.e.

CREDOC
"Bibliothèque"
142, rue du Chevaleret
75013 PARIS
Tél. : (1) 40 77 85 05

CAHIER DE RECHERCHE

FEVRIER 92 ■ N° 27

LES ANTICIPATIONS DES MENAGES DANS LES ENQUETES DE CONJONCTURE DE L'INSEE

I – Revenu

II – Comment se forment les anticipations d'inflation ?

François Gardes (Paris I – CREDOC)
Jean-Loup Madre (INRETS – CREDOC)

RATIONALITY AND PREDICTIVE POWER OF FRENCH HOUSEHOLDS' EXPECTATIONS :

Qualitative tests on INSEE panel data (1973-1991)

François Gardes (Paris I – CREDOC)
Jean-Loup Madre (INRETS – CREDOC)
Marie-Claude Pichery (U. de Bourgogne)

Crédoc - Cahier de recherche. N° 27. Février 1992.

CREDOC

CREDOC•Bibliothèque

R7 027

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

CRÉDOC

CAHIER DE RECHERCHE

LES ANTICIPATIONS DES MENAGES DANS LES ENQUÊTES DE CONJONCTURE DE L'INSEE[1]

I - Revenu
II -Comment se forment les anticipations d'inflation ?

François GARDES (Université PARIS I (Lamia) - CREDOC)

Jean-Loup MADRE (INRETS - CREDOC))

RATIONALITY AND PREDICTIVE POWER OF FRENCH HOUSEHOLDS' EXPECTATIONS :

QUALITATIVE TESTS ON INSEE PANEL DATA (1973-1991)

François GARDES (University Paris I - LAMIA-CREDOC)

Jean-Loup MADRE (INRETS - CREDOC)

Marie-Claude PICHERY (University of Bourgogne-LATEC)

(1) Ces deux documents de travail reproduisent des artricles parus dans le numéro de *Economie et Prévision* n° 1991/3, consacré à "l'Analyse Conjoncturelle". Ce numéro peut être obtenu à l'adresse suivante : Direction de la Prévision, Bâtiment B, Télédoc 654, Pièce 6015, 139 rue de Bercy 75572 PARIS Cédex 12.

Février 1992

142, rue du Chevaleret

75013 - PARIS

Les anticipations des ménages dans les enquêtes de conjoncture de l'Inséé

I- Revenu et intentions d'achat

François Gardes(*)

Jean-Loup Madre(**)

(*) Professeur à l'Université Paris I (Lamia) - Crédoc
(**) Directeur de Recherche à l'Inrets - Crédoc

Cette recherche a été conduite avec le concours financier du SERT (Ministère des transports), du Commissariat général du Plan et du Comité des constructeurs français d'automobiles. Nous remercions G. Abraham-Frois, R. Batchelor, P. Combris, A. d'Autume, P. et B. Fortin, M. Glaude, H. Kempf, G.Lafay, S. Langlois, L. Lévy-Garboua, P. L'Hardy, J. Mairesse, P. Montmarquette, B. Munier, I. Peaucelle, G. Prat, J.M. Robin, A. Scannavino, P. Sevestre, A. Trognon pour leurs suggestions faites au cours de plusieurs séminaires(1). Nous remercions vivement les deux rapporteurs anonymes de cet article pour leurs très utiles suggestions, ainsi que le rédacteur en chef de la publication pour ses conseils finaux. Pour les références, nous renvoyons le lecteur à la bibliographie commune située à la fin du second article.

Quatre méthodes sont utilisées pour mesurer les anticipations des agents économiques. La première, la plus généralement suivie, principalement sur séries temporelles agrégées, consiste à imposer un processus *a priori*, définissant souvent les valeurs anticipées de manière autorégressive, que le processus d'anticipation soit adaptatif, extrapolatif ou régressif. Cette procédure donne généralement lieu à des estimations portant sur l'ensemble de la période étudiée, soit de manière exogène, soit en intégrant la procédure à l'équation réduite estimée ; on s'interdit ainsi de laisser varier les paramètres du processus d'anticipation à mesure que l'information nouvelle est découverte par les ménages : cette estimation des paramètres sur l'ensemble de la période se fait donc sous l'hypothèse implicite que les lois régissant les anticipations sont invariantes, ce qui est contestable lorsque la période d'estimation inclut, par exemple, les cassures de 1974 et 1978 ou la période récente de désinflation. Par ailleurs, le choix *a priori* d'un processus est discutable lorsque les agents économiques n'ont pas un comportement anticipatif uniforme, ou lorsque ce comportement change d'une période à l'autre (par exemple entre les deux phases du cycle court, comme le suggère Gardes, 1990).

La deuxième méthode consiste à poser quelques hypothèses de cohérence des anticipations - absence de biais entre anticipations et valeurs réalisées, orthogonalité du non-anticipé avec l'information connue lors de l'anticipation... - hypothèses que l'on utilise ensuite pour éliminer les anticipations des équations réduites que l'on estimera. La validité d'une telle méthode est soumise au réalisme des postulats de rationalité des anticipations.

La troisième méthode consiste à révéler les anticipations par l'examen empirique des équations d'équilibre des marchés financiers (Fama, 1975 ; Frankel, 1982 ; Mishkin, 1989) ou d'équations de comportement, en calculant les paramètres (inconnus) des équations contenant les variables anticipatives à partir des estimations des mêmes équations sans anticipation (cette procédure de révélation, présentée dans Gardes, 1990, n'oblige à faire qu'un nombre limité d'hypothèses de cohérence des anticipations).

La quatrième mesure utilise les informations données par les enquêtes, le plus souvent sous forme agrégée : Prat (1988) a remarquablement analysé ce type de données d'anticipations de prix pour la France et les Etats-Unis. La nature qualitative des réponses pose problème pour ces deux types d'utilisation, la seconde étant de plus soumise à des biais d'agrégation qu'on peut supposer non négligeables pour les variables anticipatives, du fait de l'hétérogénéité des anticipations et d'une pondération uniforme des ménages.

L'analyse de données individuelles d'anticipation tire son intérêt notamment du fait que les résultats obtenus par les estimations sur des séries économi-

Encadré 1 : présentation de l'enquête

Depuis la fin des années cinquante, l'Inséé réalise trois fois par an, sur des échantillons de 6 à 8 000 ménages, une enquête de conjoncture (anciennement dénommée enquête Intentions d'achat) ; une partie du questionnaire est maintenant harmonisée au niveau européen. A partir des deux enquêtes sur le même ménage menées en octobre-novembre à un an d'intervalle, nous examinons la cohérence de leurs réponses et la réalisation de leurs anticipations.

Il s'agit d'une enquête rapide, l'interview, qui doit être réalisée en présence du chef de ménage, durant environ une demi-heure. Les questions générales, qui fournissent l'essentiel de l'information sur les anticipations et sur la manière dont les ménages perçoivent l'évolution des paramètres économiques (niveau de vie, emploi, prix...) sont reproduites ci-après. Dans cette enquête, toutes les questions sont codées en classes ; la plupart des variables sont donc du type "qualitatif ordonné". Cette méthode de recueil de l'information complique le traitement des données notamment pour le revenu ; nous examinerons particulièrement ce problème de quantification des réponses qualitatives.

Questions générales : je vais, maintenant, vous poser quelques questions plus générales :

A poser à tous les ménages		
(1) A votre avis depuis un an le niveau de vie des français s'est-il dans l'ensemble ?	1- Nettement amélioré 2- Un peu amélioré 3- Est resté stationnaire	4- Un peu dégradé 5- Nettement dégradé *X- N.S.P.*
(2) Et pensez-vous que d'ici un an le niveau des français dans l'ensemble ?	1- S'améliorera nettement 2- S'améliorera un peu 3- Restera stationnaire	4- Se dégradera un peu 5- Se dégradera nettement *X- N.S.P.*
(3) A votre avis d'après ce que vous pouvez voir autour de vous la situation de l'emploi des travailleurs au cours de ces derniers mois s'est-elle ?	1- Nettement améliorée 2- Un peu améliorée 3- Ne s'est pas modifiée	4- Légèrement détériorée 5- Nettement détériorée *X- N.S.P.*
(4) Et pensez-vous que dans les mois qui viennent le nombre de chômeurs ?	1- Augmentera nettement 2- Augmentera un peu 3- Restera stationnaire	4- Diminuera un peu 5- Diminuera nettement *X- N.S.P.*
(5) Trouvez-vous que depuis six mois les prix ont	1- Beaucoup augmenté 2- Moyennement augmenté 3- Un peu augmenté	4- Peu varié 5- Légèrement diminué *X- N.S.P.*
(6) Par rapport à ce qui se passe actuellement pensez-vous que dans les mois qui viennent ?	1- Il y aura une hausse des prix plus rapide 2- Il y aura une hausse des prix aussi rapide 3- Il y aura une hausse des prix moins rapide	4. Les prix resteront stationnaires 5. Les prix vont légèrement diminuer *X. N.S.P.*
(7) Pensez-vous que les gens aient intérêt à faire actuellement des achats importants ?	1- Oui le moment est plutôt favorable 2- Le moment n'est ni particulièrement favorable ni particulièrement défavorable	3- Non le moment est plutôt défavorable, il faudrait reporter l'achat *X- N.S.P.*
(12) Quelle est votre situation financière ?	1- Vous êtes en train de vous endetter 2- Vous tirez un peu sur vos réserves 3- Vous bouclez juste votre budget	4- Vous arrivez à mettre un peu d'argent de côté 5- Vous arrivez à mettre pas mal d'argent de côté *X- N.S.P.*
(13) Depuis six mois votre situation financière s'est-elle ?	1- Nettement améliorée 2- Un peu améliorée 3- Est restée stationnaire	4. Un peu dégradée 5. Nettement dégradée *X. N.S.P.*
(14) Croyez-vous que dans les mois qui viennent votre situation financière va ?	1- S'améliorer nettement 2- S'améliorer un peu 3- Rester stationnaire	4- Se dégrader un peu 5- Se dégrader nettement *X- N.S.P.*
(15) Pensez-vous réussir à mettre de l'argent de côté dans les mois qui viennent ?	1- Oui certainement 2- Oui peut-être	3- Sans doute que non 4- Certainement pas ---

ques sans données directes d'anticipation sont assez différents d'une étude à l'autre. Ceci explique que Pesaran (1987 p.6) conclue à la nécessité de mesurer directement les anticipations à partir d'enquêtes : "Quand on ne dispose pas d'observations directes sur les anticipations, l'analyse empirique du processus de formation des anticipations ne peut être menée qu'indirectement, et en faisant l'hypothèse que le modèle de comportement qui utilise les variables anticipatives est en fait valide. Dans ces circonstances, bien que les tests des restrictions inter équations soient utiles en tant que test de la cohérence du processus de formation des anticipations et du modèle de comportement sous-jacent, ils sont peu probants comme tests des théories de la formation des anticipations. Ce dernier type de test nécessite donc à notre avis des observations directes et fiables sur les anticipations."

L'enquête Inséé de conjoncture auprès des ménages (cf. encadré 1) comporte des questions qui permettent de cerner directement leurs anticipations concernant l'argent qu'ils ont l'intention de mettre de côté, leur situation financière, le niveau général des prix... De plus, le renouvellement de l'échantillon par moitié nous a conduits à constituer un panel court en rapprochant les réponses du même ménage recueillies à un an d'intervalle ; on peut ainsi confronter à un niveau individuel les anticipations avec l'évolution perçue un an plus tard.

L'analyse des anticipations concernant les revenus nous permettra de dissocier leurs composantes permanente et transitoire, ainsi que de montrer l'influence de cette dernière sur la réalisation des intentions d'achat d'automobiles. Dans un second article, nous tenterons de comprendre comment se forment les anticipations de l'évolution des prix. Après une revue des travaux antérieurs, l'analyse qualitative de la structure des réponses débouchera sur une modélisation des anticipations, qui suppose une quantification des réponses des ménages, codées de manière qualitative dans l'enquête (cf. encadré 2). Ce codage en classes des revenus implique une révision périodique de la grille, tous les cinq ans environ ; c'est pourquoi notre analyse sur ce thème sera limitée à la seconde moitié des années quatre-vingt. Par contre, pour les prix, le libellé des questions est stable au moins depuis 1972 ; ceci autorisera dans le second article une analyse nettement plus développée, portant sur plus de quinze ans.

Encadré 2 : le codage des variables "qualitatives ordonnées"

On propose généralement au ménage trois ou cinq réponses organisées autour d'une modalité centrale "neutre" (par exemple : "les prix ont moyennement augmenté" ou leur hausse sera "aussi rapide" qu'au cours des six derniers mois). On peut synthétiser les réponses en prenant la différence entre les fréquences de la première modalité ("beaucoup augmenté" ou "hausse plus rapide") et celle de la troisième modalité proposée ("un peu augmenté" ou "hausse moins rapide"). Ce codage est bien adapté pour ce type de question d'opinion (Fansten, 1976)[2]. La plupart des auteurs qui se sont intéressés à la partie générale de l'enquête de conjoncture l'ont adopté.

Il présente cependant l'inconvénient d'appauvrir l'information disponible, notamment dans le cas où cinq réponses sont proposées, en assimilant les modalités extrêmes ("beaucoup augmenté" ou "beaucoup diminué") aux réponses modérées ("un peu augmenté" ou "un peu diminué"). Par ailleurs, l'ensemble des réponses peut ne pas correspondre à la structure exposée ci-dessus : c'est le cas notamment pour la question sur l'inflation où la réponse "les prix ont peu varié" est choisie par plus de 10% des ménages depuis 1985. Il nous faut donc proposer de nouvelles méthodes de codage, parmi lesquelles nous distinguerons trois groupes :

- les codages "mécaniques" par des poids *a priori*; la méthode exposée ci-dessus appartient à ce groupe, mais on peut aussi l'améliorer en affectant un poids spécifique aux modalités extrêmes (codage Ia adopté pour les prix dans notre second article du même numéro) ;
- les codages à partir de variables indicatrices (ou "muettes") (méthode Ib) ; le modèle *Logit* se rattache à ce groupe ;
- les méthodes reposant sur l'hypothèse que la distribution des réponses suit une certaine loi, généralement la loi normale (codages IIa et IIb).

Les réponses qualitatives ne contiennent pas d'information sur l'échelle de mesure. C'est à l'occasion de la quantification qu'on fixe cette échelle. Quand on adopte des règles non mécaniques, on le fait soit en référence à des observations macro-économiques (indice des prix à la consommation...), soit par rapprochement entre variables qualitatives (notamment entre perception et anticipation). La quantification se prête donc mal à la mise en évidence des biais systématiques, mais permet plutôt de repérer des biais temporaires : par exemple, pour l'inflation, les échelles sont fixées dans la méthode Ib en minimisant les biais globalement sur l'ensemble de la période 1972-1988.

Apports des travaux antérieurs

Les questions sur les anticipations et sur les intentions d'achat dans les enquêtes triannuelles de conjoncture auprès des ménages de l'Inséé, ont été surtout utilisés pour des analyses macro-économiques des indicateurs globaux - analyses qui, de plus, concernent généralement les anticipations de prix ou de niveau de vie plutôt que les intentions d'achat de biens durables et d'automobiles.

Sterdyniak (1988) analyse ainsi, pour la période 1969-1987, le pouvoir prédictif des opinions déclarées par les ménages sur le niveau d'emploi, les

évolutions de prix ou de leur situation financière, toutes variables qualitatives qu'il quantifie en soustrayant aux anticipations positives les réponses négatives ; il conclut à une *médiocre explication du taux d'épargne par les seules variables d'opinion.* Par contre, l'ajout de ces variables d'anticipation aux variables macro-économiques classiques lui semble permettre d'améliorer légèrement le pouvoir prédictif à court terme du modèle économétrique.

On notera que, malgré la taille importante des échantillons, la précision avec laquelle les évolutions sont mesurées est nécessairement limitée. L'amplitude de l'intervalle de confiance à 95 % est de 1 à 2.5 points[3], c'est-à-dire du même ordre de grandeur que les variations annuelles. Ceci, avec les multicolinéarités qui biaisent les estimations sur séries temporelles agrégées, peut expliquer que les variables d'opinion tirées des enquêtes auprès des ménages apportent peu de pouvoir explicatif à des modèles calés sur des données de comptabilité nationale.

Fanouillet et Salanié (1990) ont montré *l'efficacité des soldes d'opinion enregistrés dans les enquêtes auprès du commerce de détail pour prévoir la consommation des ménages, et auprès de l'industrie pour la production manufacturière.* Pour préciser la mesure des évolutions, il convient de les introduire dans des modèles économétriques intégrant les réponses à plusieurs questions. En effet, ce n'est pas toujours la question dont le libellé semble le plus proche de l'agrégat que l'on veut mesurer qui apporte le plus d'information.

Charpin (1988) note de son côté, au terme d'une étude systématique des mêmes données globales d'opinion et de réalisation d'achats et d'épargne, que *la situation financière actuelle, telle que le ménage la perçoit, constitue un bon indicateur du niveau de revenu réel* (avec un décalage de l'ordre de deux à trois trimestres et une moindre fluctuation des variables d'enquête par rapport au taux de croissance trimestrielle du revenu réel) : les opinions émises par les ménages sur leur niveau de vie peuvent donc être utilisées, au niveau macro-économique, comme un indicateur de la tendance du taux de croissance du revenu réel. De même, l'opinion sur l'opportunité de faire des achats importants apparaît comme un bon indicateur de la demande de biens durables en niveau, et les intentions d'achat de biens durables importants, automobile non comprise, un prédicteur de la tendance du taux de croissance de la demande de biens durables. *Par contre, les intentions d'épargne ne semblent pas être suivies d'effets.* Au total, l'enquête lui semble fournir des indications utiles sur les évolutions du revenu réel, de la consommation totale et de celle des biens durables, indications disponibles un à deux trimestres avant les premières publications des comptes trimestriels provisoires.

