between $\dot{s}$, q, π, s and a constant.

(viii) The discrete approximation of (17) can be obtained by integrating it and using an approximation proposed by Phillips (1974) to integrate the terms depending an q and π ; the final equation is :

$$s_t - s_{t-1} = a + b\, q_t + c\, \pi_t - d\, s_{t-1} + u_t$$

with no autocorrelation on u_t .

2. Deaton's equation under other hypotheses on expectations

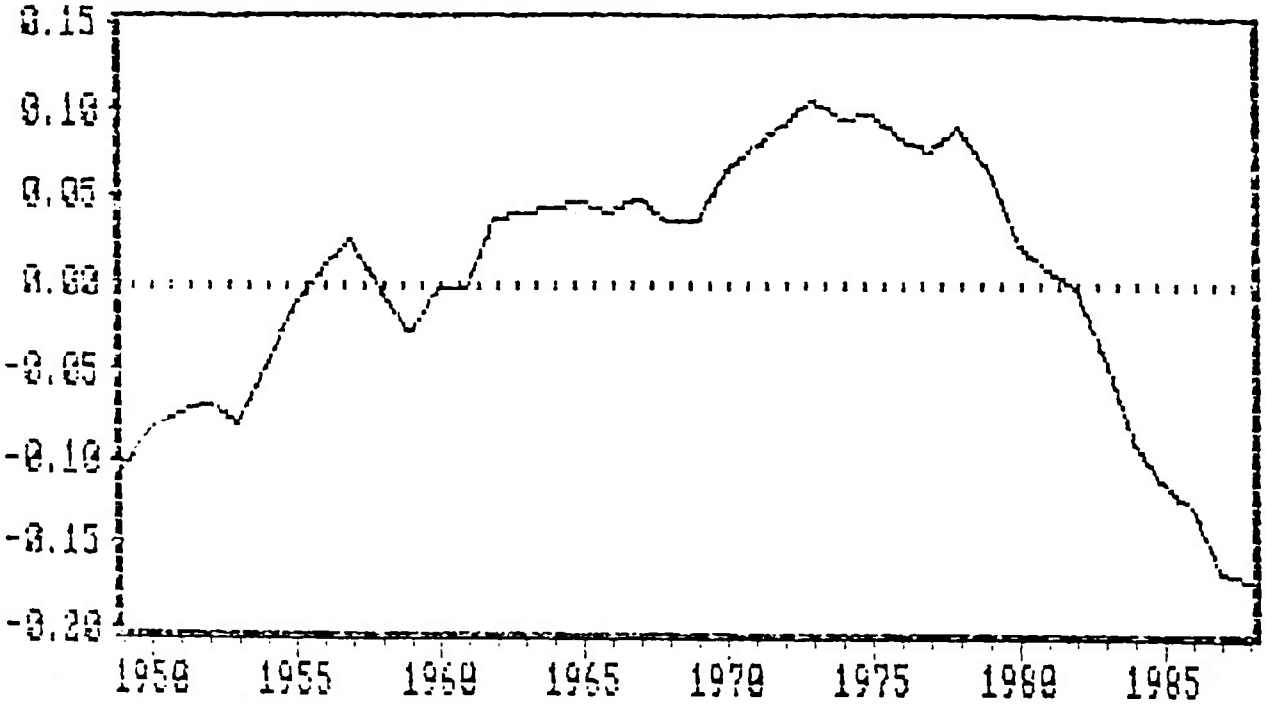
The continuous equation (17) can be written in the form : (17') $\dot{z}_t = -\sigma z_t + \dot{x}_t + b + \zeta_t$, with z = s, z and b depending on the expectation processes. For Deaton's hypotheses (*cases (b1) and (b2)* of regressive expectations), $\dot{x} = (1 - \beta) q - \phi \pi$. In *case (b3)* (adaptive expectation), a Koyck transformation of (17) gives $\dot{s} - (1 - \beta) \dot{s}_{-1}$ depending on $q^* - (1 - \beta) q^*_{-1} = \beta q$ and the same expression for π, on s and s_{-1} and a MA(1) error term. In *case (b4)* (extrapolative expectations), we have $q - q^* = (1 - \beta)(q - q_{-1})$, so that $\dot{x} = (1 - \beta)(q - q_{-1}) - \phi (1 - z)(\pi - \pi_{-1})$ which gives the integrated form of (17') $\Delta s_t = f(\Delta q, \Delta \pi, s_{-1})$. For all these derivations of the final discrete equation to be estimated, the calculus follows the procedure indicated by Deaton in the appendix (p.910) of his article.

A mixing of (b2) and (b3), or (b2) and (b4) cases may represent well different processes of anticipation during the two phases of the short cycle. This mix can be estimated, either by taking into account all the endogenous variables of the two models, or by creating dummy variables of the two phases. A problem arises from the different processes of the error term which can be approximately resolved by the method proposed in Appendix I.

APPENDIX 4 : GRAPHS AND DATA FOR FRANCE (1949-88)

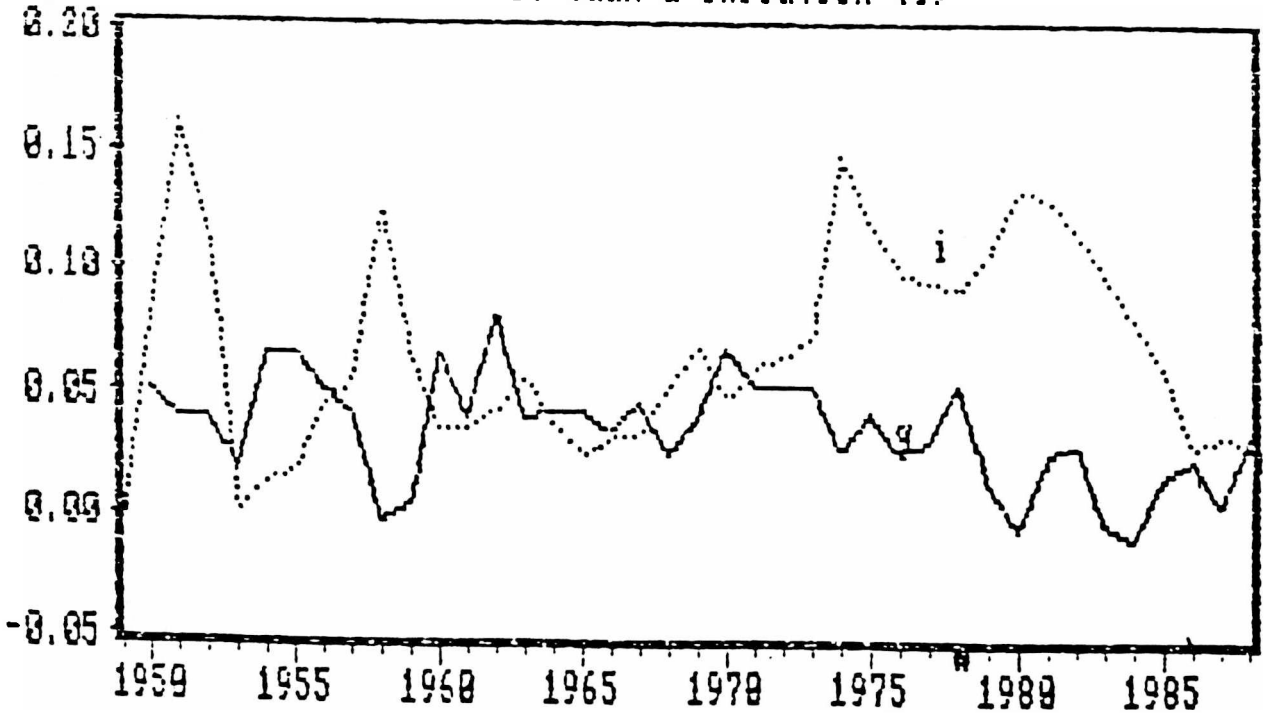
(1) Tendancial evolutions :

GRAPHIQUE 1 : Revenu réel par tête conjoncturel (YC)