Weiserbs (1986) étudie, quant à lui, à partir des données trimestrielles britanniques de 1974 à 1984 et des modèles à correction d'erreurs, les problèmes théoriques de la conversion des réponses qualitatives en données quantitatives et celui de l'intégration directe des variables de l'enquête dans les systèmes de demande. Il conclut à un effet significatif des anticipations de revenu sur la consommation, avec, à court terme, un surajustement[4], lié aux processus d'anticipation, de la consommation des ménages aux changements de variables exogènes de revenu ou de prix. L'étude de Borie (1986) aboutit au contraire à des résultats plutôt négatifs sur la valeur prédictive des intentions d'achat au niveau macro-économique : constatant la saisonnalité de l'évolution des intentions exprimées et leurs divergences importantes par rapport aux réalisations effectives d'achat (divergences qu'elle attribue à l'importance des non-déclarations et à la trop grande proximité de l'horizon prévisionnel), elle conclut que les intentions d'achat saisies au niveau macro-économique sont inutilisables à des fins prévisionnelles, mais que, par contre, les opinions des ménages sur leur situation financière constituent de bons indicateurs de tendance pour le marché de l'automobile, en particulier comme prédicteurs des retournements de tendance.

L'Hardy (1976) note des différences de perception des indicateurs d'opinion d'une CSP à l'autre et certaines difficultés d'interprétation qui seraient dues à des problèmes de rédaction du questionnaire. Il n'y a pas lieu d'attribuer une valeur prévisionnelle aux intentions d'achat d'automobile au niveau macro-économique, mais simplement une signification d'indicateur conjoncturel concernant la situation actuelle ; il note néanmoins que les enquêtes peuvent servir à déterminer, dans certains cas, le prolongement d'une tendance ou son retournement, et qu'elles ont l'avantage de rester fiables dans les périodes de mutation des comportements ou de changements importants de leurs conditions de choix, suite à des modifications de la fiscalité ou de l'environnement économique et social qui enlèvent tout pouvoir prédictif aux modèles économétriques selon la critique de Lucas.

Glaude (1981) précise l'ensemble de ces résultats par une étude des ménages interrogés en 1977-1978 et 1978-1979. L'analyse au niveau micro-économique lui permet d'établir les lois fondamentales concernant les taux de réalisation des intentions d'achat, paramètre essentiel qui vient préciser ces intentions par leur degré de réalisme : s'établissant en moyenne à 28% pour les intentions d'achat à moyen terme (2 à 3 ans) pour l'ensemble des biens durables, elles semblent augmenter lorsque le terme annoncé est plus court, ce qui indique une certaine cohérence des intentions affichées par le ménage, les intentions d'achat à court terme étant deux fois moins nombreuses que celles à plus long terme. Le taux de réalisation est meilleur pour l'automobile (57 % pour les intentions d'achat à moins d'un an, 45 % à un horizon plus éloigné) que pour les autres biens durables. Transversalement, plus les ménages manifestent d'intentions d'achat, plus ils les réali-

sent ; malheureusement, cette relation semble peu transposable à une analyse des évolutions temporelles (on trouvera une analyse détaillée de ce problème dans Gardes et Madre, 1989).

L'étude des données individuelles d'enquête commencée par Glaude se révèle donc riche en informations complémentaires de celles obtenues par des analyses macro-économiques. Elle permet d'analyser la cohérence des réponses fournies deux ans de suite par les mêmes ménages sur leur situation financière et leur niveau de revenu (deuxième partie), puis de quantifier les anticipations de revenu afin d'isoler sa composante conjoncturelle (troisième partie), et enfin de montrer comment ce revenu non anticipé influe sur la réalisation des intentions d'achat d'automobiles (quatrième partie).

Cohérence des réponses sur la situation financière des ménages

Notre objectif est de distinguer, au niveau micro-économique, un revenu permanent anticipé et un revenu transitoire. Or, dans l'enquête de conjoncture, la question concernant l'anticipation des ressources ne porte pas sur le revenu mais sur la situation financière. Il faut tout d'abord analyser la cohérence des réponses aux différentes questions de ce thème concernant le revenu, la situation financière et l'argent mis de côté. La "situation financière" est le seul thème pour lequel le questionnaire aborde successivement la situation actuelle, son évolution perçue au cours des "six derniers mois" et l'anticipation du ménage pour "les mois qui viennent". Pour analyser la cohérence, nous sommes partis d'une logique de base très simple :

- même réponse à la situation au moment des deux enquêtes quand le ménage qualifie l'évolution de "stationnaire" ;
- glissement d'une seule case quand l'évolution est faible : "se détériore un peu" ou "s'améliore un peu" ;
- changement d'au moins deux cases quand l'évolution est nette : "nettement améliorée" ou "nettement détériorée".

Si l'on s'en tient à cette définition, les déclarations sur l'évolution de la situation financière au cours des six derniers mois sont un peu plus cohérentes (dans 50% des cas) que les anticipations (46%). On ne constate pas de différences sensibles quand ce n'est pas le même membre du ménage qui répond à l'enquêteur lors des deux enquêtes (les caractéristiques socio-économiques reportées dans l'enquête concernent toujours le chef de famille, mais la personne interrogée peut changer d'une enquête à l'autre au sein du même ménage).

La structure des réponses n'est donc pas aussi simple. Les impressions sur l'évolution récente lors de la seconde enquête dépendent davantage de la situation perçue à cette date que de celle déclarée un an auparavant (cf. tableau A1 en annexe), comme l'a déjà remarqué L'Hardy (1976). Les réponses les plus fréquentes sont :

- une nette détérioration quand la situation finale conduit le ménage à s'endetter ; en effet, quand il s'endettait déjà ou tirait sur ses réserves l'année précédente, sa situation devient inquiétante, ses capacités d'emprunt n'étant pas illimitées ;
- une faible détérioration quand il "tire sur ses réserves" sans avoir mis de l'argent de côté l'année précédente ;
- une situation stationnaire dans les autres cas, notamment quand il "boucle son budget" ou "met de l'argent de côté" ; les améliorations semblent alors peu prises en considération.

65% des réponses sur l'évolution récente suivent ce schéma. Pour les anticipations, les ménages sont prudents : la réponse la plus fréquente est presque toujours "reste stationnaire" (tableau A2 en annexe) ; 61% des réponses suivent le schéma que nous venons de présenter. On constate une *bonne concordance entre les anticipations concernant la situation financière et "mettre de l'argent de côté"* quelle que soit la situation du ménage au moment de l'enquête (tableau A3 en annexe). Selon les cas, ces deux questions pourront donc être utilisées pour modéliser les anticipations.

Remarquons enfin que la cohérence des réponses diminue quand le niveau d'étude de la personne interrogée s'élève ; ceci s'explique en partie par des réponses d'autant plus nuancées que le niveau d'études est élevé (72% d'anticipations stationnaires chez ceux qui n'ont pas poursuivi au-delà de l'école primaire, 58% chez ceux qui ont suivi des études supérieures). La cohérence est beaucoup plus uniforme en fonction du revenu par unité de consommation et croît quand le chef de ménage avance en âge.

Quantification des anticipations de revenu

On a commencé par ajuster sur données individuelles des modèles reliant l'évolution du revenu à celle du nombre d'actifs et aux anticipations du ménage (situation financière ou argent mis de côté). Pour éviter de fixer des pondérations *a priori* aux différentes modalités de réponses sur les anticipations, on a introduit pour chacune d'entre elles une variable indicatrice, ou variable muette. Les modes de codage envisageables sont limités, car l'information sur les revenus est assez pauvre : 11 tranches depuis 1987, seulement 9 avant cette date. Comme leur amplitude est d'autant plus grande que l'on s'élève dans l'échelle des revenus, les changements de tranches

n'ont pas toujours la même signification. On a donc été conduit à ajuster trois modèles différents selon le niveau de ressources déclaré par le ménage lors du premier passage de l'enquêteur (cf. tableau 1). Comme toutes les modalités de la variable d'anticipation (situation financière ou argent mis de côté) ont été retenues, les équations ont été ajustées sans terme constant ; il en résulte que les coefficients des termes d'anticipation sont tous de même signe. Pour les ménages dont les ressources sont faibles ou moyennes, c'est l'anticipation de la situation financière qui explique le mieux les variations de revenu ; par contre, en haut de l'échelle des revenus, c'est la question sur l'argent que les ménages pensent pouvoir mettre de côté, ce qui peut s'expliquer par l'importance de l'épargne chez ceux-ci. Pour les deux groupes extrêmes, toutes les modalités de la variable d'anticipation interviennent avec des coefficients croissants quand on va des prévisions les plus pessimistes vers les plus optimistes. C'est pour les revenus moyens que le modèle fonctionne le moins bien, car les anticipations apportent peu d'informations. Le tableau 1 montre que les estimations obtenues sur les appariements 1986-1987 et 1987-1988 ne sont pas significativement différentes.

L'exemple des bas revenus montre que l'introduction simultanée de la situation financière et de l'argent mis de côté améliore peu l'ajustement tout en réduisant sensiblement la significativité des coefficients.

En partant de la tranche de revenu déclarée l'année t et en calculant à partir des équations sa variation, on peut déterminer chez chaque ménage un revenu anticipé pour $t + 1$. Il a été signalé plus haut que l'anticipation majoritaire était presque toujours "reste stationnaire". Nous nous sommes donc donné pour contrainte de maintenir le coefficient de cette modalité inférieur à 0.5 pour ne pas obtenir un glissement systématique de tranche en l'absence d'effet du nombre d'actifs par le simple jeu des arrondis ; ceci nous a amenés à diminuer un peu ce coefficient chez les bas revenus en lui attribuant une valeur comprise dans son intervalle de confiance. Le revenu conjoncturel[5] (erreur d'anticipation) est calculé par différence entre ce revenu anticipé et le revenu déclaré en $t + 1$. Quand le revenu de $t + 1$ se situe une tranche au-dessus de celui de t, et que le modèle ne donne pas de changement de tranche pour le revenu anticipé, nous n'avons pas considéré qu'il s'agissait d'un revenu conjoncturel positif, pensant que le ménage pouvait avoir franchi la barre qui sépare les deux tranches par le seul jeu de l'inflation, sans amélioration de son niveau de vie.

Tableau 1 : modèles d'évolution du revenu en fonction des anticipations ajustées sur données individuelles : comparaison entre 1986-1987 et 1987-1988

			Niveau de revenu initial						
			Inférieur à 60 000 F			De 60 000 F à 120 000 F		Supérieur à 120 000 F[1]	
			1987	1988	1988	1987	1988	1987	1988
Evolution du nombre d'actifs du ménage		Coefficient	0.40	0.14	0.13	0.29	0.46	0.24	0.29
		Student	3.3	1.1	1.0	3.6	6.4	3.1	3.9
Croyez-vous que dans les mois qui viennent votre situation financière va ...	-...s'améliorer nettement ?	Coefficient	1.72	1.06	- 0.12		0.48		
		Student	4.5	2.1	- 0.2		1.6		
	- ...s'améliorer un peu ?	Coefficient	0.85	0.84	- 0.28	0.43	0.21		
		Student	5.6	4.8	- 0.8	4.3	2.2		
	- ...rester stationnaire ?	Coefficient	0.54	0.60	- 0.48	0.15	0.13		
		Student	8.6	8.6	- 1.6	3.0	2.7		
	- ...se dégrader un peu ?	Coefficient	0.40	0.32	- 0.74		0.14		
		Student	2.6	2.0	- 2.2		1.3		
	- Ne sait pas	Coefficient	0.61	0.92	- 0.86[2]		0.14		
		Student	2.9	3.2	- 2.0		0.6		
Pensez-vous réussir à mettre de l'argent de côté dans les mois qui viennent ?	- Oui, certainement	Coefficient			1.45			- 0.15	- 0.13
		Student			3.3			- 1.8	- 1.0
	- Oui, peut-être	Coefficient			1.21			- 0.24	- 0.22
		Student			3.6			- 3.5	- 2.4
	- Sans doute que non	Coefficient			0.97			- 0.28	- 0.19
		Student			3.2			- 3.5	- 1.7
	- Certainement pas	Coefficient			1.09			- 0.42	- 0.46
		Student			3.6			- 5.9	- 4.7
		R^2	0.197	0.185	0.194	0.040	0.058	0.109	0.083

Source : enquête Insée de conjoncture auprès des ménages (ménages interrogés deux fois en octobre 1986 et 1987 ou en octobre 1987 et 1988).
(1) Chacune des deux tranches de revenu supérieures à 120 000 F a été subdivisée en deux à partir de 1987. Les deux résultats ne sont pas strictement comparables. (2) Modalité "se détériorer nettement" pour ce modèle.

Revenu non anticipé et réalisation des intentions d'achat d'automobiles

Dans le tableau 2 sont indiqués la répartition de la population et la ventilation des achats, ainsi que les taux de réalisation des intentions d'achat selon le signe du revenu transitoire non anticipé par le ménage. Quatre résultats apparaissent nettement :

(i) *l'achat d'automobiles augmente avec le revenu transitoire* (de 15% à 28% par exemple pour le premier modèle de détermination du revenu anticipé), et cet accroissement est approximativement équivalent pour le passage d'un revenu transitoire négatif à un revenu nul, ou de ce dernier à un revenu positif ;

(ii) *les achats spontanés sont minimaux lorsque les anticipations de revenu sont vérifiées*, donc pour un revenu transitoire nul : ce phénomène est peut-être lié au fort pourcentage d'intentions d'achat dans cette population médiane (16% contre 11% et 14% dans les deux classes extrêmes).

Dans tous les cas, les achats spontanés sont nettement accrus pour un revenu transitoire positif par rapport à un revenu transitoire négatif ;

(iii) *le taux de réalisation des intentions d'achat annoncées l'année précédente augmente fortement avec le revenu transitoire*, spécialement pour les intentions douteuses ou négatives ; l'augmentation semble plus modérée pour les deux modalités affirmatives d'intentions d'achat ;

(iv) pour les intentions d'achat fermes, *l'augmentation du taux de réalisation est plus net quand on passe des revenus transitoires négatifs aux revenus nuls qu'entre ces derniers et les revenus positifs*, la variation inverse se vérifiant pour les trois autres modalités d'intention : ainsi, un revenu transitoire négatif semble affecter une intention ferme, alors qu'un revenu transitoire positif transforme une intention faible ou négative en un achat réalisé. On peut obtenir une estimation grossière de l'élasticité-revenu transitoire des achats d'automobiles en divisant les variations relatives de la proportion des achats par une variation relative maximale du revenu estimée à 20% pour le passage d'une classe à l'autre : pour la population percevant un revenu transitoire négatif, cette élasticité est légèrement supérieure à 1, et de l'ordre de 1.5 pour un revenu transitoire positif, valeurs compatibles avec les estimations opérées sur séries temporelles agrégées.

Nous avons aussi tenté de décrire l'évolution des revenus à l'aide d'un modèle *Logit* (sur une suggestion de J.M. Robin), mais les résultats sont moins stables entre 1986-1987 et 1987-1988 que pour le modèle ajusté sur données individuelles présenté ci-dessus. Les résultats, très structurés par les fortes variations de revenu, sont néanmoins très proches, et on ne constate aucune contradiction avec les estimations par les variables muettes pour le signe du revenu transitoire. Par ailleurs, la méthode *Logit* donne une proportion plus faible de ménages pour lesquels le revenu transitoire est négligeable.

La réalisation des intentions d'achat selon les types de population

Cette analyse compare les achats effectivement réalisés entre deux enquêtes avec les intentions manifestées en octobre t - 1. En moyenne sur la

Tableau 2 : pourcentage de réalisation de l'intention d'achat en fonction du revenu transitoire

	Enquêtes de 1984-1985 1985-1986 et 1986-1987								Enquêtes de 1987-1988			
	Mco				Modèle *Logit*				*Mco*			
	Négatif	Nul	Positif	Tous ménages	Négatif	Nul	Positif	Tous ménages	Négatif	Nul	Positif	Tous ménages
% de ménages	22	67	11	100	28	60	12	100	23	60	17	100
Achats de voiture en pour cents de ménages	15	21	28	20	16	21	27	20	19	20	28	21
Pourcentage d'achats spontanés (non annoncés en $t-1$)	68	55	70	59	64	56	66	59	53	61	73	61
Pourcentage d'intentions d'achat en $t-1$	11.4	16.3	13.3	15.0	11.9	16.5	14.3	15.0	15.0	12.8	12.5	13.3
Pourcentage pour les ménages qui ont déclaré leur intention d'achat												
Certainement	45	68	66	65	60	65	68	65	82	63	65	68
Peut-être	35	39	51	39	35	39	51	39	45	56	71	53
Peut-être non	25	27	31	27	25	27	29	27	23	25	46	26
Certainement non	10	12	21	12	10	12	19	12	10	11	21	12

Le revenu anticipé est déterminé par un ajustement sur les enquêtes de 1986 et 1987.

période 1985-1987, la proportion des ménages qui ont acheté au moins une voiture entre deux enquêtes est de :

- 66% chez ceux qui ont répondu "oui, certainement" (intention ferme) à la question sur les intentions à court terme (réalisables entre octobre *t*-1 et la fin de l'année *t*) ;
- 43% chez ceux qui ont répondu "oui, peut-être" (intention douteuse) ;
- 26% chez ceux qui ont répondu "sans doute que non" ;
- 13% chez ceux qui ont répondu "certainement pas" ;
- 23% chez ceux qui n'ont pas su répondre à cette question.

Plus l'intention est ferme, plus les ménages achètent de voitures; mais l'écart entre les deux réponses médianes ("oui, peut-être" et "sans doute que non") est comparable à celui qui les sépare des réponses extrêmes.

Intentions et achats peuvent être confrontés de deux manières :

- on vient de voir que 66% des intentions fermes et 43% des intentions douteuses se réalisent, soit 56% en moyenne si l'on regroupe ces deux modalités.
- 62% des achats ne sont pas précédés par une réponse positive à la question sur les intentions à court terme. Mais seulement 48% du total des achats correspondent à la modalité "certainement pas". A peu près autant d'achats suivent les réponses "sans doute que non" et "oui, peut-être" ; en effet, cette dernière modalité est plus souvent choisie (9% contre 6%), et on a vu que la différence en termes d'achats observés n'est pas très importante. Si l'on considère aussi les intentions à moyen terme ("dans les deux ou trois années à venir"), c'est seulement le tiers des achats qui suit deux réponses "certainement pas".