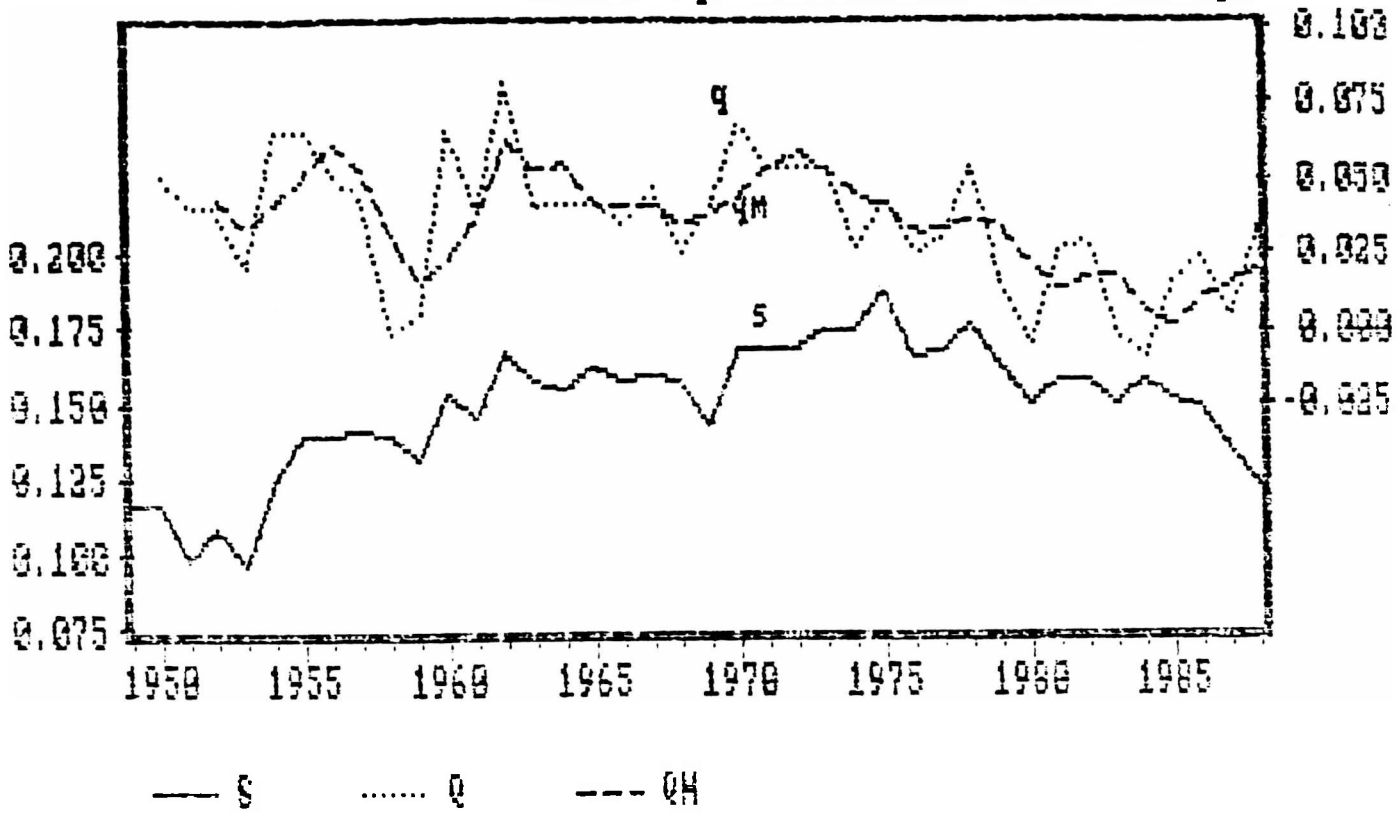
—— LYC

GRAPHIQUE 2 : Taux de croissance du revenu réel par tête (q) et taux d'inflation (i)

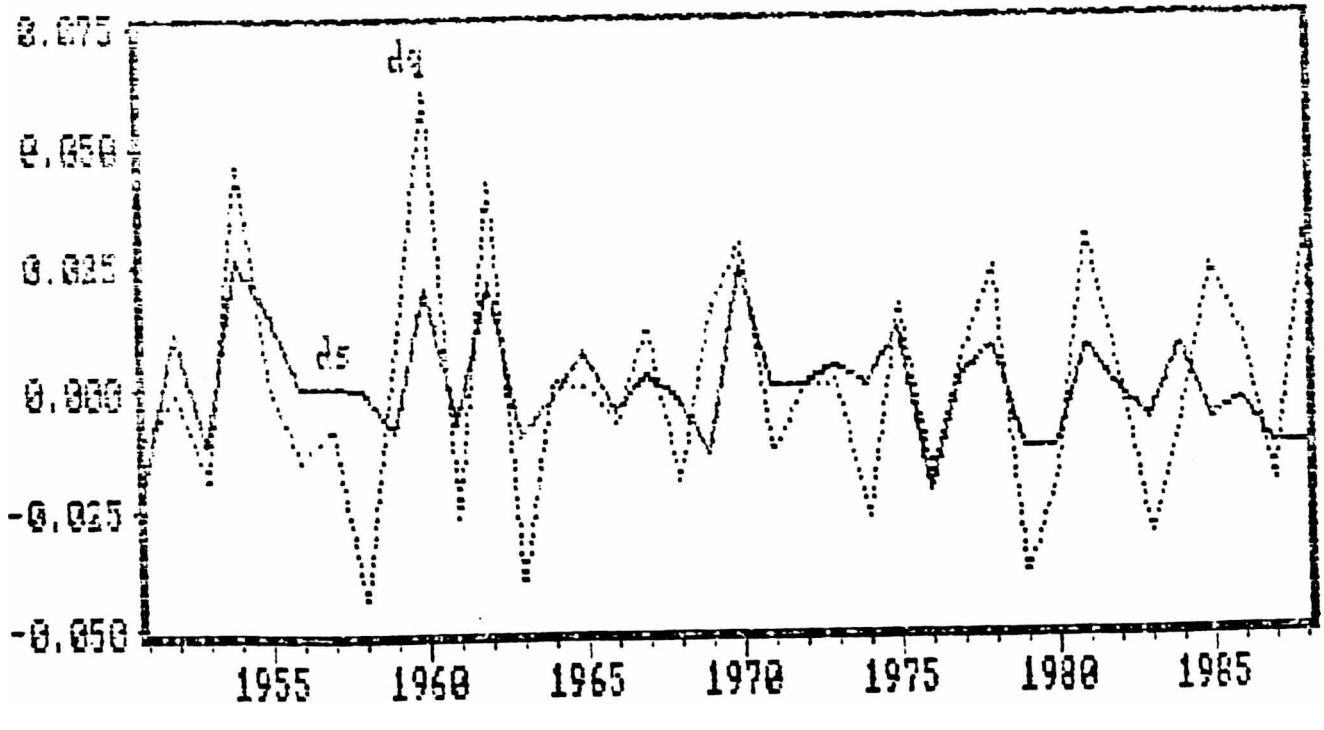


—— Q I

GRAPHIQUE 3 : Taux d'epargne(s),de variation du revenu reel annuel (q) et lisse sur trois ans (qM)

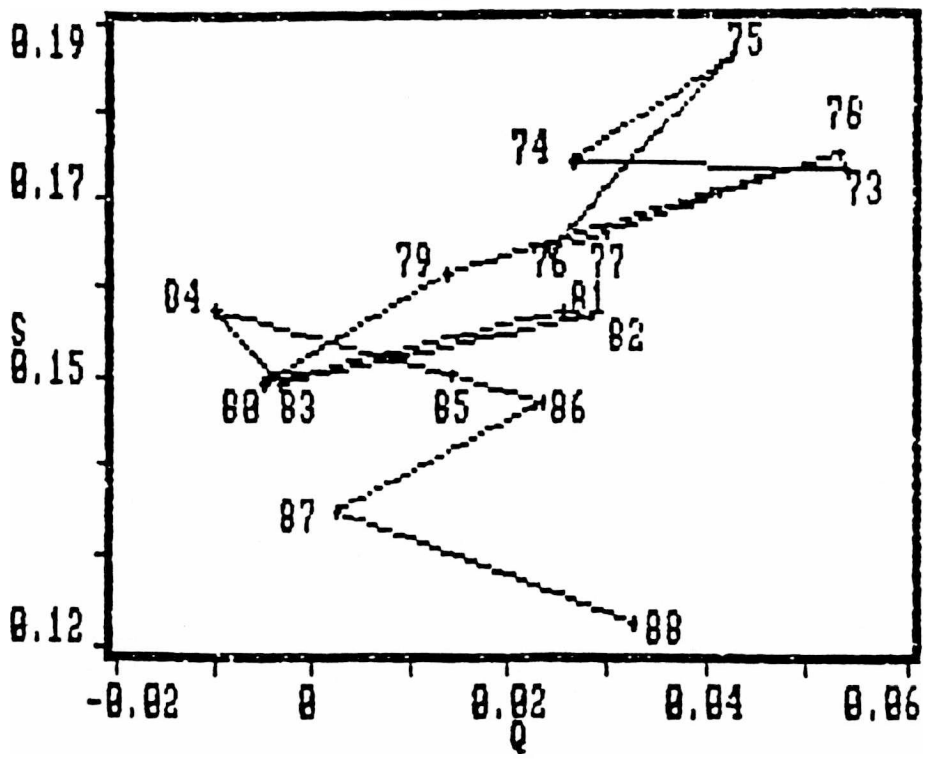


GRAPHIQUE 4 : Annual variation of the savings rate (ds) and of the growth rate (dq) .