Pour ceux qui ont déclaré une intention ferme à court et à moyen terme, la *date de livraison* influe sur le pouvoir prédictif des intentions d'achat : 76% des intentions fermes réalisables avant le 1er avril de l'année *t* se sont concrétisées, 63% après cette date. En général, les intentions sont d'autant plus fermes que la date de réalisation envisagée est proche. En outre, quand on s'éloigne de l'enquête initiale, la proportion des achats spontanés augmente un peu et celle des achats réalisés à la période pour laquelle ils ont été programmés diminue sensiblement. Si la réponse aux intentions à court terme est l'une des deux modalités négatives, les taux de réalisation sont d'autant plus élevés que les intentions à moyen terme sont fermes. Enfin, les non-réponses aux questions décrivant la voiture que le ménage compte acheter sont nettement plus fréquentes quand l'intention est douteuse que lorsqu'elle est ferme.

La concordance entre intentions et achats est bien meilleure chez les jeunes que pour les ménages âgés. Cette mauvaise qualité des réponses au-delà de 50 ans n'influe heureusement pas trop sur la concordance d'ensemble puisque les achats concernés ne représentent qu'environ 30% du marché global. *La valeur prédictive des intentions est d'autant meilleure que le nombre d'actifs et le nombre d'enfants sont importants.* Toutefois, 67% des achats des ménages comportant au moins trois actifs ne suivent pas une intention déclarée ; en effet, il est difficile de collecter tous les souhaits dans des ménages complexes comportant plusieurs personnes économiquement autonomes.

Tableau 3 : groupes homogènes quant à la réalisation des intentions d'achats

Intentions d'achat à :		Date de commande envisagée	Pourcentage de ménages acheteurs	Pourcentage d'achats	Pourcentage de ménages
1 an	2 ou 3 ans				
Oui, certainement	oui, certainement	avant fin mars	76	5.2	1.3
Oui, certainement	oui, certainement	après le 1er avril	63	4.6	1.4
Oui, certainement	autres réponses[1]	[2]	62	12.3	3.9
Oui, peut-être	oui	exprimé	54	4.8	1.7
Oui, peut-être	oui	N.S.P.[1]	46	8.7	3.7
Certainement pas Sans doute non	oui, certainement		31	6.2	3.9
Sans doute non	autres réponses		22	7.5	6.7
Certainement pas	oui, peut-être		23	5.2	4.5
Certainement pas	sans doute non		17	7.4	8.6
Certainement pas	certainement pas		11	35.5	61.9
Autres combinaisons de réponses			21	2.6	2.4
Ensemble			19	100.0	100.0

Source : enquêtes Insée de conjoncture auprès des ménages d'octobre 1983 à 1987.
(1) La date de commande est seulement précisée quand le ménage a l'intention d'acheter une voiture neuve.
(2) Y compris intentions fermes à court et à long terme et non-réponse sur la date de commande.

Tableau 4 : réalisation des intentions d'achat d'automobile

		Achats pour 100 ménages	Pourcentage d'achats spontanés	Intentions pour 100 ménages	Pourcentage d'intentions réalisées
Ensemble		20	62	13.3	56
Age du chef de ménage	moins de 30 ans	26	58	20.5	54
	30 à 39 ans	28	56	21.1	58
	40 à 49 ans	26	62	17.1	58
	50 à 59 ans	21	69	10.9	59
	60 à 69 ans	11	69	6.1	51
	70 ans ou plus	5	77	2.8	38
Revenu par unité de consommation	Quartile pauvre	17	77	8.9	45
	Deuxième quartile	17	65	10.1	58
	Troisième quartile	21	63	14.2	54
	Quartile aisé	27	46	22.0	62
	Non déclaré	20	66	9.6	63
Dernier établissement d'enseignement fréquenté	Primaire (ou aucun)	13	76	6.0	51
	Secondaire	24	60	15.6	60
	Technique Commercial	27	56	20.2	58
	Supérieur	26	48	24.1	55
Equipement en automobile	Sans voiture	4	66	4.5	30
	Une seule voiture	22	63	14.6	57
	Deux voitures	32	60	19.9	64
	Trois voitures ou plus	37	64	25.0	50
Age de la plus vieille des voitures du ménage[1]	3 ans ou moins	20	60	12.9	63
	de 4 à 8 ans	24	62	16.2	57
	de 9 à 13 ans	29	60	19.3	60
	14 ans ou plus	29	68	16.5	54
	N.D. ou sans voiture	4	66	4.6	33

Sources : enquêtes Inséé de conjoncture auprès des ménages d'octobre 1984 à 1987.
(1) Parmi les deux premières ; les suivantes, non décrites dans l'enquête, ont été acquises depuis plus longtemps que la seconde.

Les achats spontanés sont d'autant moins fréquents que le niveau de vie du ménage (revenu par unité de consommation) *et le niveau de diplôme de son chef sont élevés*. Par contre, les variations du taux de réalisation des intentions d'achat sont plus complexes ; les minima s'observent chez le quart le plus pauvre (45%) ou chez ceux qui n'ont pas poursuivi leurs études au-delà de l'école primaire (51%), mais aussi chez les ménages dont le chef a suivi des études supérieures (55%). Chez les jeunes et surtout chez les plus âgés, c'est pour ceux qui se sont arrêtés aux études secondaires que les intentions d'achat se concrétisent le plus souvent.

En fonction de la catégorie socio-professionnelle du chef de ménage, *les résultats sont d'autant meilleurs que les achats sont fréquents ;* on notera seulement chez les agriculteurs plus de 80% d'achats spontanés et seulement 40% d'intentions réalisées. La réalisation des intentions d'achat est d'autant plus cohérente que le ménage a un plus grand nombre de voitures ; toutefois, on retrouve chez les ménages qui ont trois voitures ou plus la difficulté de saisir les intentions d'achat observées également chez les ménages complexes (trois actifs, ...). Lors des renouvellements, les intentions se réalisent plus souvent chez les multi-équipés (64%) que chez les mono-équipés (51%) ; les achats spontanés sont plus fréquents pour la seconde voiture (75%) que pour la première (46%). L'accroissement de l'équipement du ménage est plus souvent précédé de la déclaration d'une intention d'achat que le renouvellement d'une voiture. Ceci suggère qu'un bon nombre de remplacements sont liés à des pannes. En effet, la part des achats spontanés croît en fonction de l'âge du véhicule remplacé (de 57% quand celui-ci a moins de 4 ans à 69% quand il a 14 ans ou plus). La perception que le ménage a de cette probabilité de panne se traduit par une attirance vers les réponses médianes : 14% d'intentions douteuses et 17% de "sans doute

que non" quand la voiture remplacée a de 9 à 13 ans. Cette perception s'émousse quand ce véhicule est plus ancien (7% d'intentions douteuses et 15% de "sans doute que non").

L'impression donnée par la lecture des séries chronologiques est que *le taux de réalisation des intentions à court terme est stable depuis 1982*, et que la part des achats spontanés tend à diminuer. Il semble donc légitime de retenir des pondérations fixes pour synthétiser l'information sur les intentions d'achat au niveau macro-économique (c'est ce que nous avons fait dans Gardes et Madre, 1989).

Au terme de cet article, revenons sur la robustesse de la quantification des variables qualitatives : deux méthodes différentes (*Logit* et variables indicatrices) classent à peu près de la même manière les ménages selon le signe de leur revenu conjoncturel. Par ailleurs, sur l'exemple de l'automobile, nous avons montré que cette composante conjoncturelle du revenu a une nette influence sur la réalisation des intentions d'achat. Tous ces travaux n'ont pu porter que sur une période récente, compte tenu de la nécessité de réviser périodiquement les tranches où le ménage doit situer son revenu. Par ailleurs, la nature qualitative des données (classes de revenu, modalités discrètes des réponses aux questions sur les perceptions et les anticipations) limite nécessairement les analyses à des études de type qualitatif. Nous allons maintenant montrer, dans un deuxième article, comment se forment les anticipations dans un domaine où le questionnaire est resté stable depuis au moins quinze ans : l'évolution des prix.

Notes

(1) Aux Universités de Paris I, Paris II, Paris X, à l'ENS Cachan, à l'Université Laval (Québec), aux colloques de micro-économie appliquée (Orléans, 1989, Montréal, 1990, Caen 1991), aux colloques internationaux sur les données de panel (Ensaé, 1990), et de micro-économie appliquée (Sfax, 1990), au congrès de l'European Economic Asssociation (Cambridge, 1991).

(2) Même si les démonstrations se situent plutôt dans la perspective d'une mesure de l'évolution d'un phénomène auquel concourent toutes les unités interrogées (revenu macro-économique considéré comme la somme des revenus de chaque ménage), plutôt que d'une évaluation de l'évolution d'une variable relativement exogène pour les ménages interrogés (niveau général des prix).

(3) Même s'il est vrai que la conservation de la moitié de l'échantillon pour deux enquêtes successives peut améliorer un peu l'estimation pour des variables assez stables au cours du temps.

(4) C'est-à-dire une variation conjoncturelle de la variable expliquée plus forte que celle que prédit le modèle.

(5) Cette définition ne coïncide pas avec celle de Modigliani-Friedman, qui est la différence entre revenu courant et revenu permanent estimé sur séries temporelles.

Annexe

Tableau A1 : évolution de la situation financière au cours des six derniers mois

... octobre 1986	Situation financière "actuelle" déclarée en... ... octobre 1987					
	S'endette	Tire sur ses réserves	Boucle son budget	Met de l'argent de côté		Ensemble
				un peu	pas mal	
S'endette	-93 -	-55 -	-2 =	69 =	*nd* (=)	-24
Tire sur ses réserves	(-122) (- -)	-79 -	-21 =	0 =	(50) (+)	-39
Boucle juste son budget	-122 -	-69 -	-23 =	13 =	(67) (+)	-25
Met un peu d'argent de côté	(-63) (-)	-63 =	-21 =	4 =	14 =	-10
Met pas mal d'argent de côté	(-133) (- -)	*nd* (=)	(-11) (=)	21 =	(75) (=)	13
Ensemble	-104	-69	-22	9	33	-21

Unités : réponse modale (la plus fréquente) et moyenne pondérée des réponses à la question :
"Depuis six mois, votre situation financière s'est-elle ?" en comptant et en notant :
+ 200 "nettement améliorée" (+ +) ; + 100 pour "un peu améliorée" (+) ; 0 pour "est restée stationnaire" (=) ; - 100 pour "un peu dégradé" (-) ;
- 200 pour "nettement dégradé" (- -). Les chiffres entre parenthèses correspondent à moins de dix ménages interrogés.
Sources : enquêtes Inséé de conjoncture auprès des ménages d'octobre 1986 et 1987.

Tableau A2 : cohérence des anticipations sur la situation financière et sur "mettre de l'argent de côté"

	Situation financière "actuelle"					
	S'endette	Tire sur ses réserves	Boucle son budget	Met de l'argent de côté		Ensemble
				un peu	pas mal	
Evolution anticipée :						
. s'améliore nettement	(- 64)	(25)	29	80	(150)	35
. s'améliore un peu	- 86	- 62	- 28	70	(150)	- 10
. reste stationnaire	- 119	- 90	- 80	45	127	- 35
. se dégrade un peu	- 132	- 113	- 112	8	*nd*	- 81
. se dégrade nettement	(- 150)	- 130	- 148	(- 75)	*nd*	- 137
Ensemble	- 111	- 87	- 78	43	134	- 39

Unité : moyenne pondérée des réponses à la question : "Pensez-vous réussir à mettre de l'argent de côté dans les mois qui viennent ? "
en comptant :
+ 150 pour "oui, certainement" ; + 50 pour "oui, peut-être" ; - 50 pour "sans doute que non" ; - 150 pour "certainement pas".
Les chiffres entre parenthèses correspondent à moins de dix ménages interrogés.
Source : enquête Inséé de conjoncture auprès des ménages d'octobre 1986.

Tableau A3 : anticipation de la situation financière

Octobre 1986	Situation financière "actuelle" déclarée en : Octobre 1987					
	S'endette	Tire sur ses réserves	Boucle son budget	Met de l'argent de côté		Ensemble
				un peu	pas mal	
S'endette	13	(-73)	5	77	*nd*	7
Tire sur ses réserves	(33)	-13	-10	21	(100)	-6
Boucle juste son budget	-15	-6	-8	8	(0)	-6
Met un peu d'argent de côté	(0)	3	-2	2	20	1
Met pas mal d'argent de côté	(167)	*nd*	(-29)	21	(63)	32
Ensemble	6	-3	-7	7	33	-2

Unité : moyenne pondérée des réponses à la question : "Croyez-vous que dans les mois qui viennent votre situation financière va ?" en comptant :
+ 200 pour "s'améliorer nettement" ; + 100 pour "s'améliorer un peu ; 0 pour "rester stationnaire" ; - 100 pour "se dégrader un peu" ;
- 200 pour "se dégrader nettement". Les chiffres entre parenthèses correspondent à moins de dix ménages interrogés.
Sources : enquête Inséé de conjoncture auprès des ménages d'octobre 1986 et 1987.

Les anticipations des ménages dans les enquêtes de conjoncture de l'Inséé

II- Comment se forment les anticipations d'inflation ?

François Gardes(*)

Jean-Loup Madre(**)

De nombreux travaux empiriques ont été menés concernant les anticipations de prix des ménages, principalement dans les pays anglo-saxons, où les hypothèses de rationalité et les divers processus de formation des anticipations ont été testés sur des séries temporelles agrégées ou sur les indicateurs agrégés d'anticipation construits à partir d'enquêtes auprès des agents économiques (par exemple le panel d'experts constitué par Livingston aux Etats-Unis). Ces analyses reçoivent un intérêt particulier aujourd'hui pour la poursuite des recherches concernant l'indexation des salaires. Ces estimations sur séries temporelles macro-économiques ont fourni des résultats contrastés, tantôt favorables, tantôt défavorables aux hypothèses de rationalité, sans que l'on puisse clairement attribuer aux propriétés réelles des séries ou aux biais d'agrégation le caractère positif ou négatif de ces tests. On trouvera une analyse critique détaillée de ces travaux dans l'ouvrage de Prat (1988).

Comme nous étudions un phénomène instable, l'approche économétrique sur séries temporelles agrégées est difficile à utiliser, car elle suppose la stabilité des modèles durant des sous-périodes suffisamment longues pour fournir le nombre d'observations requis afin que les estimations des coefficients soient correctes. De plus, les anticipations ne figurent pas parmi les données macro-économiques habituellement disponibles.

Il a donc semblé important de mener une analyse des études antérieures à partir de données micro-économiques fournissant des informations directes sur les anticipations des agents. Les enquêtes de conjoncture de l'Inséé ont été utilisées en série longue (1972-1988) pour tester les hypothèses d'absence de biais, d'orthogonalité et d'efficience des anticipations d'inflation, et pour estimer les divers processus d'anticipation (adaptatif, extrapolatif...). On a comparé les résultats de ces tests à ceux que l'on peut par ailleurs opérer sur des séries agrégées, puis analysé le changement des processus d'anticipation de l'inflation en fonction du niveau ou de la variabilité de l'inflation.

On commencera par étudier les relations qualitatives entre prix perçus et anticipés, puis on proposera diverses quantifications permettant d'analyser plus précisément les propriétés de rationalité et d'estimer divers processus d'anticipation. Le fait de n'être pas contraint par une description discrète des évolutions de la variable étudiée (les prix réalisés que l'on compare aux anticipations et aux perceptions étant en effet les indices de prix agrégés) a permis de mener des analyses quantitatives beaucoup plus précises que pour les revenus des ménages, rassemblés en un nombre limité de classes(2).

(*) Professeur à l'Université Paris I (Lamia) - Crédoc
(**) Directeur de Recherche à l'Inrets - Crédoc

Cette recherche a été conduite avec le concours financier du SERT (Ministère des transports), du Commissariat général du Plan et du Comité des constructeurs français d'automobiles. Nous remercions G.Abraham-Frois, R. Batchelor, P. Combris, A. d'Autume, P. et B. Fortin, M. Glaude, H. Kempf, G.Lafay, S. Langlois, L. Lévy-Garboua, P. L'Hardy, J. Mairesse, P. Montmarquette, B. Munier, I. Peaucelle, G. Prat, J.M. Robin, A. Scannavino, P. Sevestre, A. Trognon pour leurs suggestions faites au cours de plusieurs séminaires(1) ainsi que le rédacteur en chef de la publication par ses conseils finaux. Nous remercions vivement les deux rapporteurs anonymes de cet article pour leurs très utiles suggestions.

Etude qualitative : analyse des tableaux de contingence

Les modèles classiques postulent que l'anticipation $PF(t)$ formulée en t est fonction de celle qui a été exprimée à la période précédente $PF(t-1)$ ainsi que de l'évolution perçue des prix passés $PP(t)$ entre t - 1 et t ou $PP(t-1)$ entre t - 2 et t - 1. Cette relation multivariée :

$$PF(t-1), PP(t) \text{ et } PP(t-1) \Rightarrow PF(t),$$

peut être simplifiée en se ramenant à des modèles bivariés que l'on peut repérer statistiquement en examinant les relations univariées entre l'un des deux déterminants et l'anticipation $PF(t)$ une fois fixée la valeur de l'autre déterminant. De tels tableaux de contingence ont été construits sur l'appariement des enquêtes 1987-1988 :

- pour le modèle *adaptatif* :

$$PF(t-1) \text{ et } PP(t) \Rightarrow PF(t),$$

en fixant $PP(t)$ à l'une de ses 6 modalités, puis en fixant $PF(t-1)$;

- pour le modèle *extrapolatif* :

$$PP(t-1) \text{ et } PP(t) \Rightarrow PF(t),$$

en fixant successivement chacun des deux prix perçus.

On peut analyser sur ces tableaux la relation qui s'établit, toutes choses égales par ailleurs, entre l'un des déterminants et l'anticipation, et fournir un premier test partiel des deux modèles. C'est un test négatif : le modèle pour lequel l'une des deux liaisons positives n'apparaîtrait pas clairement serait réfuté. On ne fait aucune hypothèse de quantification des réponses qualitatives.

L'analyse peut être directe ou se faire de manière plus synthétique par un test du χ^2, qui présente l'inconvénient de repérer la dissymétrie de la relation entre les deux variables sans en préciser le sens ; c'est l'analyse directe qui l'indiquera.

(i) pour les quatre premières modalités (correspondant à la quasi-totalité de la population), les χ^2 sont toujours supérieurs au χ^2 limite correspondant au niveau de confiance de 99% : les tableaux de contingence accusent donc une dissymétrie qui prouve qu'une relation statistique existe entre les variables considérées ;

(ii) le *processus adaptatif est légèrement mieux établi que le processus extrapolatif* (ceci apparaît clairement sur les χ^2 divisés par la population enquêtée, comme sur les χ^2 totaux moyens du tableau A1 (en annexe 1), supérieurs de 16 % pour le processus adaptatif) ; ce résultat est important, car les méthodes quantitatives exposées par la suite se prêtent mal à la vérification du modèle extrapolatif ;

(iii) le lien entre les prix passés et les prix futurs anticipés en t (supposé par les processus adaptatifs et régressifs) est plus fort que celui qui existe entre les prix futurs déclarés en t - 1 et ceux qui sont déclarés en t (lien correspondant à une inertie des anticipations), ou que celui qui apparaît entre les prix passés en t - 1 et les prix futurs en t : il semble donc exister une *forte dépendance entre l'inflation anticipée et celle qui est perçue au même moment*, comme s'étant réalisée depuis six mois, observation qui concorde avec les résultats obtenus par L'Hardy (1976).

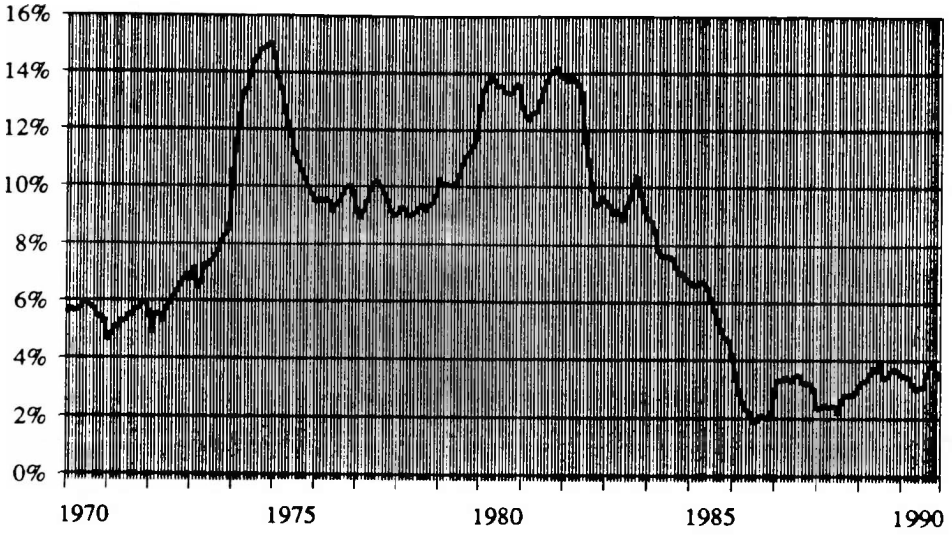
Par l'examen direct des tableaux de contingence, on constate que les corrélations entre les variables correspondent à ce que prédisent les deux modèles. Dans les deux premiers tableaux du modèle adaptatif par exemple, les fréquences conditionnelles correspondant à $PP(t)$ en ligne et $PF(t)$ en colonne indiquent la détermination de la seconde variable par la première, les pics correspondant aux couples de modalités identiques des deux variables et les distributions étant assez régulièrement unimodales, bien que les réponses 1 à 3 aux deux questions ne soient pas formulées de la même manière. On peut donc conclure que les relations entre les anticipations et leurs déterminants que prédisent les modèles extrapolatif et adaptatif sont plutôt démontrées par cette analyse directe des données qualitatives. Leur quantification va permettre de mesurer plus précisément la forme de ces relations.

Comment quantifier les réponses sur l'évolution des prix ?

Au cours des deux dernières décennies, l'inflation a connu des évolutions très contrastées en France. Dans une première phase (1973-1983), les prix ont augmenté à un rythme voisin de 10% par an, avec des pics voisins de 15% à la suite des chocs pétroliers; après une phase de décélération relativement courte, la hausse s'est établie au voisinage de 3% par an depuis 1985. Nous allons voir comment les ménages ont anticipé et perçu ces évolutions du niveau général des prix.

Revenons d'abord au questionnaire de l'enquête de conjoncture dont un extrait figure en annexe de l'article précédent. Les réponses 1 à 3, qui modulent les impressions sur l'augmentation des prix, sont libellées en termes de niveaux pour le jugement porté sur le passé récent (question 5), tandis que l'anticipation (question 6) est exprimée en variations par rapport au jugement précédent ; il en résultera une difficulté particulière de codage quand on voudra rapprocher l'anticipation manifestée lors de la première enquête avec le jugement porté sur le passé récent lors de la seconde. Comme le jugement sur le

Graphique 1 : taux d'inflation mensuel (lissé sur 5 mois)



France 1970.01-1989.12

passé récent porte sur les "six derniers mois", nos modèles ont été ajustés sur des séries semestrielles à partir des enquêtes de mai et novembre ; les coefficients des équations doivent donc être doublés si l'on prend comme référence des rythmes annuels d'inflation.

Coder de manière mécanique ou par des variables indicatrices...

La technique de quantification de réponses qualitatives la plus fréquemment utilisée consiste à pondérer chacune des modalités qualitatives en conservant la hiérarchie des réponses dans le système de poids, par exemple à l'aide d'une échelle arithmétique de + 2 à - 2 pour une réponse à cinq modalités hiérarchisées. La mesure de Theil (différence entre les pourcentages de réponses à la première et à la dernière modalité), très largement utilisée dans l'analyse des questionnaires qualitatifs, correspond à une telle quantification (avec des poids 1 et - 1 pour ces deux modalités extrêmes, et 0 pour les modalités intermédiaires).

On a appliqué cette *quantification mécanique* en attribuant des poids de + 3 à - 1 aux cinq modalités de prix perçus (en centrant l'échelle sur la modalité "restent stables"), puis en ajoutant 1.0 ou - 1 à ces prix perçus selon que le ménage prévoit une accélération, la stabilité ou une décélération de l'inflation. On obtient ainsi une première quantification mécanique, Ia.

On a ensuite *optimisé ces pondérations* en introduisant des variables indicatrices (quantification Ib). Soit :

- $x(i,t)$ le pourcentage de réponses à la modalité i des prix perçus l'année t ;

- $p(t)$ l'inflation observée, définie par le glissement semestriel des prix à la consommation.

Sur la période mai 1974 - mai 1989, on a ajusté par les *Mco* le modèle suivant de manière à minimiser l'écart quadratique entre l'inflation observée et la hausse des prix perçue par les ménages :

$$p(t) = \sum_i b(i)\, x(i,t) + u(t).$$

Comme la hausse des prix est passée en peu de temps d'un rythme annuel supérieur à 9% à un rythme voisin de 3%, nous avons considéré séparément deux sous-périodes. On obtient :

- de novembre 1974 à novembre 1983, en corrigeant l'autocorrélation par l'introduction comme régresseur supplémentaire du résidu passé $u(t-1)$ d'un premier ajustement[3] :

$$p = \underset{(1.7)}{3.0}\, AMOY + \underset{(9.1)}{7.8}\, ABCP + \underset{(1.6)}{0.38}\, u(t-1)$$

$$R^2 = 0.526,\ DW = 2.241 ;$$

- de mai 1984 à mai 1989 :

$$p = \underset{(2.3)}{1.8}\, AMOY + \underset{(6.4)}{6.7}\, ABCP$$

$$R^2 = 0.898,\ DW = 1.98.$$

AMOY est la proportion des ménages jugeant que les prix ont "moyennement augmenté" ;

ABCP est la proportion de ceux qui estiment qu'ils ont "beaucoup augmenté".

La valeur à attribuer à la modalité "un peu augmenté" n'est pas significativement différente de 0, valeur que nous avons affectée à "les prix ont peu varié" ; les non-réponses et la réponse "les prix ont légèrement diminué" sont trop rarement cités pour qu'on puisse leur attribuer une valeur. On remarquera que les jeux de poids que fournissent ces ajustements satisfont à la hiérarchie naturelle des réponses, mais avec des valeurs relatives d'une modalité à l'autre

nettement différentes de l'échelle arithmétique adoptée pour la quantification mécanique (Ia).

Bien que l'on ne puisse pas affirmer en toute rigueur que les coefficients estimés sur les deux sous-périodes sont très significativement différents, nous avons retenu les formulations séparées. En effet, contrairement à ce que l'on aurait pu craindre, elles rendent mieux compte que la formule unique de la décélération rapide des prix intervenue dans les années 1983- 1985. Par ailleurs, le ralentissement de l'inflation s'est traduit surtout par un glissement des premières modalités (les prix ont beaucoup augmenté...) vers les suivantes ; il n'apparaît toutefois pas illogique que les normes implicites de hausse rapide ou moyenne des prix aient été révisées en baisse quand on est passé d'une période de forte inflation à une période de faible hausse des prix. Ce passage a été rapide : nous n'avons pu mettre en évidence de dérive linéaire significative des coefficients en fonction du temps.

Comme la dispersion des anticipations rend difficile une appréhension qualitative, nous allons tenter de les quantifier en partant des évaluations de l'inflation perçue que nous venons de proposer. Pour ce faire, nous allons chercher les valeurs qu'il faut attribuer aux différentes modalités de réponse à la question sur les anticipations pour minimiser le biais entre anticipation en t - 1 et hausse des prix perçue en t. Cette hypothèse, sur laquelle repose la quantification des anticipations, n'est pas trop lourde, puisque *le biais est minimisé globalement sur la quinzaine d'années d'observation ;* ceci autorise l'apparition de biais temporaires, comme on le verra au début du paragraphe suivant. Comme l'intensité de l'inflation a beaucoup varié au cours de la période étudiée, on a introduit des constantes différentes d'année en année (variables indicatrices C73 à C88). Par contre, on a imposé une valeur fixe aux autres coefficients, après avoir montré que leurs variations entre des sous-périodes contrastées n'étaient pas significatives.

L'ajustement a été opéré sur l'ensemble du fichier, soit sur près de 40 000 ménages. On obtient :

$$PP(t) = C(t) + \underset{(55.6)}{0.268}\, PP(t-1) + \underset{(12.4)}{0.66}\, HPR$$

$$+ \underset{(11.5)}{0.48}\, HAR + \underset{(3.6)}{0.17}\, HMR$$

$$R^2 = 0.796$$

où $PP(t)$ et $PP(t-1)$ sont les prix perçus par chaque ménage, quantifiés comme on l'a indiqué au paragraphe précédent, les autres variables étant des indicatrices correspondant aux différentes réponses à la question sur l'anticipation :

HPR pour "une hausse plus rapide" ;

HAR pour "une hausse aussi rapide" ;

HMR pour "une hausse moins rapide".

La modalité "les prix resteront stationnaires", absente des équations pour éviter la multi-colinéarité, est implicitement affectée du coefficient 0 ; la réponse "les prix vont légèrement diminuer", rarement choisie, ne s'en distingue pas significativement. Enfin, le tableau 1 fournit la liste des constantes.

Tableau 1 : constantes du modèle de calibrage des anticipations, de 1972-3 à 1989-90

	Coefficient	*t* de Student
C73	4.47	67.8
C74	4.60	70.3
C75	3.08	46.2
C76	4.24	67.3
C77	2.88	45.3
C78	3.11	49.0
C79	3.98	62.2
C80	3.87	59.6
C81	3.91	60.1
C82	1.46	22.8
C83	2.93	47.1
C84	2.17	35.8
C85	0.73	11.3
C86	0.54	8.9
C87	0.69	11.4
C88	0.61	10.2
C89	0.98	16.0
C90	1.33	21.6

Sources : enquêtes Insée de conjoncture auprès des ménages.

L'équation ci-dessus ne suit pas au pied de la lettre la formulation des questions. Pour ce faire, il aurait fallu imposer au coefficient de $PP(t-1)$ la valeur 1 quand une hausse des prix est anticipée et la valeur 0 quand la stabilité ou une légère baisse sont attendues ; on aurait aussi dû imposer 0 comme coefficient à *HAR* (hausse aussi rapide). L'ajustement de cette équation conduit à attribuer à *HPR* et *HMR* des coefficients de même signe ce qui est illogique. Nous avons donc rejeté cette formulation et adopté l'équation ci-dessus pour quantifier les anticipations (quantification Ib).

... ou en supposant que les réponses suivent une loi normale

Cette seconde méthode de quantification repose sur l'hypothèse que les réponses des ménages à chacune des questions concernant les prix passés et les prix anticipés sont distribuées selon des lois normales. Cette méthode, utilisée en particulier par Ménil-Bhalla (1975) pour des données macro-économiques, est exposée en détail dans l'ouvrage de Prat (1988, pp.27-72). On se contentera d'en exposer brièvement le principe et de montrer comment nous l'avons adaptée à la quantification de données individuelles.

A la proportion a de ménages choisissant, pour la question sur les prix perçus au cours des six derniers mois (question 5), la première modalité ("ont beaucoup augmenté"), est associé le seuil s_1 tel que PROBA $(\pi > s_1) = a$; pour les modalités 3, 4 et 5 ("peu augmenté, peu varié ou légèrement diminué"), la proportion de ménages c est associée à un seuil $s_2 < s_1$.

On pose alors :

$$s_1 = \pi_n + \delta$$

$$s_2 = \pi_n - \delta ,$$

où π_n est un taux d'inflation moyen observé au cours des n périodes précédentes ($n = 1.3$ ou 5 ans dans nos estimations) et δ un seuil de perception fixé à 2% . En notant z_1 et z_2 les seuils de la loi normale réduite correspondant aux seuils s_1 et s_2 de la loi normale de moyenne π et d'écart type σ_π, on peut déterminer le taux d'inflation moyen perçu pour l'ensemble de la population :

$$pp = \pi_n + 2 (z_1 + z_2 / z_1 - z_2) ,$$

et son écart type :

$$\sigma_{pp} = 2\delta / (z_1 - z_2)$$ (voir Prat, 1988, pp.64-72).

A chaque modalité de réponse pourra donc être associé le taux d'inflation correspondant de la distribution normale : pour la première modalité par exemple, ce taux d'inflation sera, $pp(t) + s' \sigma(t)$ étant le seuil médian de cette première modalité (correspondant à la proportion $a(t)/2$). Chaque ménage se verra donc attribuer un taux d'inflation perçu correspondant à la modalité de réponse qu'il a choisie ; *ce faisant, une certaine information est perdue, celle de la dispersion des ménages entre les seuils extrêmes de la modalité d'inflation passée qu'ils ont choisie.*

Une même quantification peut être effectuée pour l'inflation anticipée, mais le choix du taux d'inflation moyen anticipé par la population sur laquelle porte l'enquête pose problème ; il semble a priori normal de choisir, pour chaque ménage, l'inflation passée qu'il a annoncée dans la question précédente, puisque l'anticipation d'inflation repérée par la question 6 doit être située pour le ménage "par rapport à ce qui se passe actuellement". Dans cette première hypothèse (quantification IIa), on ajoutera donc à $PP_i(t)$ le seuil $sa_i(t)$ correspondant à la modalité choisie par le ménage pour cette question 6. En fait, ce centrage des anticipations n'est justifié que dans la mesure où la distribution des réponses à la question 6 est indépendante des réponses à la question 5 sur l'inflation passée perçue. Il est évident qu'une telle indépendance des distributions 5 et 6 est peu plausible, ce que prouve un examen des distributions correspondant à la sixième question pour chacune des modalités de réponse à la question précédente.

Une seconde hypothèse (quantification IIb) consiste à centrer toutes les distributions 6, pour une quelconque réponse à la question 5, sur l'inflation passée perçue moyenne $PP(t)$, ce qui fournit le taux d'inflation anticipé par le ménage i :

$$PA_i(t) = \overline{PP}(t) + sa_i(t) .$$

Ce faisant, on perd quelque information sur la dispersion des distributions propres à chaque modalité de réponse à la question 5, mais les populations contrôlées par cette réponse 5 sont trop peu nombreuses pour que l'utilisation de leurs distributions propres soient licites. In fine, les propriétés de ce second centrage semblent plus réalistes que celles du premier centrage.

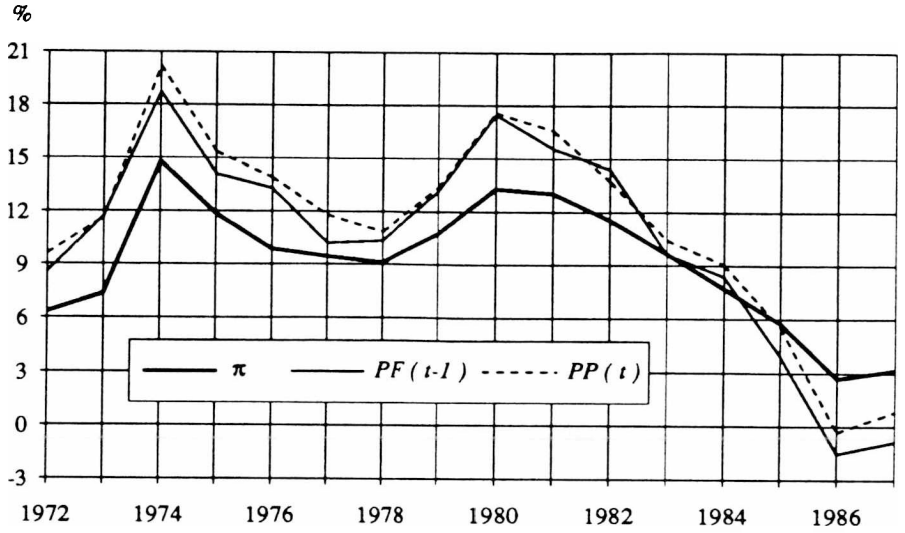
On verra dans le paragraphe suivant que les deux types de quantification précédemment décrits donnent des résultats assez proches pour les différentes propriétés des taux d'inflation perçus et anticipés. Il a donc semblé inutile d'utiliser d'autres quantifications possibles, décrites dans Gardes-Madre (1990d).