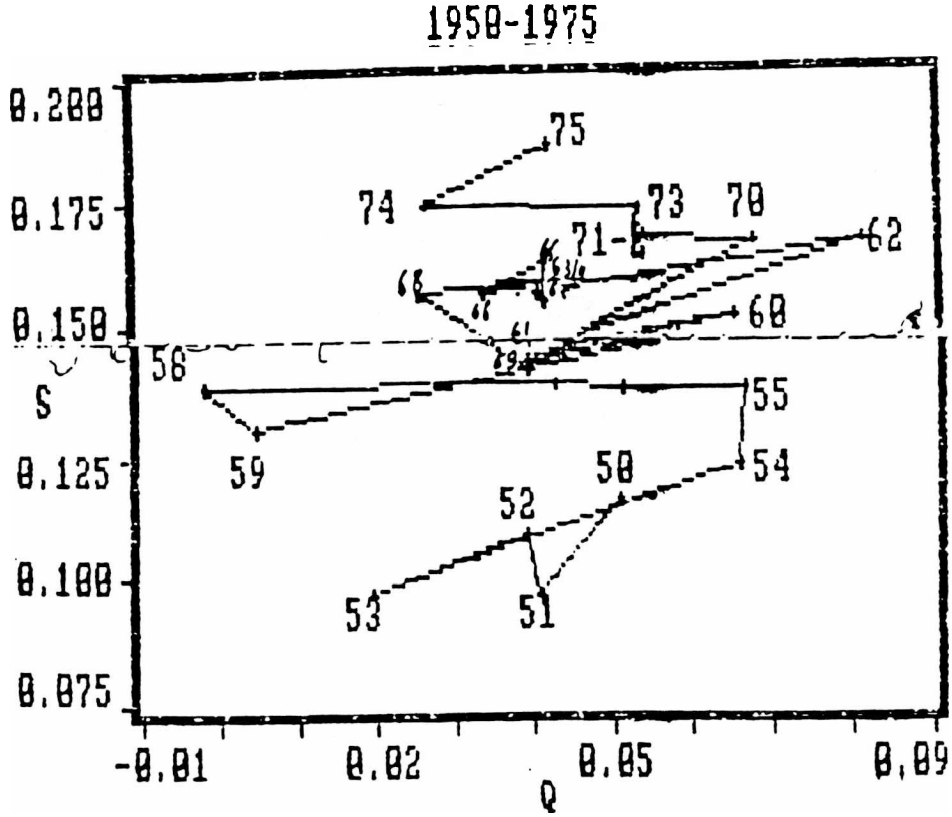


2. Cyclical variations:

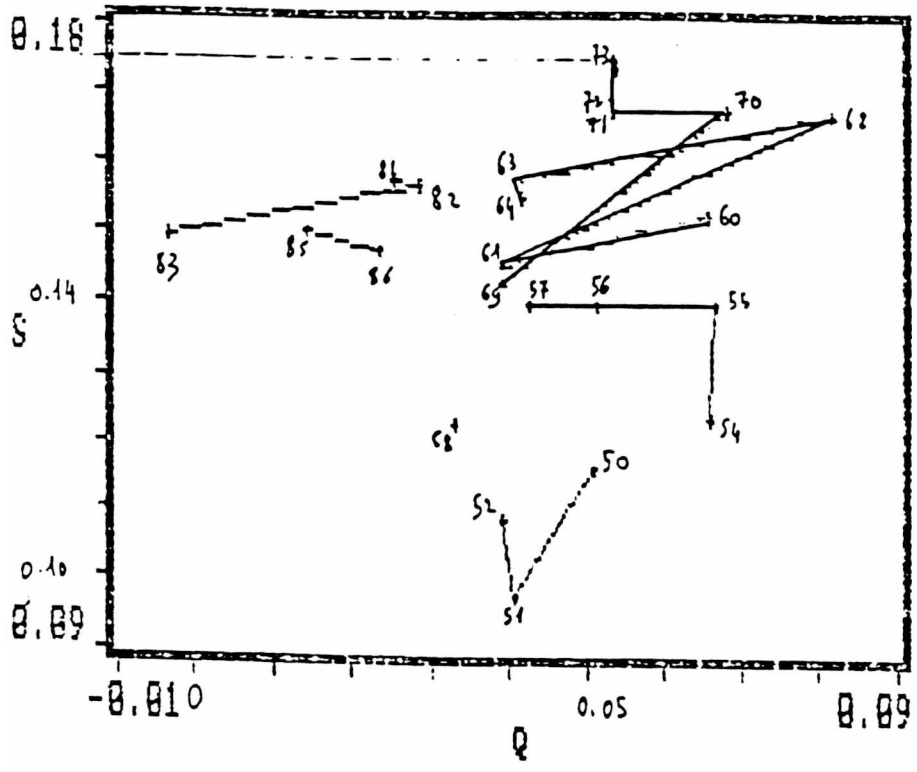
1973-1988



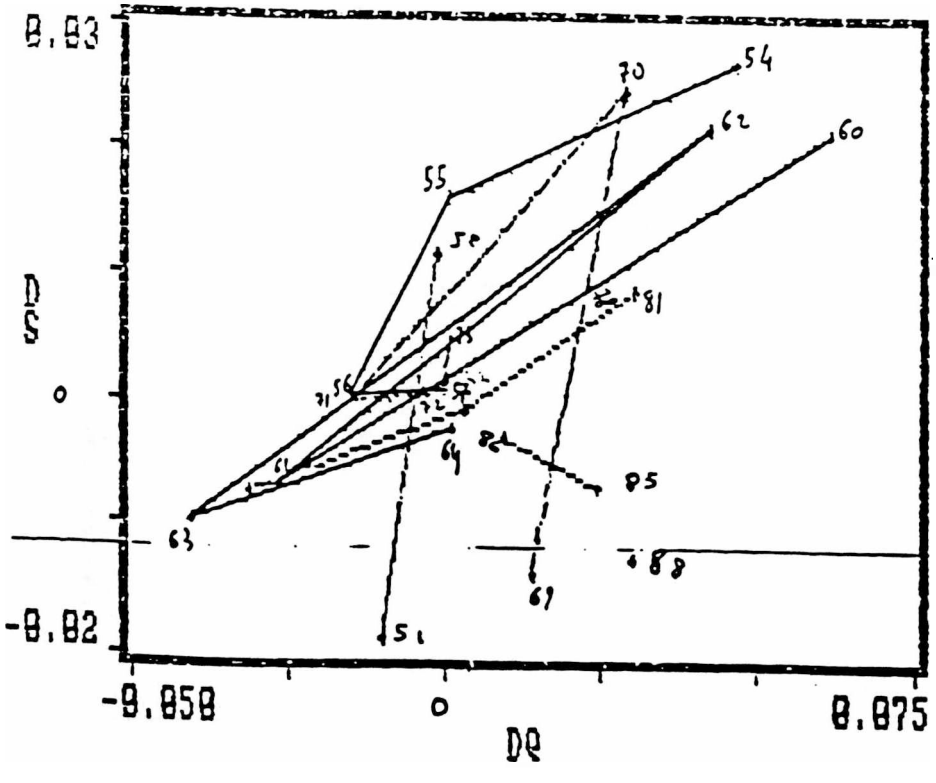
1950-1975



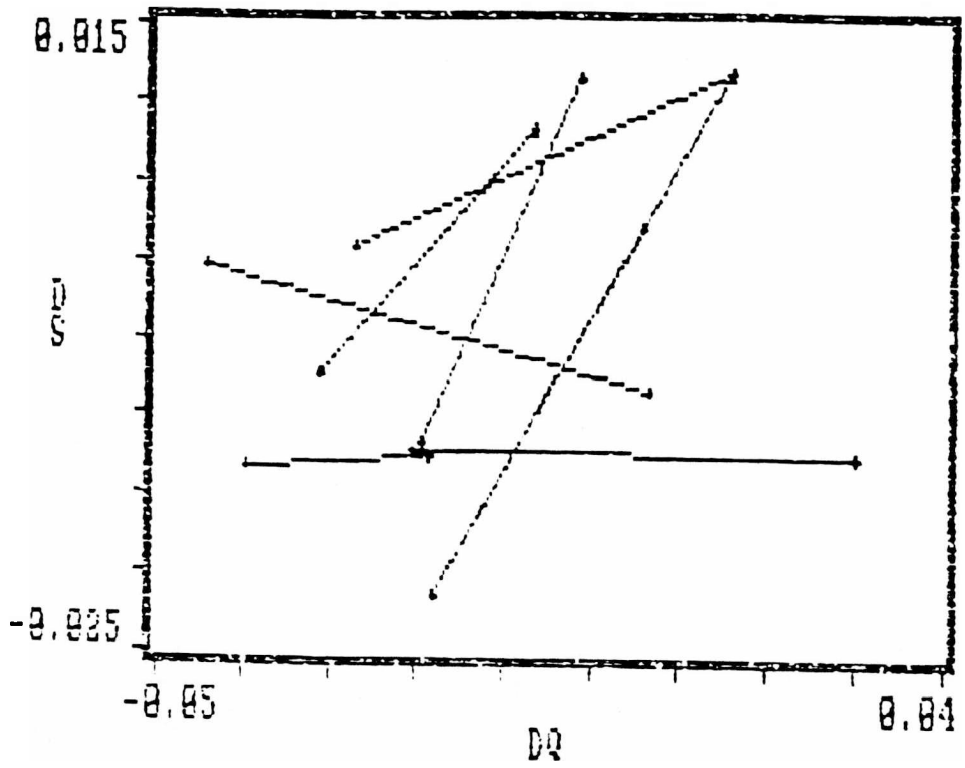
EXPANSIONS

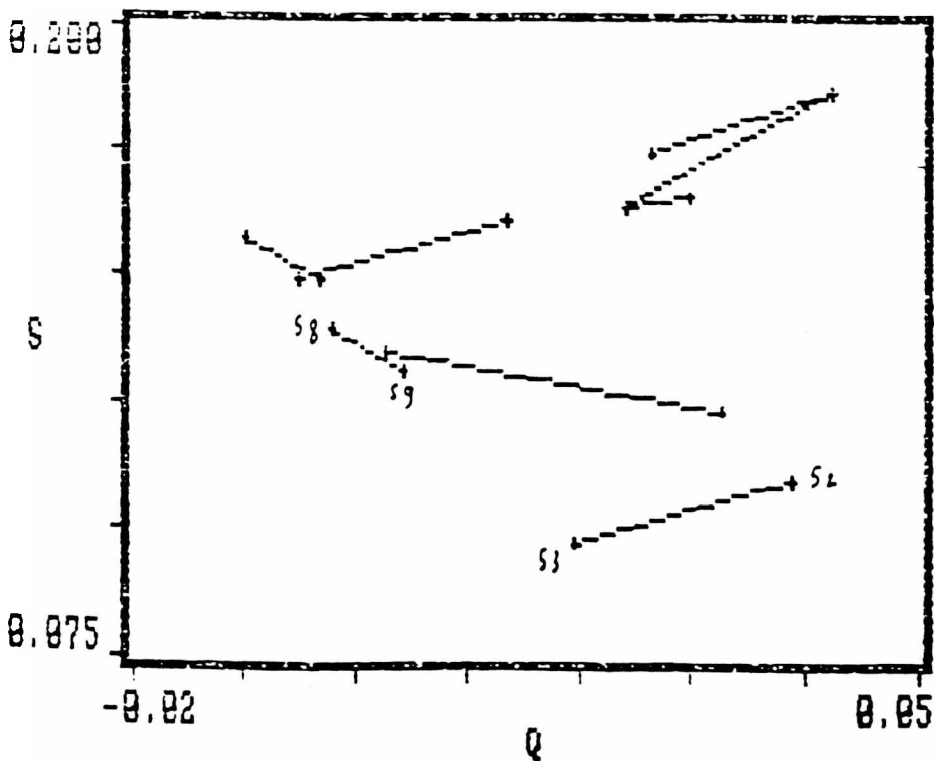