Le graphique 2 indique l'évolution, depuis 1972, de l'inflation perçue et anticipée. On y observe les deux pics de 1974 et 1981, puis la désinflation continue de 1982 à 1986 : ces deux mouvements sont bien suivis par les indicateurs agrégés de prix perçus *PP* et anticipés *PF* construits par la deuxième méthode. On constate même un surajustement des pics, puis du mouvement de désinflation. Le décalage qui apparaît temporairement entre inflation perçue et anticipée (par exemple entre 1974 et 1977 ou après 1983, l'inflation perçue dépassant de quelque 1.5 point l'inflation anticipée), correspondent à des erreurs d'anticipation assez persistantes dont on verra l'effet dans les modèles estimés plus loin. On notera que les séries d'inflation calculées par Prat (cf. graphique 3), comme celles qu'on peut déduire d'un simple ajustement du taux d'inflation sur les proportions de réponses fournies dans les *Informations Rapides de l'Inséé* et les *Bulletins statistiques* de la Cée, sont beaucoup plus étales et suivent moins bien les retournements que nos séries - dont on rappellera qu'elles sont calées, comme celles de Prat, sur les taux d'inflation moyens passés, ce qui diminue leur intérêt au niveau macro-économique.

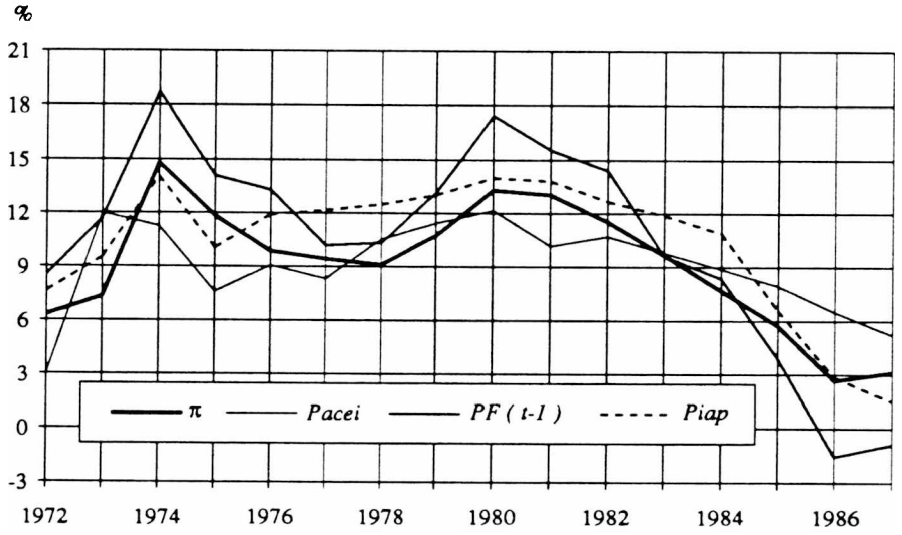
Les anticipations ainsi quantifiées sont-elles rationnelles ?

On a pu effectuer certains tests élémentaires de rationalité des anticipations sans prétendre en fournir une analyse complète par des méthodes appropriées aux panels de données qualitatives du type de celles utilisées par Gouriéroux-Pradel (1986) et Ivaldi

Graphique 2 : taux d'inflation observée (π), anticipée (*PF*), perçue (*PP*)



Graphique 3 : différents taux d'inflation anticipée



(π) = taux d'inflation observée ;
PF (*t* − 1)= anticipation d'inflation calculée sur nos donnnées ;
Pacei = anticipation calculée à partir des soldes d'opinion publiés dans les statistiques de la Cée ;
Piap : anticipation calculée par Prat (1988, p.452).

(1991), qui nécessitent pour un test d'efficience un suivi des ménages sur trois périodes au moins.

Le test d'absence de biais (ou test d'anticipation exacte) dépend essentiellement du mode de quantification des données, l'adoption d'une échelle et de son origine intervenant dans ce biais (cf. l'encadré 2 du premier article). La quantification mécanique (Ia) fait apparaître un biais net : coefficients de *PF* (*t*) de l'ordre de 0.2, significativement différents de l'unité, R^2 moyen de 0.064, constante très significativement non nulle. Ce résultat peut être largement attribué au caractère non optimal de cette quantification.

Pour la première méthode de quantification, avec calcul des poids par régression (Ib) , nous avons mesuré les anticipations de manière à minimiser l'écart entre hausse des prix prévue et ressentie globalement sur les 16 années étudiées ; il n'est donc pas étonnant que l'absence de biais soit assez bien vérifiée année par année (cf. tableau 2). Le coefficient du prix anticipé est généralement proche de 1, mais s'en écarte sensiblement avant 1976 et en 1986-1987 ; c'est seulement pour ces quelques années que la constante est significativement différente de 0.

La seconde quantification fournit au contraire des résultats sensiblement différents, qui ne semblent pas entachés de la même erreur systématique : le tableau 3, correspondant au centrage des anticipations individuelles autour du prix perçu moyen par l'ensemble de la population (IIb), montre que les coefficients des prix anticipés sont compris entre 0.08 et 0.45 et non proches de l'unité, et que la constante est significativement non nulle : *un biais est donc apparent, mais la liaison statistique ainsi détectée semble très faible* (le coefficient de corrélation linéaire R^2 ne dépasse jamais 0.045 et s'établit en moyenne à 0.02) ; en ce sens, on peut conclure à une absence de biais significatif.

Tableau 2 : test de non-biais (quantification Ib)

	a	t_a	b	t_b	R^2
1973	0.997	2.5	0.875	14.4	0.084
1974	2.107	5.8	0.723	13.7	0.061
1975	- 1.150	- 2.4	1.221	13.5	0.063
1976	0.164	0.5	1.000	18.2	0.104
1977	- 0.788	- 1.9	1.160	14.2	0.085
1978	0.135	0.4	0.976	14.8	0.082
1979	0.216	0.6	0.984	16.5	0.098
1980	- 0.548	- 1.5	1.114	18.0	0.108
1981	0.630	1.7	0.916	14.4	0.071
1982	0.083	0.3	0.961	12.8	0.056
1983	- 0.312	- 1.1	1.076	17.4	0.095
1984	0.365	1.4	1.078	15.5	0.096
1985	0.113	0.8	0.945	15.1	0.092
1986	0.184	1.9	0.872	15.0	0.093
1987	- 0.276	- 2.8	1.199	18.8	0.139
1988	- 0.079	- 0.8	1.056	16.6	0.119
1989	- 0.384	- 2.8	1.217	16.4	0.117
1990	- 0.669	- 4.0	1.309	17.3	0.125

Variable à expliquer : la hausse des prix constatée en t ;
Variable explicative : son anticipation en t - 1 ;
$PP(t) = a + b\,PF(t-1)$.
Sources : enquêtes Inséé de conjoncture auprès des ménages.

Tableau 3 : test de non-biais (quantification IIb)

	a	t_a	b	t_b	R^2
1973	10.842	31.0	0.085	2.1	0.002
1974	18.627	68.5	0.114	4.9	0.008
1975	10.934	19.9	0.230	7.9	0.022
1976	10.840	22.7	0.209	6.2	0.013
1977	8.576	23.3	0.217	7.3	0.024
1978	8.521	27.9	0.183	6.2	0.015
1979	11.080	31.8	0.204	6.1	0.015
1980	14.540	29.4	0.212	5.6	0.012
1981	13.933	20.2	0.146	3.7	0.005
1982	9.751	17.5	0.224	6.3	0.014
1983	8.508	24.1	0.113	4.7	0.008
1984	6.143	15.8	0.283	7.1	0.022
1985	1.554	4.1	0.452	10.3	0.045
1986	-1.563	-8.9	0.355	8.8	0.034
1987	1.140	12.7	0.264	8.6	0.033
1988	-0.256	-3.1	0.238	7.1	0.024
1989	1.717	15.9	0.282	7.0	0.024
1990	1.829	22.6	0.222	5.4	0.014

Variable à expliquer : la hausse des prix constatée en t ;
Variable explicative : son anticipation en t - 1 ;
$PP(t) = a + b\,PF(t-1)$.
Sources : enquêtes Insée de conjoncture.

Le biais apparaît plus net pour le centrage des anticipations sur les prix perçus par l'individu lui-même (IIa) ; la corrélation est significative (moyenne des R^2 de 0.085, la constante demeurant non nulle et le coefficient du prix anticipé autour de 0.2 (comme dans l'ajustement précédent). On peut donc conclure que l'absence de biais n'est pas démontrée pour ces données individuelles (on notera d'ailleurs que Jonung (1984, p.964), dans l'une des rares études sur données individuelles considère que la forte variabilité des données individuelles interdit pratiquement tout test d'absence de biais sur ce type de données), alors même que leur agrégation en une série temporelle unique fournit une estimation de la même équation (pour la quantification IIb) sur données annuelles agrégées (1973-1987) :

$$PP(t) = \underset{(0.61)}{1.14} + \underset{(5.81)}{0.91}\,PF(t-1)$$

$$R^2 = 0.71\,,\ DW = 1.50\,,$$

qui indique plutôt l'absence de biais (constante non significativement différente de 0, coefficient de l'anticipation proche de 1), ce qui est probablement lié à la multicolinéarité des séries temporelles de prix agrégés (toutes les séries agrégées de prix perçus ou anticipés suivent en effet des évolutions proches de celle de l'inflation réelle). Ceci montre que *les résultats obtenus sur les données agrégées peuvent ne pas correspondre aux véritables phénomènes qu'indiquent les estimations sur données individuelles.*

Tableau 4 : test de l'hypothèse d'efficience : quantification mécanique (Ia)

	a	t_a	b	t_b	R^2
1973	2.43	31.9	- 0.73	- 25.5	0.222
1974	2.30	30.7	- 0.72	- 26.7	0.197
1975	2.01	18.6	- 0.67	- 17.6	0.102
1976	2.42	41.3	- 0.74	- 32.0	0.264
1977	1.94	19.1	- 0.64	- 17.0	0.117
1978	2.21	33.3	- 0.72	- 27.0	0.230
1979	2.28	40.0	- 0.77	- 33.0	0.301
1980	1.99	32.3	- 0.69	- 29.1	0.241
1981	2.08	32.3	- 0.72	- 29.7	0.245
1982	1.24	13.3	- 0.60	- 16.9	0.094
1983	1.39	32.9	- 0.59	- 30.0	0.237
1984	1.83	30.5	- 0.70	- 27.3	0.247
1985	1.24	19.9	- 0.69	- 25.9	0.230
1986	1.10	23.3	- 0.60	- 24.3	0.213
1987	0.90	22.6	- 0.49	- 19.9	0.154
1988	0.92	22.1	- 0.46	- 18.4	0.143
1989	1.08	28.8	- 0.52	- 22.3	0.192
1990	1.18	27.0	- 0.48	- 19.0	0.145

Variable à expliquer : l'erreur sur l'anticipation en t ;
Variable explicative : la hausse des prix constatée en t - 1 ;
$PP(t) - PF(t-1) = a + b\,PP(t-1)$.
Sources : enquêtes Inséé de conjoncture.

Tableau 5 : hypothèse d'efficience (quantification IIb)

	a	t_a	b	t_b	R^2
1973	0.781	3.3	0.251	10.3	0.045
1974	6.857	25.2	0.137	5.9	0.012
1975	- 6.368	- 13.9	0.146	6.4	0.015
1976	- 3.531	- 11.4	0.215	10.8	0.039
1977	- 2.782	- 7.9	0.130	5.2	0.012
1978	- 0.697	- 3.0	0.080	4.2	0.007
1979	1.349	6.0	0.146	7.2	0.020
1980	1.300	5.0	0.225	11.7	0.049
1981	- 4.027	- 11.0	0.178	8.6	0.026
1982	- 5.359	- 12.6	0.190	7.4	0.020
1983	- 7.358	- 25.2	0.234	11.3	0.043
1984	- 2.559	- 10.4	0.181	7.9	0.027
1985	- 4.750	- 20.7	0.196	8.0	0.028
1986	- 4.883	- 32.3	0.147	6.4	0.018
1987	2.336	27.6	0.200	8.8	0.034
1988	0.194	2.2	0.210	8.8	0.036
1989	3.037	33.9	0.248	10.8	0.054
1990	1.277	14.1	0.249	10.5	0.050

Variable à expliquer : l'erreur sur l'anticipation en t ;
Variable explicative : la hausse des prix constatée en t - 1 ;
$PP(t) - PF(t-1) = a + b\,PP(t-1)$.
Sources : enquêtes Inséé de conjoncture.

Tableau 6 : hypothèse d'efficience (quantification IIa)

	a	t_a	b	t_b	R^2
1973	10.361	43.2	- 0.749	- 30.7	0.293
1974	18.457	67.8	- 0.863	- 37.3	0.325
1975	13.832	30.1	- 0.854	- 37.5	0.341
1976	11.769	38.0	- 0.785	- 39.3	0.351
1977	11.118	31.6	- 0.870	- 34.7	0.357
1978	11.103	48.2	- 0.920	- 48.4	0.489
1979	12.149	53.8	- 0.854	- 42.2	0.414
1980	14.600	56.3	- 0.775	- 40.4	0.380
1981	13.473	36.8	- 0.822	- 39.4	0.364
1982	11.141	26.2	- 0.810	- 31.7	0.267
1983	6.342	21.7	- 0.766	- 37.0	0.322
1984	7.841	32.0	- 0.819	- 36.0	0.364
1985	4.310	18.8	- 0.804	- 33.0	0.327
1986	0.667	4.4	- 0.853	- 36.9	0.383
1987	2.036	24.0	- 0.800	- 34.9	0.368
1988	1.004	11.3	- 0.790	- 33.0	0.347
1989	-	-	- 0.752	-	-
1990	-	-	- 0.751	-	-

Variable à expliquer : l'erreur sur l'anticipation en t ;
Variable explicative : la hausse des prix constatée en t - 1 ;
$PP(t) - PF(t-1) = a + b\,PP(t-1)$.
Sources : enquêtes Inséé de conjoncture.

Le *test d'efficience* des anticipations ne peut être effectué sur ce type de données qu'en repérant les variables connues au niveau individuel qui influenceraient significativement les erreurs d'anticipation; certaines questions de l'enquête relatives à l'évolution du niveau de vie des Français ou du chômage, ou encore aux anticipations de sa situation financière par le ménage, pourraient être utilisées dans cette optique. On s'est contenté ici d'établir l'effet des prix perçus en t - 1 sur l'erreur d'anticipation en t.

Pour la quantification mécanique, cette influence apparaît clairement, et l'efficience restreinte aux valeurs passées de la variable anticipée ne semble donc pas vérifiée : le tableau 4 montre que $PP(t-1)$ intervient négativement, avec des coefficients de l'ordre de - 0.7 et un R^2 moyen de 0.20 ; la seconde quantification fournit également des coefficients significatifs de $PP(t-1)$, mais positifs de l'ordre de 0.2 à 0.3, les R^2 étant beaucoup plus faibles pour le centrage des anticipations sur le prix perçu moyen (cf. tableau 5), mais assez élevés pour le centrage sur le prix perçu individuel (cf. tableau 6).

On est donc autorisé à conclure qu'*une certaine inefficience des anticipations existe sur les données individuelles, alors qu'elle n'apparaît pas sur données agrégées*, comme l'indique l'ajustement suivant (données annuelles agrégées, 1973-1987, quantification IIa) :

$$PP(t) - PF(t-1) = \underset{(0.70)}{-0.11}\,PP(t-1) + \underset{(0.73)}{1.50}$$

$R^2 = 0.03$, $DW = 1.46$.

Cette différence des tests de rationalité opérés sur données individuelles ou sur données agrégées pose le problème du poids à accorder aux tests des hypothèses d'anticipation rationnelles, pour la plupart réalisés sur séries temporelles agrégées.

Estimation des processus d'anticipation

Nous nous proposons de tester les modèles adaptatif, régressif (adopté en particulier par Keynes, ce processus suppose que l'agent économique tend à anticiper un retour de la variable anticipée vers une valeur d'équilibre de longue période) et extrapolatif. Pour la clarté de l'exposé, nous les présenterons d'abord séparément, puis nous les intégrerons dans un modèle global afin de mesurer leur intensité relative en évolution au cours du temps. Ce dernier test, apparemment plus complet, présente des risques de colinéarité entre les variables. La présentation de chaque modèle garde donc tout son intérêt.

Pour les enquêtes de 1987 et de 1988 et la quantification Ib, nous avons sélectionné par régression pas à pas les meilleurs modèles expliquant d'une part

Tableau 7 : modèle adaptatif en niveau (quantification Ib)

	b	t_b	c	t_c	R^2
1973	1.019	512.8	0.285	49.3	0.937
1974	0.989	695.0	0.302	61.4	0.904
1975	0.909	599.6	0.280	102.0	0.961
1976	1.011	496.4	0.279	57.0	0.936
1977	0.913	392.8	0.276	71.6	0.956
1978	0.978	355.0	0.281	61.9	0.963
1979	1.026	429.0	0.279	54.2	0.964
1980	0.994	494.8	0.269	59.9	0.963
1981	0.979	496.0	0.285	64.2	0.940
1982	0.806	309.1	0.272	94.5	0.955
1983	1.001	344.6	0.281	65.4	0.962
1984	0.916	267.0	0.290	68.4	0.967
1985	0.717	178.0	0.291	78.7	0.928
1986	0.753	123.3	0.300	64.0	0.891
1987	0.865	134.0	0.274	55.0	0.883
1988	0.852	120.7	0.283	53.0	0.879
1989	0.963	152.6	0.265	51.4	0.910
1990	1.027	179.7	0.252	47.5	0.920

Variable à expliquer : l'anticipation en t ;
Variables explicatives : l'anticipation en t - 1 et l'erreur d'anticipation $PP(t) - PF(t-1)$
$PF(t) = a + b\,PF(t-1) + c\,(PP(t) - PF(t-1))$.
Le R^2 est celui du modèle avec terme constant.
Sources : enquêtes Inséé de conjoncture auprès des ménages.