EXPANSIONS



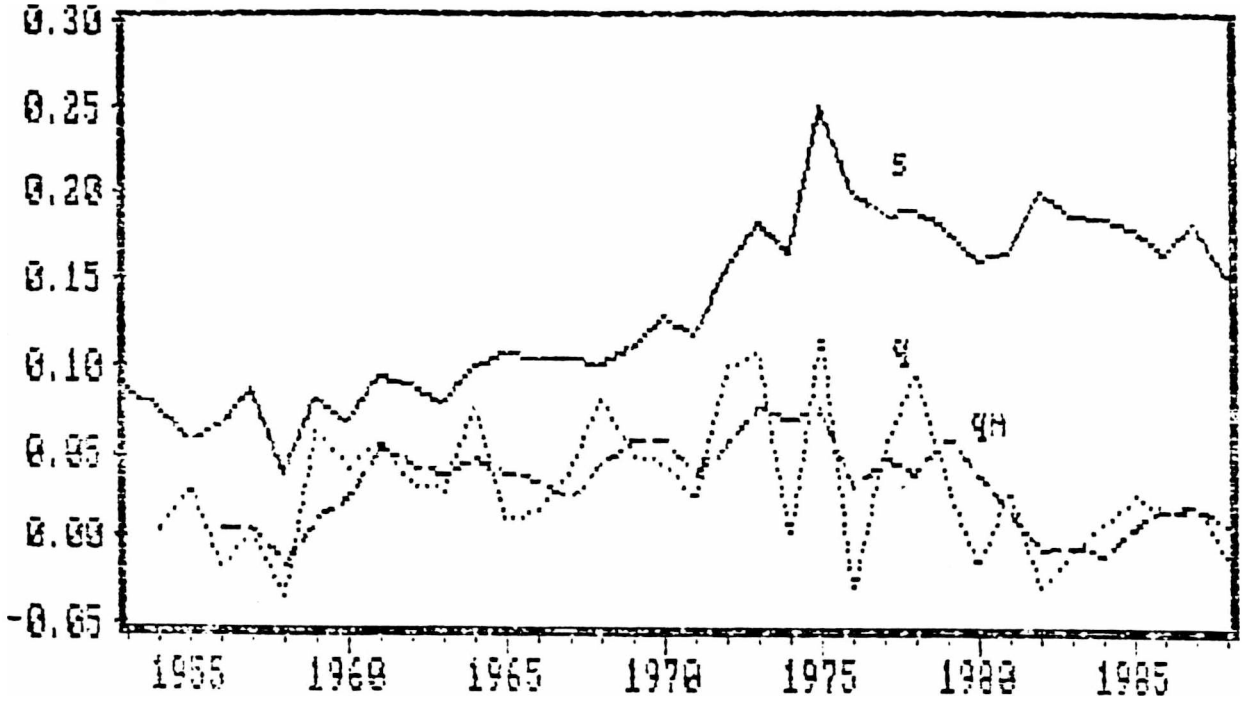
PHASES DÉPRESSIVES (52-53;58-59;65-68;74-77;79-80;87-88)



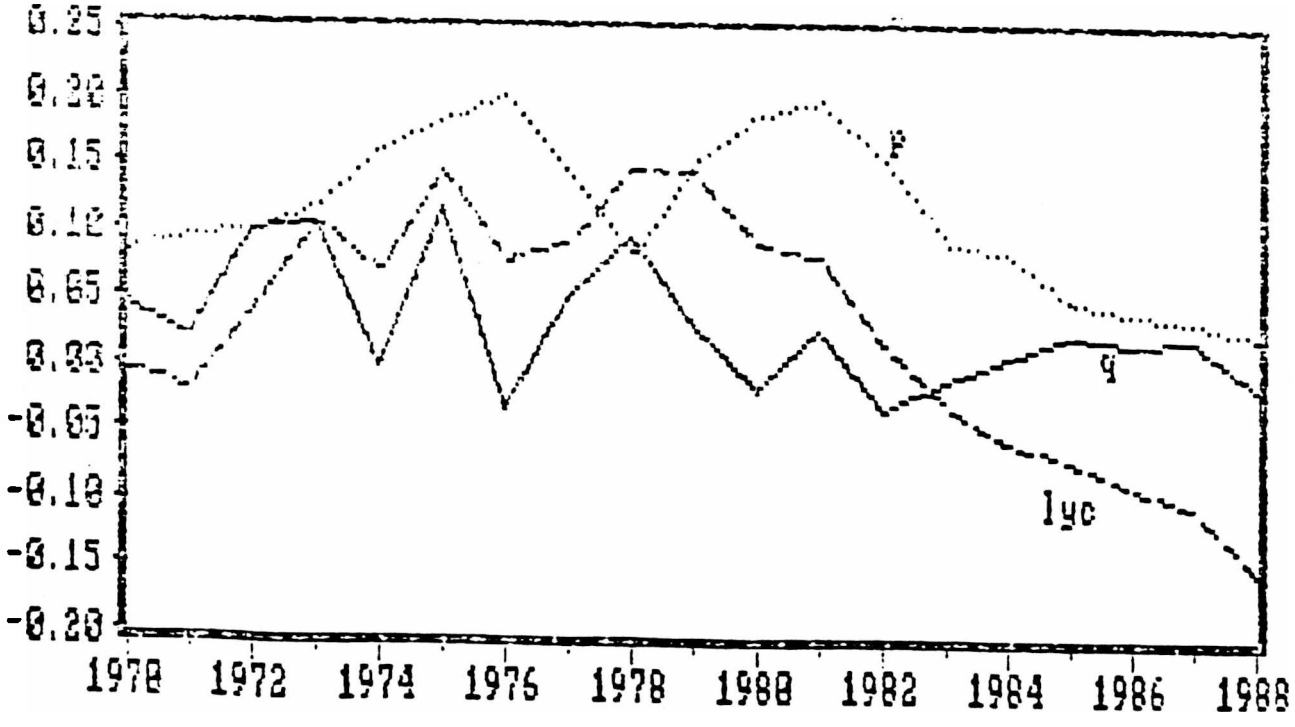


APPENDIX 5 : GRAPHS AND DATA FOR IRELAND (1953-88)

IRLANDE (1953-1988)

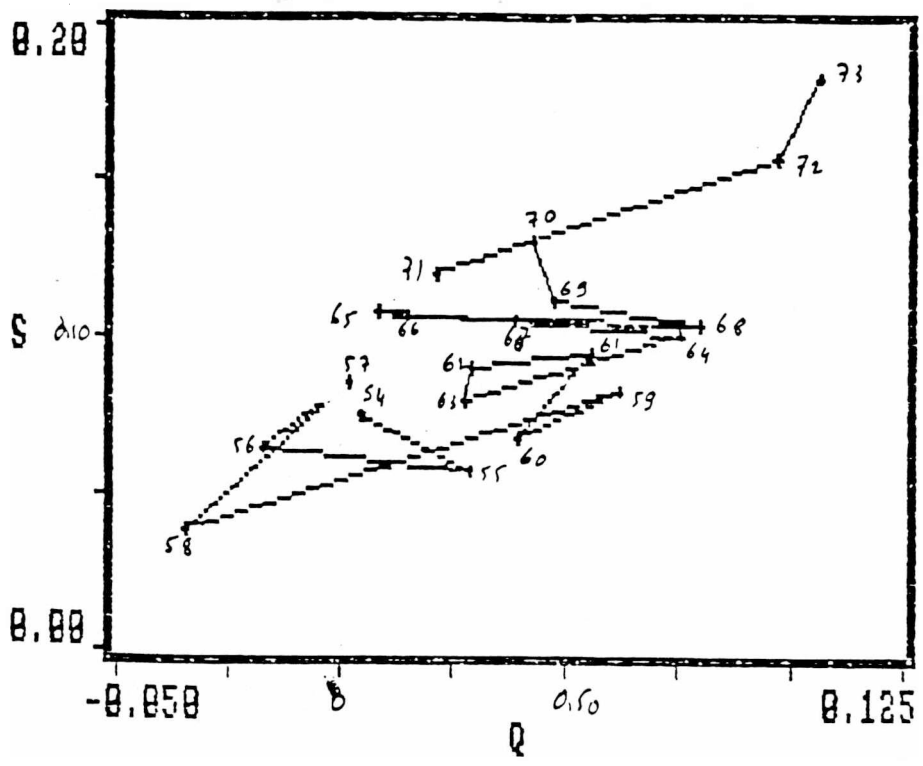


—— S ····· Q --- QM=moyenne mobile de q sur 3 ans

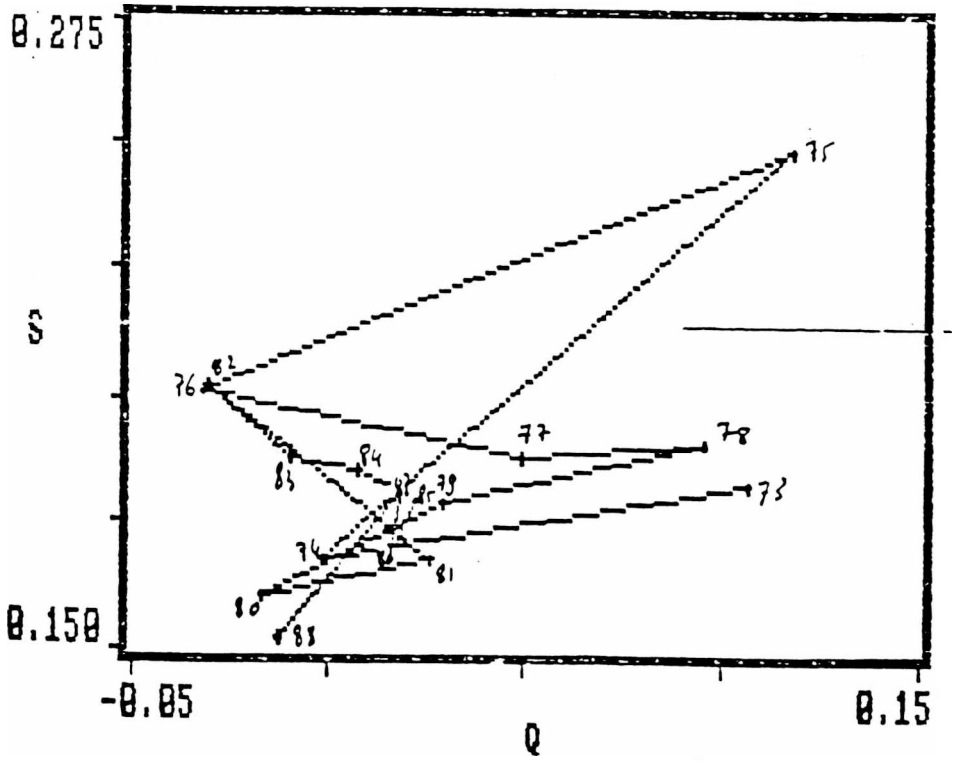


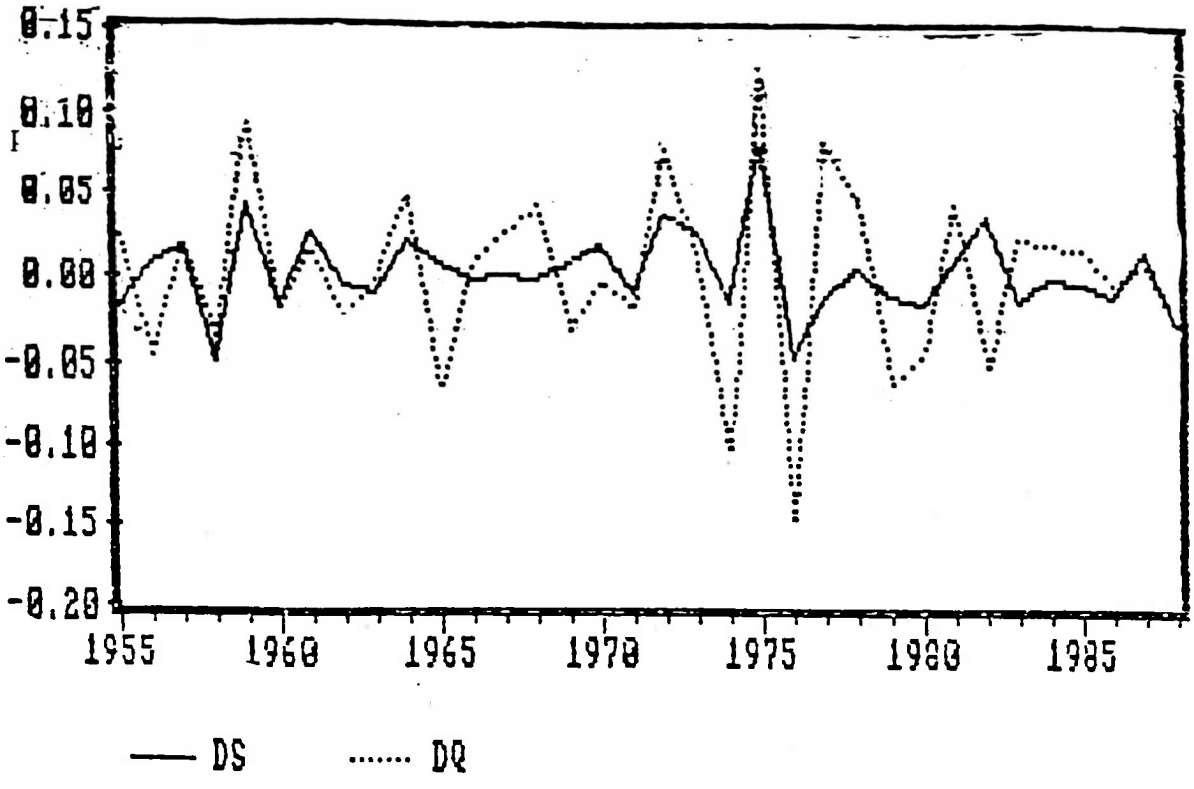
—— Q ····· P --- LYC

IRLANDE 1954-1973



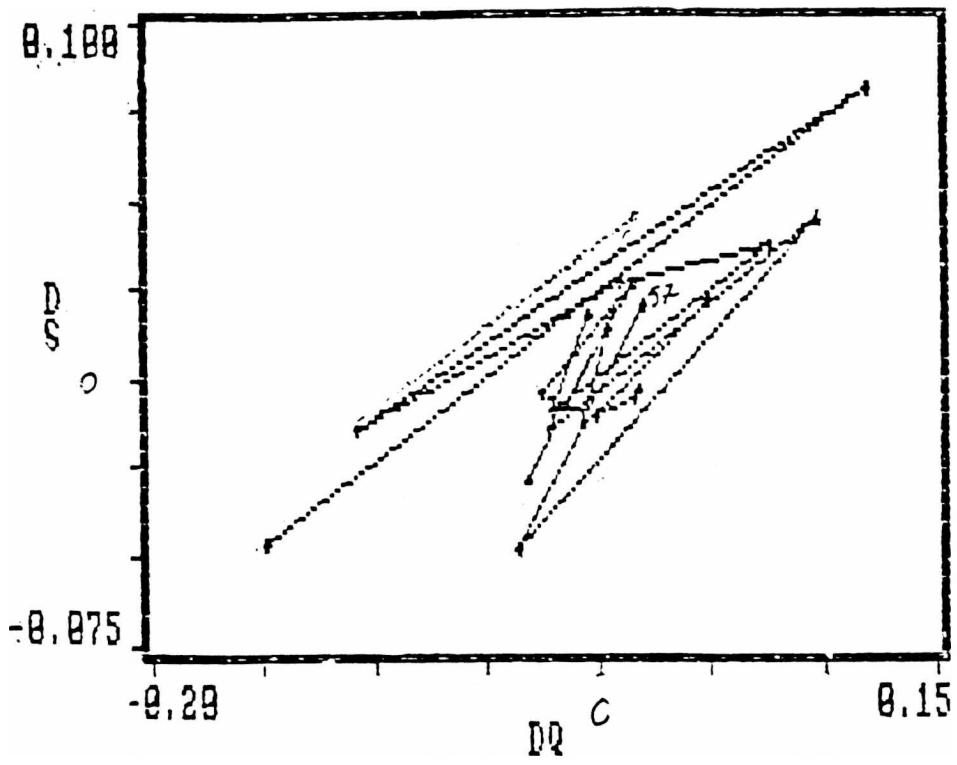
IRLANDE 1973-1988



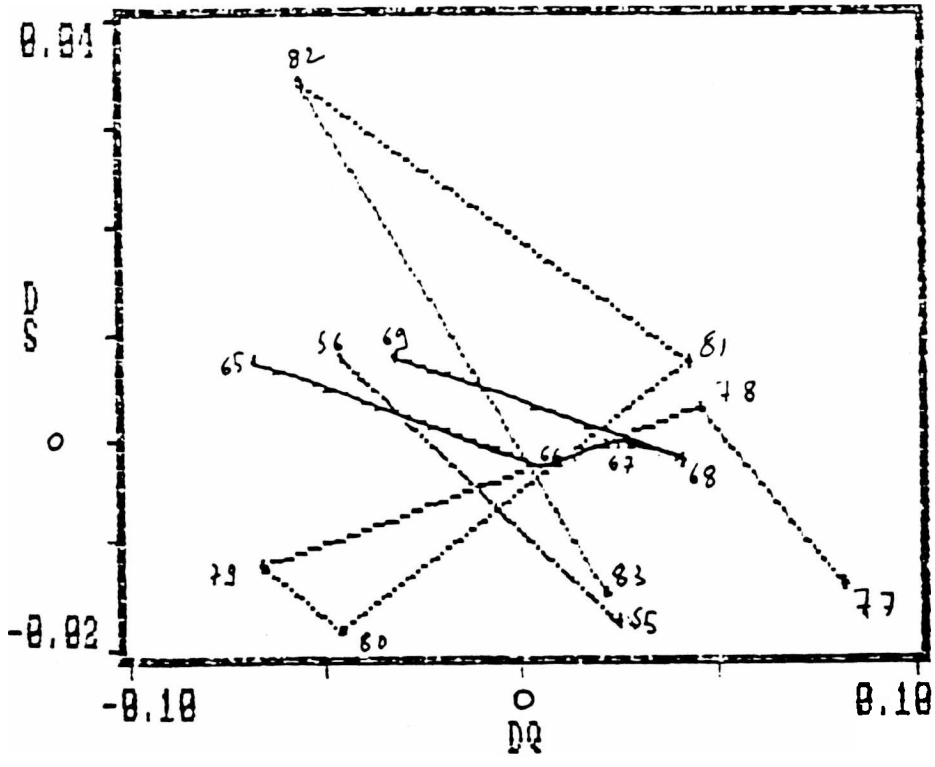


obs	S	Q	DM	DS	DQ	I
1953	0.086597	NA	NA	NA	NA	NA
1954	0.074515	0.004363	NA	-0.012082	NA	0.000842
1955	0.057364	0.028450	NA	-0.017151	0.024087	0.003747
1956	0.065046	-0.017715	0.005033	0.007682	-0.046165	0.004453
1957	0.084977	0.001749	0.004161	0.019931	0.019464	0.006516
1958	0.037511	-0.035027	-0.016998	-0.047466	-0.036776	0.006082
1959	0.081761	0.061925	0.009549	0.044250	0.096953	0.000679
1960	0.067091	0.039363	0.022087	-0.014670	-0.022562	0.001521
1961	0.093506	0.055307	0.052198	0.026415	0.015944	0.004344
1962	0.089320	0.029261	0.041310	-0.004186	-0.026047	0.006923
1963	0.078697	0.027363	0.037310	-0.010624	-0.001897	0.004480
1964	0.100655	0.075657	0.044094	0.021958	0.048294	0.012815
1965	0.107975	0.007914	0.036978	0.007320	-0.067743	0.009476
1966	0.105390	0.014424	0.032665	-0.002585	0.006510	0.007738
1967	0.105133	0.038946	0.020428	-0.000257	0.024522	0.006679
1968	0.103015	0.079610	0.044327	-0.002118	0.040665	0.011648
1969	0.110652	0.047334	0.055297	0.007636	-0.032276	0.017132