Tableau 8 : modèle adaptatif en évolution (quantification Ib)

	a	t_a	b	t_b	R^2
1973	0.196	15.6	0.282	50.4	0.538
1974	- 0.026	- 2.6	0.299	60.3	0.573
1975	- 0.439	- 48.2	0.279	90.7	0.763
1976	0.156	12.8	0.277	57.9	0.557
1977	- 0.352	- 27.4	0.275	64.1	0.673
1978	0.012	0.9	0.282	61.1	0.620
1979	0.254	19.2	0.277	56.4	0.570
1980	0.049	4.1	0.267	59.8	0.583
1981	- 0.051	- 4.2	0.284	62.6	0.604
1982	- 0.571	- 47.9	0.273	73.4	0.674
1983	0.137	10.8	0.280	66.7	0.620
1984	- 0.170	- 11.7	0.280	60.1	0.625
1985	- 0.454	- 34.7	0.293	54.3	0.583
1986	- 0.167	- 13.1	0.306	50.6	0.555
1987	- 0.019	- 1.7	0.270	49.4	0.543
1988	- 0.010	- 0.8	0.282	47.8	0.541
1989	0.105	9.3	0.265	52.2	0.585
1990	0.220	18.5	0.253	51.4	0.572

Variable à expliquer : l'évolution de l'anticipation $PF(t) - PF(t-1)$;
Variable explicative : l'erreur d'anticipation $PP(t) - PF(t-1)$;
$PF(t) - PF(t-1) = a + b\,(PP(t) - PF(t-1))$.
Sources : enquêtes Inséé de conjoncture auprès des ménages.

l'anticipation formulée en 1988 (pour 1989), d'autre part l'évolution de cette anticipation entre 1987 et 1988. Nous avons exclu a priori les facteurs intervenant dans le calcul des variables à expliquer : les prix perçus en t pour l'anticipation à la même date et l'évolution du prix perçu pour celle des anticipations. On s'interdit ainsi de tester un modèle extrapolatif ; il semble d'ailleurs que la hausse des prix constatée en t - 1 influe fort peu sur l'anticipation formulée en t.

La procédure pas à pas montre que *les meilleures formulations déterminant les anticipations, tant à une date donnée qu'en évolution, sont les modèles adaptatifs* (cf. tableaux 7 et 8). Dans les deux cas, c'est l'erreur d'anticipation (différence entre l'inflation perçue en t et l'anticipation formulée en t - 1) qui a le meilleur pouvoir explicatif. Le coefficient de l'anticipation dans le modèle en niveau et la constante dans le modèle en évolution expriment la manière dont les ménages reconduisent leurs anticipations d'une année sur l'autre ou les modifie de manière discontinue (indépendamment de l'erreur d'anticipation). Assez souvent ils ne prévoient pas de variation substantielle de l'inflation (coefficient de l'anticipation proche de 1, constante non significativement différente de 0). Le résultat le plus frappant est l'anticipation de la désinflation : perceptible dès 1982, elle est particulièrement marquée en 1985-1986 et s'estompe ensuite. La période de forte inflation avait aussi connu des anticipations de ralentissement de la hausse des prix (1975 et 1977), même si elles étaient moins marquées. Enfin, les ménages ont plus rarement anticipé une accélération de l'inflation (1973, surtout 1979-1980 et 1983).

Processus simples

Le modèle extrapolatif peut être estimé, sur un horizon de deux années, par l'ajustement du prix anticipé en t sur les prix passés perçus en t et t - 1. Pour la première quantification Ib, la définition du prix anticipé à partir des prix perçus entraîne un effet mécanique qui biaise l'estimation ; la quantification mécanique (Ia) est soumise à un même type de biais puisque l'inflation anticipée est la somme de l'inflation perçue et de l'indicateur d'anticipation quantifiant la réponse à la sixième question. La quantification IIa (équivalente pour ce processus à la quantification IIb) n'est pas soumise à ce biais et permet d'observer (cf. tableau 9) une corrélation positive (R^2 moyen de 0.056), avec un coefficient de $PP(t)$ plus élevé (0.11 contre 0.03) et plus significatif (t moyen de 9.5 contre 2.9) que celui de $PP(t-1)$; par ailleurs, il semble que les effets des deux prix passés se compensent d'une année à l'autre :

$$a_t = -0.85\,a_{t-1} + 0.14$$

$$R^2 = 0.17\,.$$

Tableau 9 : modèle extrapolatif (quantification IIa)

	a	t_a	b	t_b	c	t_c	R^2
1973	11.063	79.6	0.010	0.9	0.054	5.1	0.014
1974	17.322	63.3	0.071	5.4	0.042	3.2	0.017
1975	11.359	47.3	0.028	2.6	0.144	14.2	0.078
1976	9.837	41.6	0.075	5.5	0.100	7.3	0.041
1977	8.298	43.1	0.011	0.9	0.135	11.1	0.060
1978	8.821	63.8	0.049	5.3	0.107	9.7	0.060
1979	11.676	78.6	0.055	5.6	0.073	7.1	0.043
1980	15.322	85.8	0.029	3.1	0.078	7.9	0.034
1981	14.417	54.1	- 0.011	- 0.8	0.103	8.1	0.024
1982	13.482	46.3	0.056	3.4	0.006	0.5	0.004
1983	7.859	61.5	0.027	3.3	0.122	13.9	0.078
1984	6.636	56.0	0.039	3.8	0.145	14.9	0.113
1985	2.783	25.1	0.031	2.6	0.150	14.4	0.103
1986	- 1.509	- 16.4	0.009	0.6	0.190	14.0	0.088
1987	- 0.929	- 19.9	0.031	2.3	0.156	11.5	0.079
1988	- 1.731	- 36.0	0.043	3.1	0.130	9.3	0.064
1989	0.177	4.1	0.028	2.5	0.117	10.5	0.071
1990	2.089	35.4	0.003	0.2	0.066	4.4.	0.011

Variable à expliquer : l'anticipation en t ;
Variable explicative : les hausse des prix constatée en t - 1 et en t ;
$PF(t) = a + b\,PP(t-1) + c\,PP(t)$.

Tableau 10 : modèle adaptatif en différence (quantification IIb)

	γ	t_γ	β	t_β	R^2
1973	2.714	46.0	0.207	16.7	0.113
1974	4.364	34.6	0.365	26.8	0.210
1975	- 3.466	- 57.6	0.321	27.6	0.229
1976	- 1.638	- 33.8	0.224	16.6	0.094
1977	- 1.908	- 35.2	0.351	25.0	0.238
1978	0.262	6.1	0.331	26.3	0.231
1979	2.204	41.6	0.263	21.9	0.167
1980	3.107	53.2	0.207	19.1	0.125
1981	- 1.294	- 27.3	0.214	16.8	0.098
1982	- 0.826	- 11.4	0.142	10.1	0.037
1983	- 3.105	- 47.2	0.415	38.3	0.349
1984	- 1.037	- 24.4	0.274	23.8	0.207
1985	- 3.770	- 63.2	0.235	19.2	0.148
1986	- 4.342	- 53.7	0.276	19.3	0.154
1987	- 0.034	- 0.5	0.340	24.4	0.224
1988	- 1.052	- 18.3	0.315	21.6	0.194
1989	1.253	19.4	0.249	19.4	0.163
1990	1.647	24.9	0.193	12.6	0.074

Variable à expliquer : l'évolution des anticipations ;
Variable explicative : l'erreur de prévision commise en t - 1 pour l'inflation en t :
$EPA(t) = PP(t) - PF(t-1)$;
$d\,PF = \gamma + \beta\,EPA(t)$.

La hausse des prix perçue en t a un coefficient a_t élevé lors des modifications importantes du rythme d'inflation (1975-1978, 1981, 1983-1987) ; ceci prouve que *l'anticipation ne se définit pas simplement par une extrapolation régulière des mouvements de prix passés, mais qu'elle donne plus ou moins de poids à ces mouvements passés selon qu'ils présentent une grande continuité ou qu'ils subissent au contraire des ruptures.*

Les modèles régressifs supposent la définition d'un taux d'inflation de référence $\bar{\pi}$ vers lequel tendront les anticipations, et qu'il est difficile de définir a priori et de supposer constant (ce taux de référence correspond en effet à l'équilibre de longue période d'une théorie de l'inflation et peut n'être pas stationnaire). Si l'on fait l'hypothèse de sa constance, ce modèle peut être estimé par l'équation :

$$PF(t) - PP(t) = \mu[\bar{\pi} - PP(t)],$$

ou encore par l'ajustement de $PF(t)$ sur $PP(t)$ et une constante. La quasi nullité du coefficient de $PP(t-1)$ dans les modèles extrapolatifs pour les quantifications Ia et Ib permettrait d'interpréter ces ajustements comme ceux de modèles régressifs, avec un paramètre faible (0.006 en moyenne), si la négativité de la constante n'indiquait pas une inflation de référence irréaliste. Pour la seconde quantification (IIa), l'ajustement extrapolatif du tableau 7 (où le coefficient de $PP(t-1)$ est de l'ordre du tiers du

Tableau 11 : modèle adaptatif en niveau (quantification IIb)

	$1-\beta$	$t_{1-\beta}$	β	t_β	R^2
1973	1.245	172.8	0.325	25.0	0.961
1974	1.185	131.6	0.598	51.9	0.977
1975	0.793	263.6	0.239	21.8	0.980
1976	0.876	263.2	0.196	14.9	0.963
1977	0.822	201.7	0.282	21.5	0.956
1978	1.003	240.0	0.336	26.5	0.962
1979	1.166	222.9	0.360	29.2	0.974
1980	1.198	259.8	0.296	26.4	0.986
1981	0.920	343.6	0.194	15.4	0.980
1982	0.927	198.4	0.105	7.4	0.950
1983	0.725	173.9	0.269	26.9	0.953
1984	0.871	208.6	0.242	22.1	0.953
1985	0.509	84.0	0.159	15.0	0.823
1986	-0.057	-3.0	0.222	15.3	0.256
1987	0.410	20.5	0.113	8.9	0.174
1988	0.527	20.1	0.157	9.7	0.173
1989	0.191	-	0.137	13.4	0.087
1990	0.525	-	0.277	17.0	0.164

Variable à expliquer : l'anticipation en t ;
Variables explicatives : l'anticipation en t - 1 et la hausse des prix constatée en t ; $PF(t) = (1-\beta)\,PF(t-1) + \beta\,PP(t)$.

coefficient de $PP(t)$) fournit au contraire un coefficient de l'ordre de 0.9 et des taux d'inflation de référence (constante / μ) assez réalistes. On peut néanmoins considérer que ceci ne constitue pas un test adéquat d'un modèle régressif dont il faudrait spécifier la loi d'évolution de l'inflation de référence.

L'examen du *modèle adaptatif simple* (à deux périodes) est beaucoup plus intéressant :

$$PF(t) = (1 - \beta)\,PF(t-1) + \beta\,PP(t)$$

$$= PF(t-1) + \beta\,EPA(t),$$

où $EPA(t) = PP(t) - PF(t-1)$ est l'erreur de prévision commise en $t-1$ pour l'inflation en t. Cette équation a été estimée en niveau sans contraindre les paramètres à se sommer à un, puis en différence :

$$dPF = \beta\,[PP(t) - PF(t-1)] + \gamma,$$

avec γ nul ou quelconque.

Le codage Ia entraîne un effet mécanique qui fixe β autour de l'unité, car dPP est contenu dans chacun des termes de l'équation ; le codage Ib fournit au contraire une valeur de β voisine de 0.3, dont la trop grande stabilité nous semble également due à un effet mécanique (qui se traduit par un R^2 trop élevé pour des données individuelles). La quantification IIa pose également un problème de multicolinéarité qui fixe β à l'unité ; en corrigeant cette multicolinéarité, on obtient des coefficients de l'ordre de 0.8, avec des ajustements contenant, en plus de l'erreur d'anticipation, le différentiel de l'inflation passée telle qu'elle est perçue.

La quantification IIb (cf. tableaux 10 et 11) fournit au contraire une valeur de β de l'ordre de 0.3 à 0.5 avec des R^2 corrects et une variation significative des coefficients (de 0.2 à 0.4 pour la première estimation, de 0.2 à 0.8 pour la seconde) : l'ajustement en niveau vérifie l'additivité à un des coefficients de $PF(t-1)$ et $EPA(t)$, avec une forte diminution du premier pendant la période de désinflation postérieure à 1982 ; l'ajustement en différence montre que le coefficient de l'erreur d'anticipation est particulièrement élevé pendant les périodes caractérisées par une modification importante du rythme d'inflation (1974-1975, 1983, 1985-1986) et faible pendant les paliers inflationnistes (1979-1982).

Au total, les estimations sans effet mécaniques indiquent une valeur du coefficient β de l'ordre de 0.3 à 0.5, toujours nettement inférieure à l'unité (cf. tableau 12).

Processus mixtes

Lorsqu'on introduit le différentiel des taux d'inflation perçus comme régresseur supplémentaire d'un modèle adaptatif (cf. tableau 13), son coefficient apparaît significativement négatif et celui de l'erreur d'anticipation augmente sensiblement (moyenne à 0.35) ; ces deux coefficients semblent par ailleurs évoluer inversement, ce qui prouve qu'*un élément régressif semble gouverner les anticipations à côté de l'élément adaptatif* (notons que cet élément régressif n'apparaît pas pour la première quantification).

Le mélange systématique des trois processus, préconisé par Prat (pp.118-132) à la suite de Frenkel et Curtin, en proportions α_1, α_2, α_3, fournit l'équation suivante :

$$PF(t) - PP(t) = (\alpha_1\,\gamma - \alpha_3)\,dPP$$

$$- \alpha_2\,PP(t) + \alpha_3\,[PP(t) - PF(t-1)] + \alpha_2\,\mu\,\bar{\pi}$$

Tableau 12 : valeurs moyennes du R^2 et du coefficient de correction de l'erreur d'anticipation selon le mode de quantification

Quantification	β	R^2
Ia	0.68	0.90
Ib	0.28	0.68
IIa	0.84	0.08
IIb(*)	0.28	0.18
IIb(**)	0.52	-

(*) en différence première avec constante
(**) idem sans constante

Tableau 13 : déterminants régressifs (quantification IIb)

	α	t_α	β	t_β	γ	t_γ	R^2
1973	2.747	46.9	0.275	18.2	- 0.110	- 7.6	0.137
1974	5.411	40.3	0.501	32.9	- 0.257	- 16.9	0.286
1975	3.923	59.4	0.435	31.6	- 0.182	- 14.3	0.236
1976	- 1.785	- 34.9	0.297	18.5	- 0.122	- 8.2	0.116
1977	- 2.232	- 37.3	0.454	27.7	- 0.175	- 11.3	0.284
1978	0.119	2.6	0.396	27.2	- 0.104	- 8.5	0.256
1979	2.278	43.0	0.332	23.2	- 0.109	- 8.5	0.191
1980	3.259	53.6	0.259	20.5	- 0.089	- 7.9	0.145
1981	- 1.300	- 27.4	0.238	14.9	- 0.035	- 2.4	0.101
1982	- 1.152	- 15.5	0.306	16.6	- 0.231	- 13.3	0.098
1983	- 3.416	- 53.2	0.510	44.6	- 0.206	- 18.6	0.422
1984	- 1.121	- 25.5	0.334	23.0	- 0.089	- 6.7	0.223
1985	- 3.899	- 63.0	0.311	19.0	- 0.103	- 7.0	0.167
1986	- 4.401	- 47.5	0.291	15.6	- 0.021	- 1.2	0.153
1987	- 0.060	- 0.9	0.390	23.6	- 0.090	- 5.4	0.236
1988	- 1.194	- 18.8	0.366	20.9	- 0.089	- 5.1	0.206
1989	1.260	19.7	0.302	19.6	- 0.093	- 6.3	-
1990	1.612	24.1	0.230	12.1	- 0.062	- 3.4	-

Variable à expliquer : l'évolution des anticipations ;
Variables explicatives : l'erreur de prévision en période précédente et l'évolution des perceptions de prix passés ;
$dPF(t) = \alpha + \beta\,EPA(t) + \gamma\,dPP(t)$.

pour des processus spécifiés comme suit :

Extrapolatif (proportion α_1) :

$PF(t) - PP(t) = \gamma\, dPP$

ou $PF(t) = \gamma_1 PP(t) + \gamma_2 PP(t-1)$.

Régressif (proportion α_2) :

$PF(t) - PP(t) = \mu(\bar{\pi} - PP(t))$

Adaptatif (proportion α_3) :

(1) $PF(t) - PP(t)$

$= -dPP + \beta[PP(t) - PF(t-1)]$,

(2) $dPF = \beta[PP(t) - PF(t-1)]$,

les mélanges de couples de processus s'écrivant de la même manière.

Lorsque l'on compare les trois processus en les écrivant de la même manière, avec la variable expliquée $PF(t)$, le processus extrapolatif est mal estimé ($R^2 = 0.056$, contrainte des paramètres non vérifiée), le processus régressif fournit un R^2 moyen de 0.052 et $\mu = 0.89$, le processus adaptatif apparaissant comme le plus nettement vérifié avec un R^2 moyen de 0.076.