1970	0.128874	0.042773	0.056572	0.018222	-0.004561	0.020255
1971	0.119413	0.021290	0.037132	-0.009460	-0.021483	0.025654
1972	0.156141	0.097256	0.053773	0.036728	0.075966	0.028658
1973	0.182562	0.106425	0.074990	0.026421	0.009170	0.037647
1974	0.167596	-0.001859	0.067274	-0.014966	-0.108285	0.057103
1975	0.248741	0.117153	0.073906	0.081145	0.119012	0.075646
1976	0.201638	-0.032368	0.027642	-0.047103	-0.149521	0.099467
1977	0.187640	0.049286	0.044690	-0.013998	0.081655	0.084211
1978	0.190619	0.095138	0.037352	0.002979	0.045852	0.054037
1979	0.178532	0.028970	0.057798	-0.012087	-0.066168	0.109350
1980	0.160495	-0.017288	0.035607	-0.018037	-0.046258	0.156720
1981	0.167696	0.025787	0.012490	0.007201	0.043075	0.196049
1982	0.201981	-0.030653	-0.007385	0.034284	-0.056440	0.182973
1983	0.187300	-0.009696	-0.004854	-0.014681	0.020957	0.126189
1984	0.184800	0.007447	-0.010967	-0.002500	0.017143	0.122045
1985	0.179333	0.022326	0.006692	-0.005467	0.014879	0.073932
1986	0.167141	0.015415	0.015063	-0.012192	-0.006910	0.066040
1987	0.181565	0.019080	0.018940	0.014424	0.003665	0.055253
1988	0.152269	-0.013248	0.007082	-0.029296	-0.032329	0.040003

EXPANSIONS (1957-64;1970-76;1984-88)



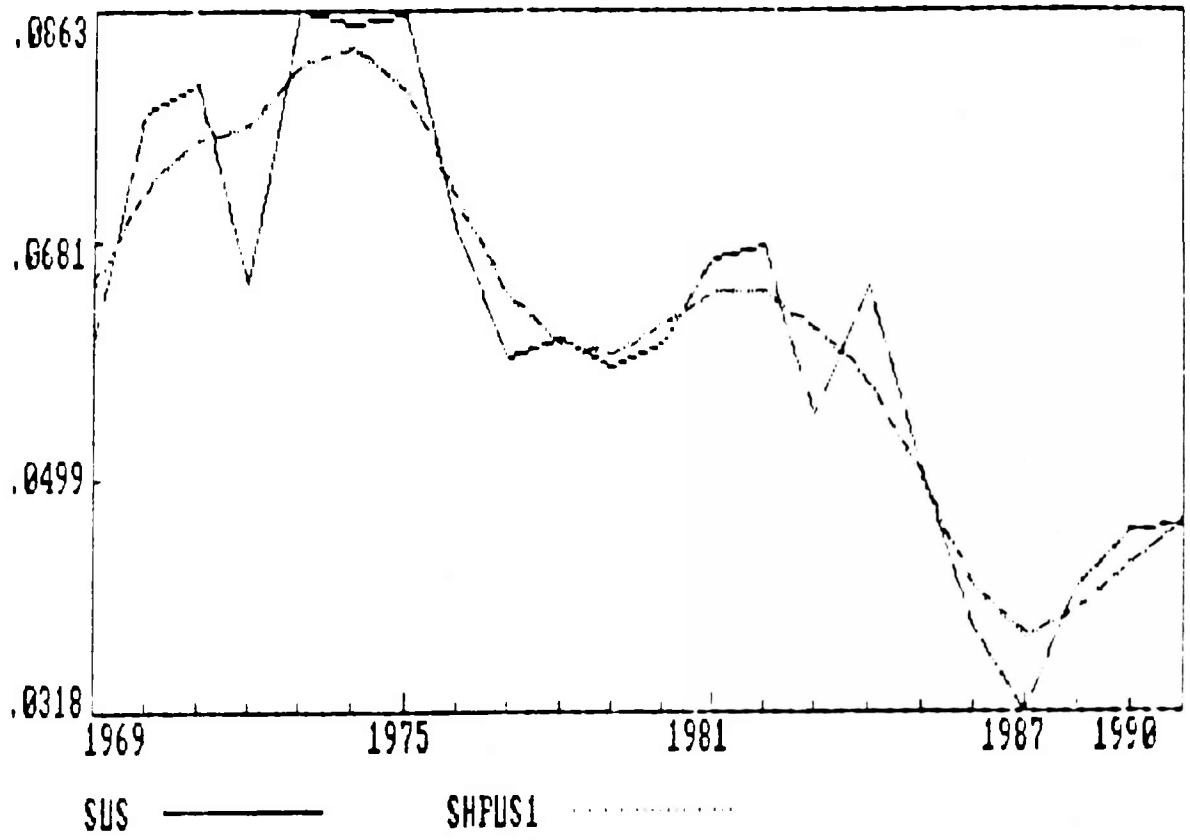
PHASES DEPRESSIVES (1955-56;1965-69;1977-83)



ANNEXE II

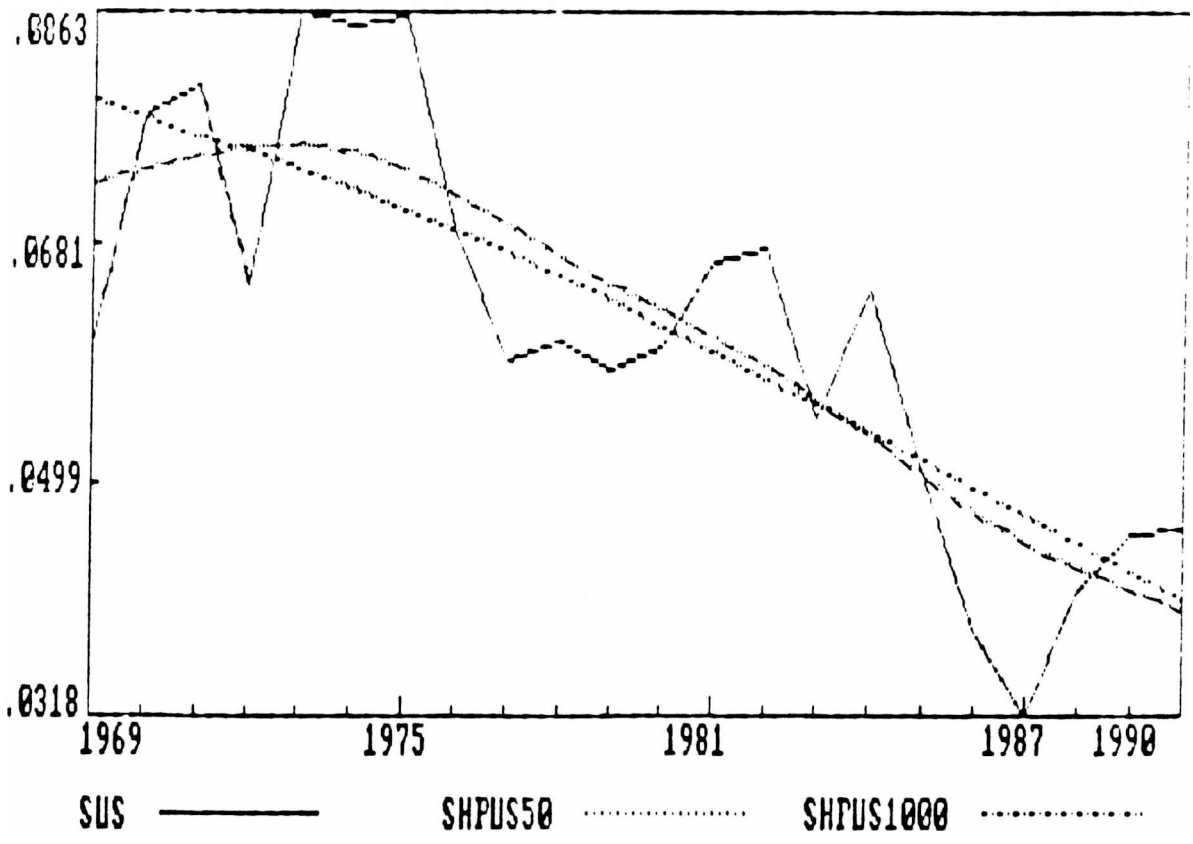
FILTRE D'HODRICK-PRESCOTT

Etats-Unis



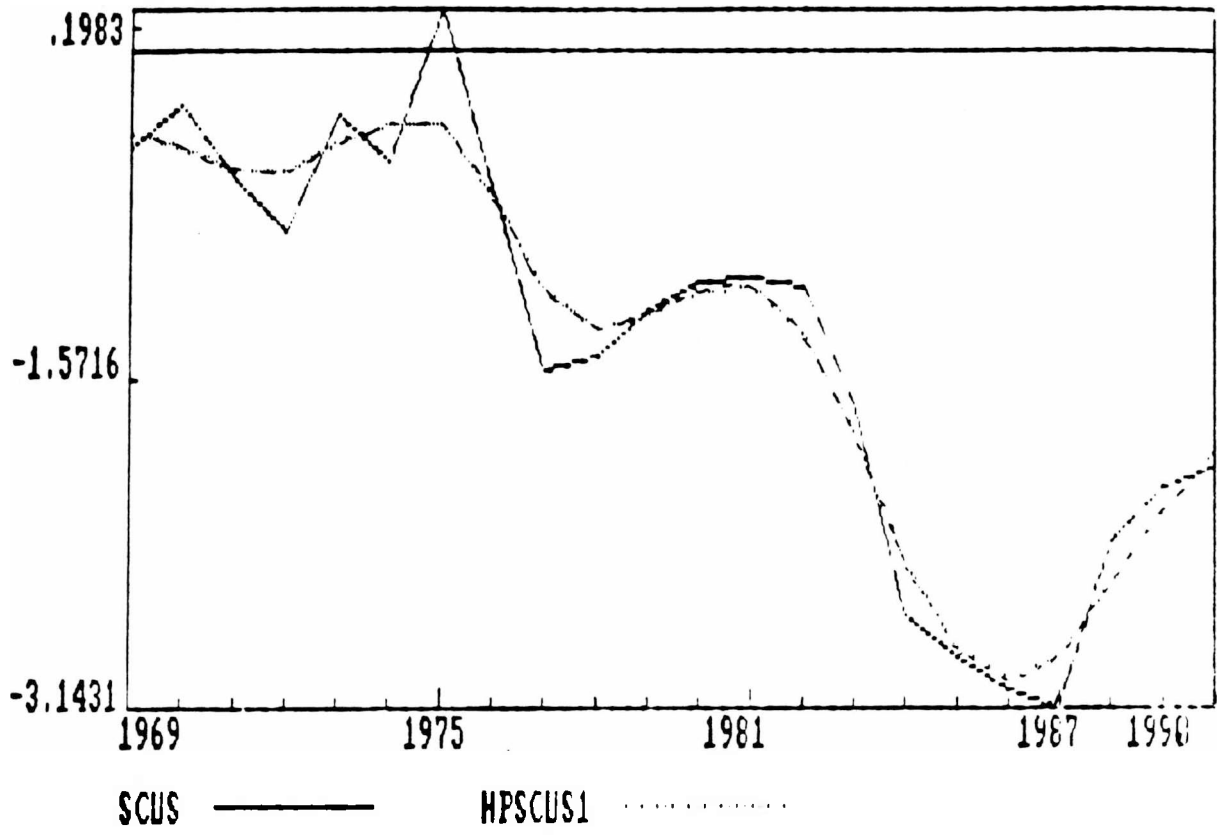
TAUX D'EPARGNE

$\lambda = 1$



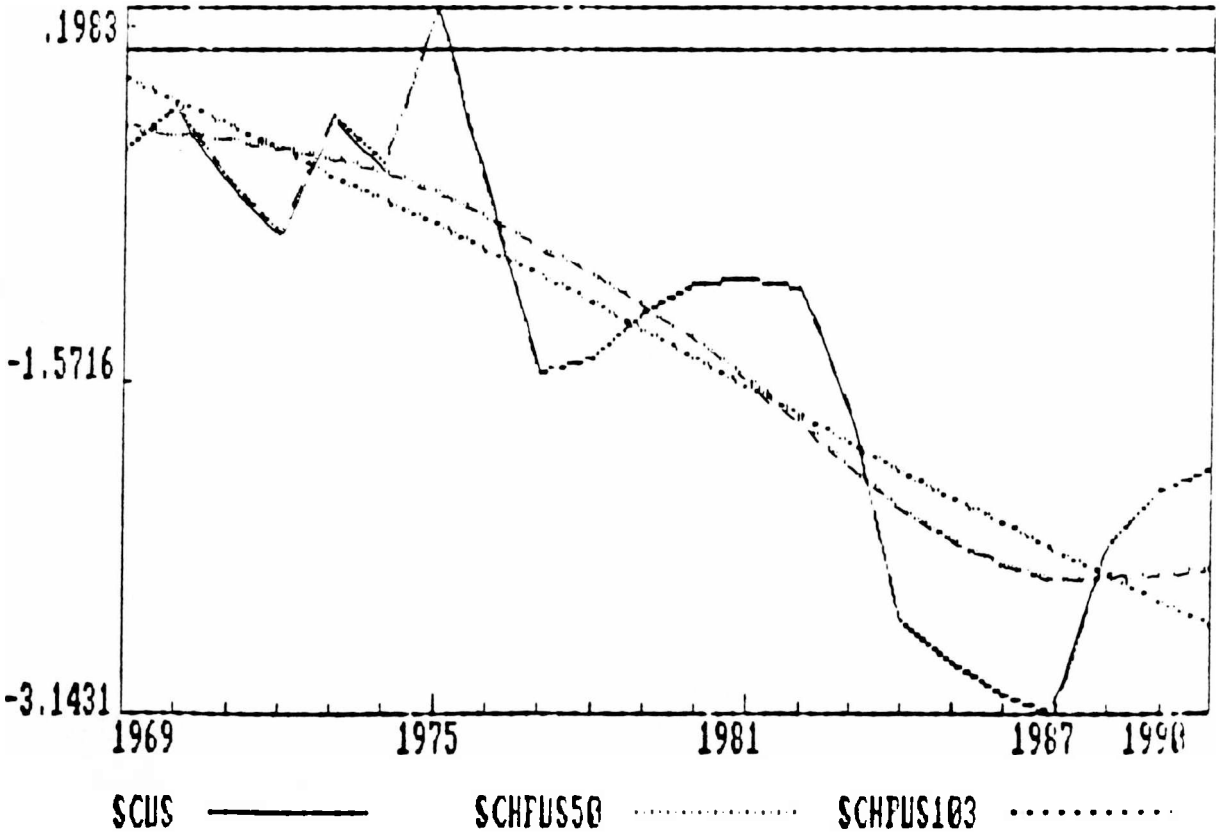
TAUX D'EPARGNE

$\lambda = 50$ ou 1000



SOLDE COMMERCIAL

$\lambda = 1$



SOLDE COMMERCIAL

$\lambda = 50$ ou 1000

ANNEXE III

GRAPHIQUES DES CYCLES DU TAUX D'EPARGNE ET DU SOLDE COMMERCIAL RAPPORTE AU PIB

France

Irlande

Etats-Unis

Japon

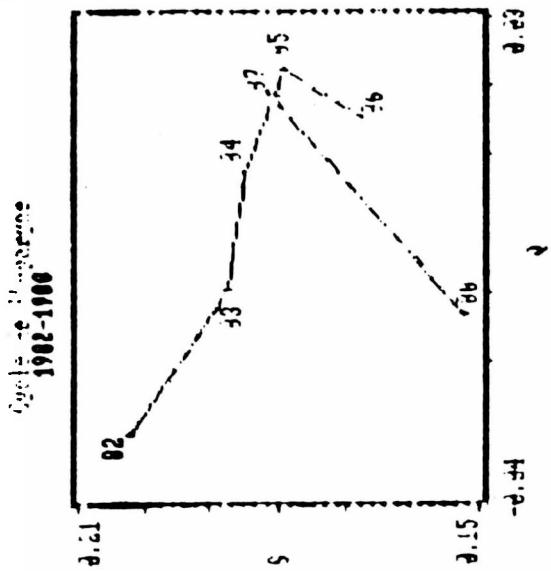
FRANCE

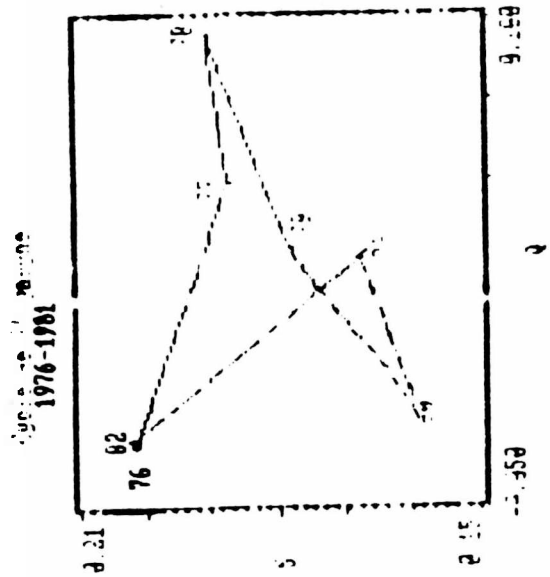
CYCLES DU TAUX D'EPARGNE

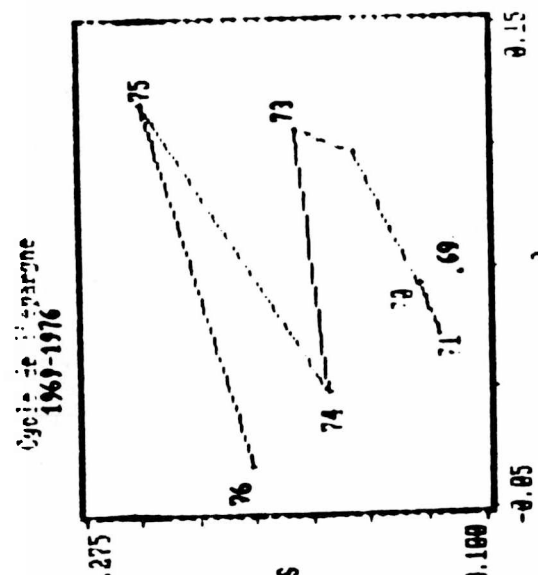
CYCLES DU SOLDE COMMERCIAL

IRLANDE

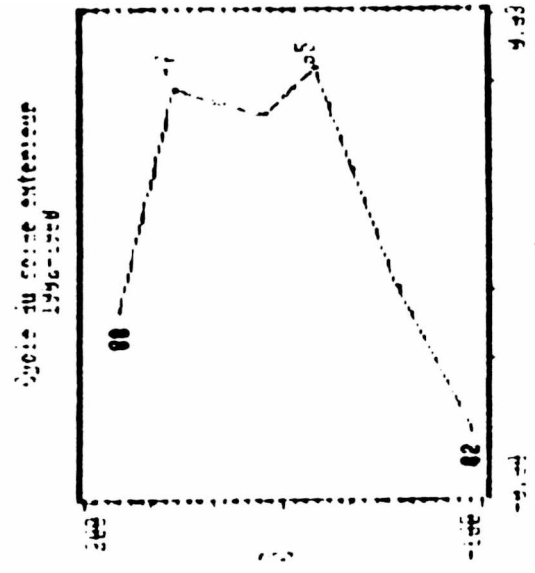
CYCLES DU TAUX D'EPARGNE

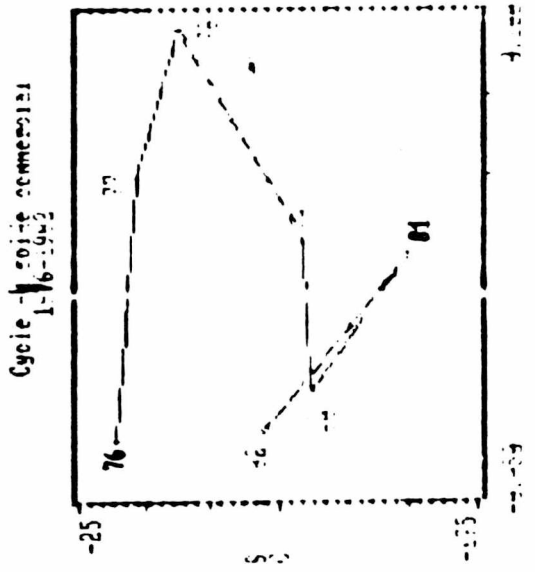


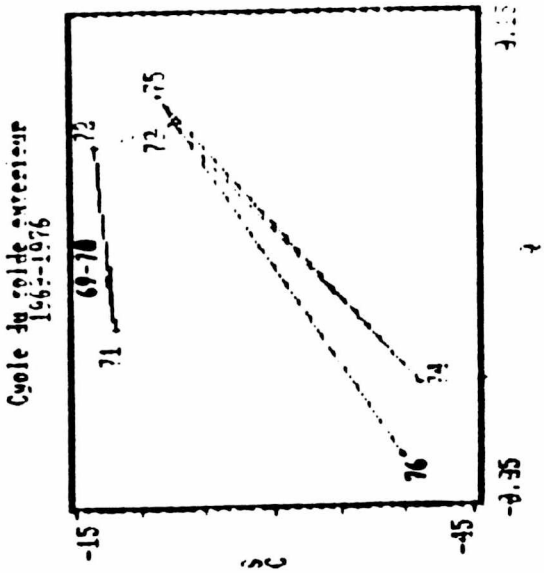




CYCLES DU SOLDE COMMERCIAL

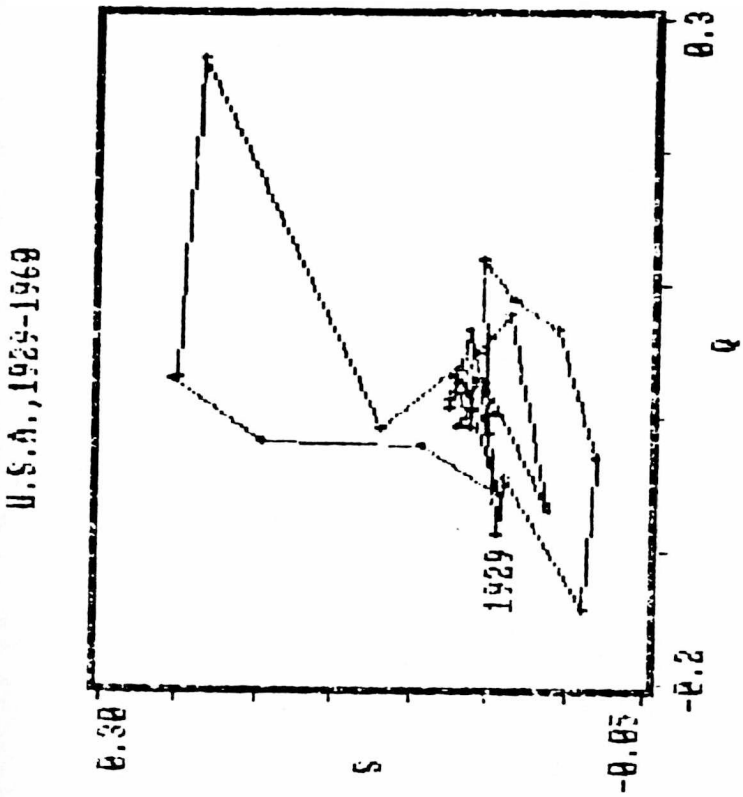


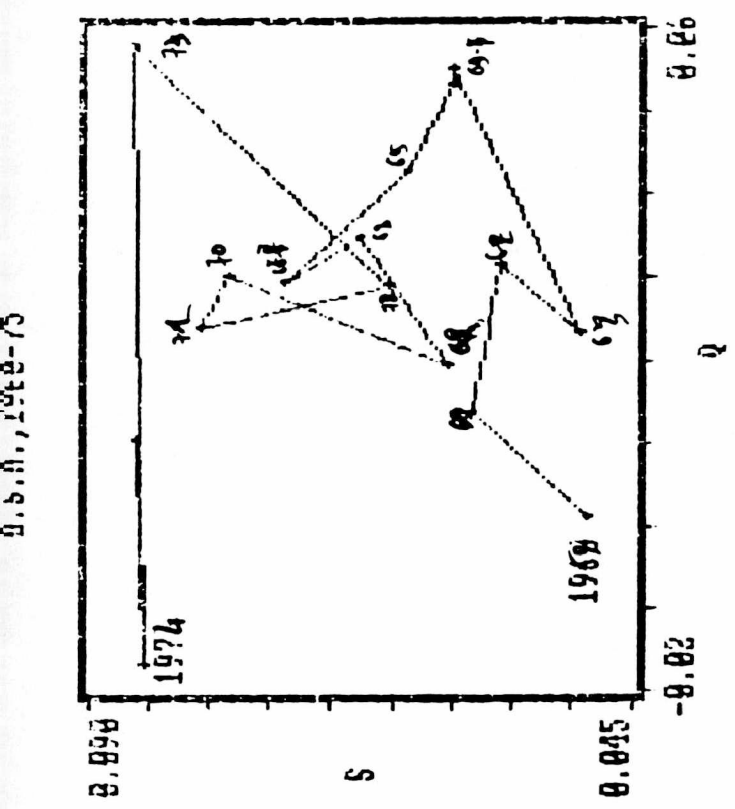




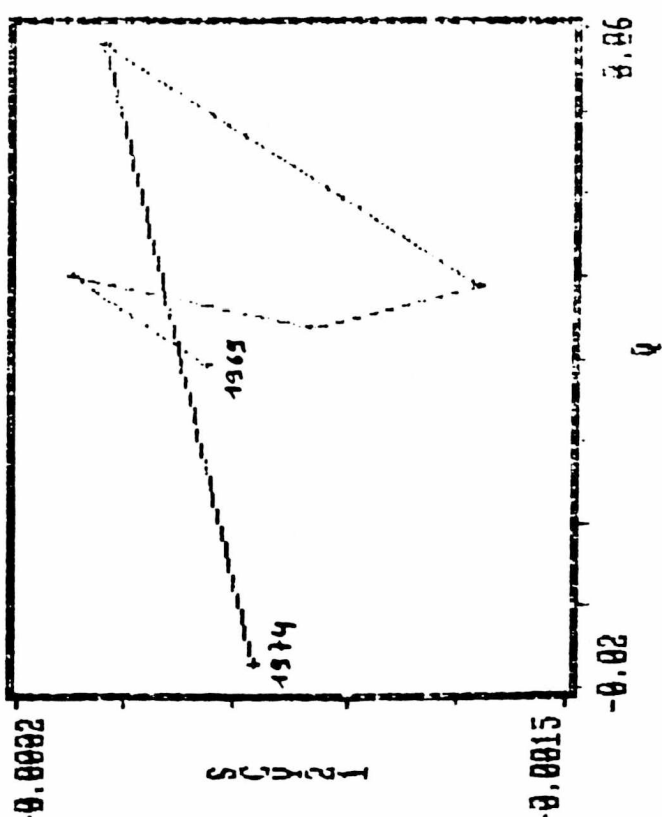
ETATS-UNIS

CYCLES DU SOLDE COMMERCIAL





CYCLES DU TAUX D'EPARGNE



CYCLES DU TAUX D'EPARGNE

CYCLES DU SOLDE COMMERCIAL

JAPON

CYCLES DU TAUX D'EPARGNE

CYCLES DU TAUX D'EPARGNE
I. 1956-1979

CYCLES DU SOLDE COMMERCIAL

II. 1961 - 1967