Le mélange des processus régressifs et adaptatifs (cf. tableau 14) mène aux résultats suivants :

- pour la quantification IIb, α_2 est presque unitaire (en moyenne 0.7), et donc, si le coefficient de régressivité ne dépasse pas l'unité, le processus régressif est très influent ($\alpha_2 = 70$ %) ;
- en second lieu le coefficient de correction d'erreur est nettement inférieur à l'unité (si l'on suppose α_3 de l'ordre de 30 %). Si l'on fixe par exemple $\beta = 0.28$, valeur obtenue dans les estimations séparées du processus adaptatif, on obtient $\mu = 0.95$ et $\alpha_2 = 0.77$, $\alpha_3 = 0.23$. Dans l'hypothèse où les deux processus auraient un poids équivalent ($\alpha_2 = \alpha_3 = 0.5$), on obtiendrait : $\beta = 0.67$, $\mu = 1.46$, ce qui indique un processus régressif très puissant ;
- la coexistence des processus adaptatif et régressif est sans doute marquée par la prédominance de l'un ou l'autre des processus selon les périodes, en même temps que par un mélange de populations adoptant chacune l'un des deux processus.

Nous allons terminer cette étude en analysant l'évolution des comportements adaptatifs avec l'évolution inflationniste.

Tableau 14 : processus mixte régressif / adaptatif (quantification IIb)

	c	t_c	$\alpha_3(\beta-1)$	$t_{\alpha_3(\beta-1)}$	$-\mu\alpha_2$	$t_{-\mu\alpha_2}$	R^2	α_3 (a)	μ (a)	α_3 (b)	μ (b)	β (b)
1973	10.144	47.9	- 0.140	- 6.8	- 0.819	- 36.0	0.782	0.18	0.99	0.34	1.23	0.58
1974	16.464	52.3	- 0.131	- 8.0	- 0.818	- 40.5	0.655	0.21	1.03	0.65	2.37	0.80
1975	9.005	28.7	- 0.165	- 10.5	- 0.702	- 40.3	0.737	0.24	0.93	0.71	2.43	0.77
1976	6.954	19.0	- 0.290	- 12.1	- 0.614	- 23.6	0.631	0.37	0.98	0.39	1.01	0.36
1977	6.863	29.2	- 0.143	- 8.4	- 0.736	- 37.9	0.718	0.22	0.94	0.27	0.99	0.47
1978	7.920	41.2	- 0.142	- 8.7	- 0.749	- 40.4	0.738	0.21	0.95	0.21	1.05	0.33
1979	10.501	48.7	- 0.157	- 8.9	- 0.757	- 39.2	0.762	0.21	0.96	0.38	1.23	0.59
1980	12.975	46.0	- 0.207	- 11.0	- 0.714	- 35.5	0.784	0.26	1.02	0.60	1.19	0.66
1981	10.509	21.9	- 0.223	- 8.7	- 0.684	- 24.6	0.673	0.28	0.97	0.32	1.61	0.30
1982	11.514	28.2	- 0.194	- 7.8	- 0.819	- 30.6	0.694	0.23	1.06	0.25	1.09	0.21
1983	7.218	39.7	- 0.067	- 5.9	- 0.805	- 58.6	0.786	0.11	0.91	0.29	1.13	0.77
1984	5.645	30.1	- 0.138	- 7.4	- 0.709	- 36.2	0.780	0.19	0.88	0.21	0.91	0.33
1985	1.991	10.8	- 0.127	- 5.8	- 0.723	- 32.4	0.764	0.17	0.87	0.46	1.37	0.72
1986	- 2.291	- 20.6	- 0.191	- 7.5	- 0.638	- 24.0	0.650	0.26	0.87	1.00	-	0.83
1987	- 0.646	- 11.6	- 0.178	- 9.5	- 0.671	- 32.5	0.683	0.27	0.92	0.27	0.92	0.34
1988	- 1.553	- 31.2	- 0.167	- 8.2	- 0.702	- 31.1	0.689	0.24	0.93	0.23	0.92	0.24
1989	0.408	7.4	- 0.145	- 7.4	- 0.744	- 35.8	0.782	- 0.22				
1990	2.073	34.9	- 0.189	- 6.9	- 0.758	- 25.8	0.687	0.23				

(a) β = valeur obtenue dans le tableau 10 ;
(b) β = valeur obtenue dans l'ajustement adaptatif en différence sans constante.
Variable à expliquer : l'écart entre anticipation des prix futurs et perception des prix passés ;
Variables explicatives : l'erreur d'anticipation et la perception des prix passés en t ;
$PF(t) - PP(t) = c + \alpha_3(\beta-1)EPA(t) - \mu\alpha_2 PP(t)$.

Modification du comportement adaptatif selon le niveau ou la variabilité de l'inflation

La variabilité de l'inflation peut être mesurée de différentes manières :
- par la variation mensuelle sur une ou plusieurs années (variabilité courte) ;
- par le changement des taux d'inflation moyens annuels (variabilité longue) en basant les indicateurs de variabilité sur les écarts types ou sur des différentiels absolus.

Le premier type de variabilité (intra-annuel) peut être mesuré par les coefficients de variation des taux mensuels calculés sur 12 ou 36 mois (CV12, CV36) ou par le rapport de la moyenne des variations absolues d'un mois à l'autre sur l'inflation moyenne (s_2).

La seconde variabilité (interannuelle) est mesurée par le rapport de la moyenne des écarts absolus entre l'inflation moyenne annuelle et celle des trois dernières années sur cette dernière, (s_5), ou par l'écart absolu des inflations annuelles consécutives $|d\pi|$.

On observe des corrélations, entre ces deux types d'indicateurs, qui conduisent à choisir CV12 et s_5 pour les représenter. Ces deux variabilités se somment en la dispersion totale, sur 36 mois, des taux mensuels, mesurée par son écart type σ_{36} .

Pour la quantification IIb, on observe graphiquement de très bonnes corrélations entre les coefficients β (estimation en différence avec constante) de l'erreur d'anticipation et chacun des deux types de variabilité, les discordances entre β et une des deux variabilités étant résolue par l'explication du coefficient β par l'autre type de variabilité ; par exemple le pic de β en 1974 ou sa variation après 1984, mal expliqués par la variabilité courte, le sont par la variabilité longue.

Les ajustements, pour la période 1973-1988, du coefficient β de cette quantification IIb sur le niveau d'inflation annuel π , son différentiel ($d\pi$) et les indicateurs de variabilité font apparaître les points qui suivent.

(i) La variabilité totale σ_{36} et le différentiel d'inflation $d\pi$ (variables non corrélées) ont un effet massif sur le niveau du coefficient β :

$$\beta = \underset{(2.51)}{93.5}\,\sigma_{36} + \underset{(3.88)}{35.0}\,d\pi + \underset{(0.56)}{0.05}$$

$$R^2 = 0.679\,,\ DW = 1.65\,;$$

alors que la corrélation de β avec le niveau d'inflation est moins claire :

$$\beta = \underset{(1.20)}{78.43}\,\sigma_{36} + \underset{(1.19)}{13.4} + constante$$

$$R^2 = 0.376\,,\ DW = 1.32\,;$$

(la corrélation de β avec le seul σ_{36} atteignant déjà 31%).

(ii) L'influence des évolutions de la variabilité de l'inflation σ_{36} est prépondérante, comme l'indiquent les bêtas des diverses variables explicatives :

$$\beta(\sigma_{36}) = 43\,121 > \beta(\pi) = 1\,270\,;$$

$$\beta(\sigma_{36}) = 29\,293 > \beta(d\pi') = 2\,652\,.$$

L'influence de σ_{36} sur les évolution de β est 11 à 25 fois plus grande ;
(iii) la décomposition de la variabilité entre ses composantes courte et longue n'est pas claire, même si les deux types de variabilité influencent positivement le niveau de β .
(iv) Les changements de β d'une année à l'autre sont bien expliqués par le différentiel d'inflation $d\pi$ et sa variabilité absolue :

$$d\beta = \underset{(2.5)}{35.5}\,d\pi + \underset{(1.4)}{0.3}\,s_5 - 0.05$$

$$R^2 = 0.44\,,\ DW = 1.77\,;$$

$$d\beta = \underset{(3.0)}{45.0}\,d\pi + \underset{(1.4)}{0.3}\,CV12 - 0.08$$

$$R^2 = 0.44\,,\ DW = 1.94\,.$$

De semblables corrélation apparaissent entre le pouvoir explicatif du modèle adaptatif et la variabilité de l'inflation (β et les R^2 des ajustements adaptatifs sont fortement corrélés).

On peut donc conclure que les estimations, totalement indépendantes d'une année à l'autre, du modèle adaptatif :
- indiquent une *accentuation du comportement adaptatif avec l'augmentation du risque d'erreur de prévision due à la variabilité croissante de l'inflation ou au changement du rythme inflationniste* ;
- indiquent *une liaison beaucoup plus faible et incertaine avec le niveau d'inflation* :

$$\beta(t) = \underset{(4.3)}{44.4}\,\pi(t) - \underset{(3.0)}{33.2}\,\pi(t-1) + \underset{(3.0)}{0.18}$$

$$R^2 = 0.59\,,\ DW = 1.67\,.$$

Cela est contraire à ce qu'avaient supposé Cagan en 1956 et Gibson en 1972. *C'est donc plutôt la thèse d'Allais, Friedman et Turnovsky (1969) sur la dépendance des processus d'anticipation à la variabilité de l'inflation qui correspond à ces estimations du modèle adaptatif.*

Estimations sur séries temporelles agrégées et sur données individuelles

Sur données agrégées, le coefficient du modèle adaptatif est souvent estimé proche de l'unité : sur nos séries d'anticipations révélées (Gardes, 1990a) nous

obtenons des évaluations de 0.9 à 1.5, les graphiques indiquant clairement des surajustements des anticipations par rapport aux variations du taux d'inflation (notons que pour que le comportement adaptatif ne soit pas explosif, il suffit que β reste inférieur à 2)[4]. Prat (1988, pp.204-205) conclut à un "ajustement quasi instantané de l'anticipation sur la dernière erreur de prévision observée" (soit $\beta = 1$), conformément au résultat obtenu par Curtin (1981) pour un panel de ménages américains) à partir de son estimation mixte des trois processus ; on remarque néanmoins que ses estimations séparées du seul modèle adaptatif conduisent à des valeurs de β de 0.39 à 0.57 pour la période 1971-1984 : l'intégration des autres processus semble donc augmenter le facteur correctif.

Nos estimations sur données individuelles indiquent des valeurs β de l'ordre de 0.3 à 0.5, alors même que l'agrégation de ces données individuelles en séries temporelles annuelles permet de déterminer une valeur de β proche de l'unité :

$$dPF = \underset{(18.5)}{1.03}\,[\,PP(t) - PF(t-1)\,] - \underset{(4.6)}{0.80}$$

$$R^2 = 0.961,\ DW = 1.49,$$

et l'absence d'élément régressif :

$$dPF = \underset{(3.0)}{0.96}\,[\,PP(t) - PF(t-1)\,] + \underset{(0.2)}{0.07}\,dPP - \underset{(2.57)}{0.81}$$

$$R^2 = 0.961,\ DW = 1.63.$$

Cette incohérence entre les estimations sur données individuelles et celles que fournissent les données agrégées correspondantes s'explique par la présence, dans les modifications des anticipations des ménages d'une année à l'autre dPF, d'un terme correspondant aux corrections d'erreurs individuelles $EPA_i(t)$ et d'un terme $a(t)$ de modification autonome due à des évènements exogènes :

$$dPF_i(t) = \beta_i EPA_i(t) + a(t) + \varepsilon_i(t),$$

i étant l'indicateur transversal des ménages et t celui du temps.

Par agrégation de ces relations linéaires, on obtient:

$$dPF(t) = \beta_t EPA(t) + a(t)$$

qu'on peut identifier au résultat de l'estimation sur les séries temporelles agrégées :

$$dPF(t) = \beta' EPA(t) + a' + \eta(t).$$

On obtient :

$$(\hat{\beta}' - \hat{\beta}_t)\,EPA(t) = \hat{a}(t) - \hat{a}' - \hat{\eta}(t).$$

Comme empiriquement $\hat{\beta}' - \hat{\beta}_t$ est de l'ordre de 0.5 à 0.7, $EPA(t)$ doit être assez corrélé à $\hat{a}(t)$, ce qui s'obtient effectivement :

$$a(t) = \underset{(12.0)}{0.71}\,EPA(t) - \underset{(3.28)}{0.76}$$

$$R^2 = 0.912,\ DW = 1.26.$$

L'estimation sur données agrégées fournit donc un coefficient de correction d'erreur β' qui intègre les erreurs liées à des évènements exogènes non individuels, représentés par $a(t)$. Avec les données individuelles, une partie de l'erreur est commune à tous les ménages, une autre propre à chaque ménage, et la correction de cette dernière erreur de prévision individuelle n'est que de 30% à 50% : *la perte de la structure individuelle des réponses dans l'estimation agrégée conduit donc à surestimer la réponse des ménages à leur erreur de prévision individuelle.*

Conclusion

Au terme de cet article, il nous semble important de revenir sur le codage permettant de quantifier une information recueillie de manière qualitative. En effet, il a été constaté tout au long de ces travaux que les résultats en dépendent très largement. Les méthodes que nous avons utilisées ici reposent l'une sur la technique des variables indicatrices qualitatives : elles conservent au maximum l'information qualitative disponible au départ et ne nécessitent pas d'hypothèses sur les lois de distribution des réponses, la seconde sur l'hypothèse de normalité de la distribution des perceptions et des anticipations. Les codages auxquels nous sommes parvenus sont en général très éloignés des codages mécaniques reposant sur des pondérations a priori dont nous nous sommes parfois servis pour explorer la structure des données, bien que tous ces codages fournissent des résultats convergents sur les processus d'anticipation.

Par ailleurs, l'analyse des évolutions individuelles sur un panel, même très court (seulement deux observations), s'est avérée fructueuse : l'ajustement de modèles pour chaque période, à partir des échantillons appariés sur deux années consécutives, présente l'avantage de mettre en évidence la variabilité des coefficients d'un modèle au cours du temps, alors que son ajustement sur séries temporelles macroéconomiques suppose nécessairement la stabilité des coefficients au cours de la période d'estimation ou doit en spécifier la loi d'évolution. Le modèle adaptatif d'anticipation de l'inflation en a fourni un bon exemple.

L'utilisation de données individuelles a permis, en outre, de montrer que les tests de rationalité ou l'estimation de processus d'anticipation à partir de

séries temporelles agrégées peuvent fournir des résultats très différents des estimations sur panel. D'autre part, les modèles d'anticipation changent sensiblement avec le niveau et surtout avec la variabilité de l'inflation, tant par le passage d'un processus à l'autre que par l'évolution de leurs paramètres : on retrouve ainsi empiriquement les hypothèses d'évolution des processus d'anticipation posées par Allais, Cagan, Friedman et Gibson, qui interdisent de choisir a priori un processus donné ou une estimation par des retards échelonnés pour modéliser les anticipations des ménages dans les modèles micro ou macro-économiques qui les prennent en compte, par exemple pour expliquer le paradoxe de Gibson (voir Gardes-Lévy, 1991) ou dans les modèles de Friedman et Phelps de l'inflation anticipée.

Notes

(1) Aux Universités de Paris I, Paris II, Paris X, à l'ENS Cachan, à l'Université Laval (Québec), aux colloques de micro-économie appliquée (Orléans, 1989, Montréal, 1990, Caen 1991), aux colloques internationaux sur les données de panel (Ensaé, 1990), et de micro-économie appliquée (Sfax, 1990), au congrès de l'European Economic Asssociation (Cambridge, 1991).

(2) Pour la description de l'enquête de conjoncture d'une part, et de l'esprit général des méthodes de quantification d'autre part, nous renvoyons le lecteur aux encadrés de l'article précédent.

(3) Cet ajustement a été corrigé d'une autocorrélation $AR(1)$ des résidus en introduisant comme régresseur supplémentaire le résidu passé d'un premier ajustement par les *Mco* (mai 1974-novembre 1983) :

$$Prix = \underset{(1.9)}{2.0}\, AMOY + \underset{(11.2)}{7.9}\, ABCP$$

$$R^2 = 0.532 \; ; \; DW = 1.24$$

La correction par méthode itérative fournit des coefficients moins significatifs mais comparables : par exemple 1.57 et 8.63 pour la procédure de Cochrane-Orcutt ; l'introduction d'une variable endogène retardée poserait sans doute des problèmes de significativité des coefficients des variables indicatrices en raison de leur collinéarité avec les évolutions des prix passés. Une estimation en une seule étape de cette quantification est proposée en annexe mais n'a pas été testée.

(4) Ecrivons le modèle adaptatif :

$$PF(t+1) = a(t)\,PF(t) + b(t)\,(PP(t+1) - PF(t))$$
$$= c(t)\,PF(t) + b(t)\,PP(t+1)$$

en posant :

$$c(t) = a(t) - b(t).$$

On démontre par récurrence que :

$$PF(t+1) = PF(0)\,c(0)\,c(1)\ldots c(t)$$
$$+ PP(1)\,b(0)\,c(1)\ldots c(t)$$
$$+ PP(2)\,b(1)\,c(2)\ldots c(t)$$
$$+ \ldots + PP(t+1)\,b(t)$$

Le processus ne présente aucun risque d'explosion dès que $c(t)$ reste toujours inférieur à 1. En régime permanent ($PP(t) = p$, $a(t) = a$, $b(t) = b$ constants), ce processus converge vers la vraie valeur de l'inflation quand $a = 1$. Nos estimations approchent ces conditions.

Bibliographie

Allais M. (1965)."A Restatement of the Quantity Theory of Money", *American Economic Review*, n°56, pp.1123-1157, décembre.

Allais M. (1972). "Forgetfulness and Interest", *Journal of Money Credit and Banking*, n°4, pp.40-71.

Borie L. (1960). "La valeur prédictive des intentions d'achat", *Mémoire CNAM*, mai.

Cagan P. (1956). "The Monetary Dynamics of Hyper-Inflation", in *Studies in the Quantity Theory of Money*, M. Friedman, ed., Chicago U.P.

Carlson J.A. (1977). "A Study of Price Forecasts", *Annals of Economic and Social Measurement*, jjanvier.

Charpin F. (1988). "Analyse rétrospective de l'enquête de conjoncture auprès des ménages", *Observations et Diagnostics Economiques*, n°23, avril.