II. 1967 - 1973

JAPON

CYCLES DU TAUX D'EPARGNE

CYCLES DU SOLDE COMMERCIAL

17 JUIN 1992

CAHIER DE RECHERCHE

Récemment parus :

La prise en compte du long terme dans la conception et l'évaluation des politiques publiques - II. La prospective face aux défis du futur, par Guy Poquet, N° 29, Mars 1992.

Hétérogénéité des entreprises et sélection : objectifs, critères de rationalité et fonctionnement des marchés, par Philippe Moati, N° 30, Avril 1992.

L'analyse des relations par opposition, par Michel Messu, N° 31, Avril 1992.

Le Revenu Minimum d'Insertion et l'accès à l'emploi : quelques éléments de réflexion sur la situation française (et version anglaise), par Michel Legros, Bernard Simonin, N° 32, Avril 1992.

Evaluation des politiques sociales et logiques d'action économique. 1. Le cas du R.M.I., par Christine Le Clainche, N° 33, Avril 1992.

Si/alors : "bien manger" ? - Application d'une nouvelle méthode d'analyse des représentations sociales à un corpus constitué des associations libres de 2000 individus, par Saadi Lahlou, N° 34, Avril 1992.

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

CRÉDOC

Centre de recherche pour l'Étude et l'Observation des Conditions de Vie