Fama E.F. (1975). "Short-Term Interest Rates as Predictor of Inflation", *American Economic Review*, vol.65, pp.383-417.

Fanouillet J.-C., Salanié B. (1990). "Prévoir la production et la consommation", *Economie et Statistique*, n°234, pp.25-32.

Fansten M. (1976). "Introduction à une théorie mathématique de l'opinion", *Annales de l'Inséé*, n°21, janvier-mars.

Frankel J.A. (1982). "A Technique for Extracting a Measure of Expected Inflation from the Interest Rate Terme Structure", *Review of Economics and Statistics*, n°64, pp.135-142.

Friedman M., Schwartz A.J. (1982). "Monetary Trends in the United States and the United Kingdom", University of Chicago, *NBER* Monograph.

Gardes F. (1990a). "Une procédure de révélation des anticipations de revenu et de prix", *Cahier du GRID*, mai.

Gardes F. (1990b). "Income and price expectations in the Irish and French Consumption and Saving Functions", Kilkenny, 18 mai, Annual Meeting of the Irish Economic Association, *Cahiers du GRID*, mai.

Gardes F., Lévy P. (1991). "Giffen, Gibson, Kitchin : les mouvements historiques du taux d'intérêt, un réexamen du paradoxe de Gibson", huitièmes Journées internationales d'Economie monétaire et bancaire, Dinard, 6 et 7 juin.

Gardes F., Madre J.L. (1989). "Achats d'automobiles et anticipations des ménages", sixièmes Journées de micro-économie appliquée, Orléans, mai.

Gardes F., Madre J.L. (1989). *"Achats d'automobiles et anticipations des ménages", Rapport du Crédoc.*

Gardes F., Madre J.L. (1990). "Consumption and Transitory Income ; an Estimation on a Panel of French Data", *Economics Letters*, septembre.

Gardes F., Madre J.L. (1990b). "Les anticipations de revenu et de prix dans les enquêtes Inséé de conjoncture auprès des ménages, Troisième colloque international sur les données de panel", Ensaé, 12 juin.

Gardes F., Madre J.L. (1990d). "Modèles d'anticipation des prix : comparaison des estimations sur données macro-économiques et micro-économiques en France", septièmes Journées de micro-économie appliquée, Montréal, mai.

Gibson W. (1972). "Interest Rates and Inflationary Expectations : New Evidence", *American Economic Review*, décembre.

Glaude M. (1981). "La réalisation des intentions d'achat", *Economie et Statistique*, janvier.

Gouriéroux C., Pradel J. (1986). "Direct Test of the Rational Expectation Hypothesis", *European Economic Review*, vol.30, pp.265-284.

Ivaldi M. (1991). *"A Structural Analysis of Expectation Formation, Based on Business Surveys of French Manufacturing Industry", Lectures Notes in Economics and Mathematical Systems, Springer-Verlag.*

Jonung L. (1981). "Perceived and Expected Rates of Inflation in Sweden", *American Economic Review*, vol.71, n°5, pp.961-968.

Jonung L., Laidler D. (1988). "Are Perceptions of Inflation Rational? Some Evidence from Sweden", *American Economic Review*, vol.78, n°5, pp.1080-1087.

L'Hardy P. (1976). "Les attitudes des ménages : leur signification", *Economie et Statistique*, janvier.

de Ménil G., Bhalla S.S. (1975). "Direct Measurement of Popular Price Expectations", *American Economic Review*, n°65, pp.169-180.

Mishkin (1989). "A Multi-Country Study of the Information in the Term Structure About Future Inflation", *NBER*, W.P. n°3125.

Mishkin (1989). "The Information in the Longer Maturity Term Structure About Future Inflation", *NBER*,.W.P.n°3126.

Pesaran M.H.(1987). *The Limits to Rational Expectations*, Blackwell.

Prat G. (1988). *Analyse des anticipations d'inflation des ménages : France et Etats-Unis. Economica.*

Sterdyniak H. (1988). "Opinions, anticipations et consommations des ménages", *Observations et Diagnostics Economiques*, n°23, avril.

Turnovsky S.J. (1969). "A Bayesian Approach to the Theory of Expectations", *Journal of Economic Theory*, vol.1, pp.220-227.

Weiserbs D. (1986). "Modèles du cycle de vie et demande de biens durables sous l'hypothèse de prévisions rationnelles", *Communication à l'Université Paris I*, 14 novembre.

Annexe : test du χ^2 pour les tableaux de contingence (enquête 1987-1988)

Modèle		Processus adaptatif				Processus extrapolatif			
Modalité fixée	Nombre de modalités	PF_t / PP_t	n	PF_t / PF_{t-1}	n	PF_t / PP_t	n	PF_t / PF_{t-1}	n
1	4	34.7	355	43.6	438	69.2	540	33.5	472
	5	34.7		46.2		78.6		36.4	
2	4	226.9	1079	73.3	1194	180.2	134	29.2	1284
	5	257.7		94.3		199.1		55.7	
3	4	55.0	604	47.0	1404	133.1	1303	22.5	1521
	5	84.6		61.7		137.3		28.5	
4	4	55.0	604	47.0	1404	133.1	1303	22.5	1521
	5	84.6		61.7		137.3		28.5	
4	4	234.80	1089	99.7	860	204.7	1010	31.5	911
	5	243.1		108.3		216.6		40.5	
5	4	9.0	40	4.9	15	24.6	38	3.1	15
	5	9.0		6.5		29.7		4.4.	
6	4	91.9	319	6.8.	15	18.7	29	10.4	73
	5	91.9		8.3		24.4		16.6	

Remarques :

1) *Modèle adaptatif* :

${}_t\pi_{t+1} = PF(t) = f({}_{t-1}\pi_t) = PF(t-1)$; $\pi_{t/t-1} = PP(t)$.

Modèle extrapolatif : $PF(t) = g(PP(t-1), PP(t))$

${}_{t-1}\pi_t = PF(t-1)$ pour le modèle adaptatif.

2) *Variable fixée* :

${}_{t-1}\pi_t = PF(t-1)$ pour le modèle adaptatif ;

$\pi_{t-1/t-2} = PP(t-1)$ pour le modèle extrapolatif.

3) On a présenté dans le tableau le χ^2 calculé sur les fréquences des tableaux de contingence des quatre premières ou des cinq premières modalités de chaque variable. Les χ^2 des cinq modalités sont plus forts, mais moins significatifs (en raison de la faible fréquence de cette cinquième modalité).

4) χ^2 *limites* :

à 5% d'erreur : 16.92 pour quatre modalités, 26.30 pour cinq modalités ;

à 1% d'erreur : 21.67 pour quatre modalités, 32.00 pour cinq modalités.

5) n = population enquêtée pour cinq modalités.

6) Le contenu des modalités de réponse peut être retrouvé dans le questionnaire présenté au début de l'article précédent.

RATIONALITY AND PREDICTIVE POWER OF FRENCH HOUSEHOLDS' EXPECTATIONS :

QUALITATIVE TESTS ON INSEE PANEL DATA (1973-1991)[1]

François GARDES (University Paris I - LAMIA-CREDOC)

Jean-Loup MADRE (INRETS - CREDOC)

Marie-Claude PICHERY (University of Bourgogne-LATEC)

First draft, February 1992

INTRODUCTION

Interesting results (Gardes - Madre, 1990, 1991 a,b) have been obtained by a quantification of the numerous data of the INSEE Conjoncture Surveys, totalizing 40 000 households which have answered to the survey on two successive years, thus making it possible to build 18 panels of about 2500 households for two consecutive years. These results relie on the hypotheses made for the quantification of the qualitative answers. In this paper we use only methods keeping the qualitative nature of the data.

The analysis of contingency tables relating price expectations in period t to the perception of past inflation in (t+1) have already shown (Gardes - Madre, 1991, a, b) that the extrapolative and the simple adaptive models are not contradicted by the qualitative data, but this first analysis was not sufficient as a test of rationality properties and of the predictive power of each process.

We begin with a short presentation of the methods and the data, referring the reader to more detailed presentation in previous papers (Pichery, 1989; Gardes, Madre, 1991, a, b). The second section concerns the empirical results obtained, and compares them to a quantitative analysis. We discuss finally in the third section the different tests of rationality which could be performed on this data.

---

[1] We are grateful to the INSEE for the individual data of the *"Enquête de conjoncture auprès des ménages"*.

SECTION I : METHODS AND DATA

1.1. Methods

1.1.1 - Some synthetic indexes

The measurement of association between two ordinal or categorical variables, classified into respectively n and m items, has been widely used by sociologists and psychologists. They use such indexes to quantify relationships defined on originally non numerical informations. A synthesis of these different uses is developed in Liebetrau (1983). It is possible to conceive two kinds of measurements :

- The first one gives a set of indexes associated with each item and each cell of a contingency table ; nm indexes are then available such as the coefficients of Cohen (1968) and Light (1971) with an extension proposed by Pichery (1989).

- The second one is a summary of the individual informations given by synthetic indexes such as the γ - coefficient of Goodman-Kruskal, the χ^2 or the disagreement coefficient between two judgments.

An application of such concepts to economic variables is easy and useful for expectations $t\text{-}1^{X_t^*}$ and realizations or perceptions X_t. The observations for n individuals are given for k classified items in the following table, for each period t

$t\text{-}1^{X_t^*}$

X_t		1...	j.....	k
	1		.	
	.		.	
	.		.	
	i	.....	n_{ij}	
	.			
	k			

where n_{ij} is the number of individuals with an expectation j and a realization i. By dividing every cell by n, one obtains frequencies which can be interpreted as probabilities p_{ij} of the realization of item i following an expectation j.

Agreement and disagreement coefficients, respectively :

$$K_{ii} = \frac{p_{ii} - p_{.i}\, p_{.i}}{p_{.i} - p_{.i}\, p_{.i}} \qquad \text{and} \qquad K_{ij} = \frac{p_{ij} - p_{i.} - p_{ij}}{p_{.j} - p_{i.}\ p_{.j}}$$

can be computed from the conditional and marginal probabilities. The great bulk of figures makes it useful to summarize the information; these aggregate indexes are discussed in the following section. Detailed calculations are developed in the Appendix I, then we only precise some interpretation rules of different coefficients in the next paragraph.

1.1.2 - The coefficient of Goodman-Kruskal is obtained by using the number of concordant and discordant observed pairs; it reveals weather there exists or not a real association between pairs of expectation and realization showing more or less strong concordances (expectations and realizations corresponding to neighbouring answers). For example, for their standard of living, households give answers chosen from 5 items : strong or weak improvement, no change, weak or strong degradation.

The γ - coefficient varies from -1 (perfect negative association) to +1 (perfect positive association), with 0 which corresponds to an independence between the variables; then, stronger is the concordance, higher is the γ - coefficient. For instance, the discordance reaches its maximum when the expectation corresponds to a strong improvement and when the realization is a strong degradation; it is associated with households which are situated in the cell (5,1) of the contingency table.

1.1.3 - A second synthetic index is **the Pearson's** χ^2 which is used here to test for the independence between the two variables, which is revealed by symmetry of the contingency table. This coefficient is always positive and near to 0 when the variables are independent; in this case, it follows the χ^2 distribution with (k-1) (k-1) degrees of freedom.

1.1.4 - The third kind of index is deduced from **an extension of the coefficients of Cohen and Light** to off diagonal elements of the contingency table (see Pichery, 1989). Summarized coefficients of the K_{ij} can be established, and three of them will be used in this study. The first one is a general agreement index, with its normalized value; they are given in Appendix I, and we can define $I_a = \sum_i K^*_{ii}$ whose value varies from 0 to k (for k items) : the greater the difference between Ia and 0, the higher the agreement between the considered variables.

Two other synthetic indexes can be obtained from the off diagonal elements of the K matrix which contains all the agreement and disagreement coefficients (K* matrix for the normalized coefficients). The first one, noted Ip, is associated to the elements above the main diagonal and corresponds to a

positive disagreement : the household's judgment on the level of the realization (i) is higher than the level of its expectation (j). For example, for the standard of living, if the expectation is a "weak degradation", the perception will be a "weak improvement"; for the variable unemployment, if the expectation is a "strong increase of unemployment", all realizations reveal a positive disagreement except for the last item .

A similar development leads to a global negative disagreement coefficient, noted In. For a variable analyzed according to k items, the indexes Ip and In will vary from 0 to k(k-1)/2. The highest disagreement is associated with the upper limit of the interval, which corresponds to the case of individuals who make the greatest error in their judgements; this error is associated with a realization (or eventually a perception of reality) much inferior to what was expected.

Other kinds of averaging be adapted to specific problems; some will be proposed in the following sections.

1.2 - The INSEE Conjoncture Survey

This survey contains questions about households' expectations of their future financial situation, saving intentions and inflation, as well as questions on their perception of the recent evolutions of these variables. These surveys are conducted three times a year, the autumn survey being made a new time a year later for half of the population (approximatively 2500 households which are interviwed for two consecutive years, the sample being refreshed by half each year) ; thus, the expectations of an household in year (t-1) can be confronted to its perception of past evolutions of the variable, and this allows to constitue a chained panel for a long period (1973-1990).[1]

The questionnaire affords qualitative answers presented in classes, generally three or five items around a mean answer : this qualitative information avoids the irrelevant precision of quantitative answers, but obliges to use specific methods or to quantify the answers before treating them (see the list of questions concerning expectations in Appendix II).

The use of these surveys on a macro level [2] being not conclusive, we have tried to obtain more precise results with individual data. Answers to questions twelve to fifteen in two consecutive years allow to classify households according to the sign of transitory (not expected) income, and to analyse

---

[1] The main problem being the recognition of the same household in two successive surveys, as households are not precisely identified in the surveys for juridical reasons.

[2] Sterdyniak (1988). L'Hardy (1976) conclude to a weak predictive power of expectational variables (of income, prices or intentions to buy or save) on households' behaviour, on an aggregate level (see Gardes-Madre, 1991, pages 6-10, for details).

the consistency of expectations and the effect of this transitory income on the purchase of durable goods (see Gardes - Madre, 1990).

In another paper (Gardes - Madre, 1991, a) we use this same individual data (17 yearly surveys chained by pair, totalized 40.000 households) to study the rationality of price expectations, to estimate the extrapolative, adaptive and regressive mechanisms, and to analyze the differences between aggregate and individual estimates and the variation of the parameters according to the level or to the volatility of inflation, testing Gibson - Cagan hypothesis against Allais - Friedman - Schwartz one. In this paper, we resume this analysis staying on a qualitative level.

SECTION II : EMPIRICAL RESULTS ON THE PREDICTIVE POWER OF EXPECTATIONS

2.1. Empirical results

We present first the analysis of *expectation errors* and of the γ and other coefficients . mesuring the global agreement or disagreement between perceptions of actual inflation in (t + 1) and its expectations in t for the four variables. Detailed tables are reproduced in Appendix IV and graphs in Appendix III.

2.1.1 - Price expectations and perceptions

(i) Expectation errors exist and are not constant[1], with some particular years marked by great pessimism (1982, 1985) [or optimism (1973-1974, 1976, 1979)] characterised by expectations of hight (moderate) inflation in t combined with perceptions of an accelerations (decrease) of inflation in (t+1). Overall, *optimism seems to prevail with only some years of pessimism* (1982, 1985), as is proved by the substitutions of negative and positive errors for the first and last items (positives errors for the first answers of increased inflation, negative errors for the last answers of decreasing inflation).

(ii) *The agreement between expectations and perceptions concerns 42 % (varying from 39 to 63 %) of the population and seems to diminish rapidly between 1982 and 1986*, a period marked by

---

[1] By averaging the absolute differences between the percentages of answers to expectations and perceptions for the five items, one obtain 35,8 % of errors for the whole period : $I = \sum_{i=1}^{5} | p_{i.} - p_{i.}|$ for i = 1 to 5 for the five items.

past high inflation rates and changing economic policy. *Optimism prevails*, except for years 1982-1988 when households, seem to be neutral, as is shown by the importance of the sub-population whose inflation expectations are lower than their perceptions (in means, 31 % versus 18 % for the opposite answers for years 1973-1981 and 1989-1990, 24 % versus 34 % for years 1982-1988).

(iii) As a synthetic index, the χ^2 shows that only three years (1984, 1987 and 1988) are characterised by a strong relationship between expectations and perceptions, but the grouping of data in four items (by averaging answers of the two last items) results on the contrary to very high χ^2, so that this indicator does not provide a precise result.

The γ Goodmann - Kruskal's coefficient does not change so much by aggregation ; it averages 0.36, which reveals a *majoritary compatibility* between expectations and perceptions of the realized inflation, but not so good as the one observed for firms data (see Pichery, 1989). This compatibility seems to decrease till 1985, increasing after, with important annual variations around its trend.

2.1.2 - Households' level of being

(i) *Expectation errors are non nul*, but less important than for inflation (around 28 %) and do not vary systematically : it is particularly important for certain periods (1982-1984, 1987-1990) which seem to be related to an expansionary macroeconomic policy (1981-1982) or to the recent crisis (1990). Overall, households showed *optimism*, as the differences between expectations and realizations perceived tend to be positive for the positive answers (increasing level) and negative for the negative ones (the median answer - no change being classified by french households in the second negative type as income growth is considered as a normal evolution).

(ii) The agreement between expectations and perceptions averages 40 % and seems more stable than for inflation ; higher expectations than perceptions are more numerous, thus showing a global optimism (for the two third of the population showing a disagreement) : these two facts corroborate the indications of the expectation errors.

(iii) The χ^2 is very hight, showing the dependency between the two variables.

The Goodman - Kruskal's γ is at the same level, and more stable than for inflation (0,39 in mean, thus showing a majoritary concordance between expectations and perceptions.

2.1.3 - Household's Financial situation

Among the four variables analysed in this paper, the financial situation is the only variable concerning individually each household.

(i) *Expectation errors are much weaker* than for the two former variables (15,8 % in mean) : this can be explained by the better information and control that the households have on their own situation. The errors seem to be greater after 1982. For the whole period, *optimism* prevails.

(II) The agreement between expectations and perceptions averages to 54 %, and is thus greater than fort the three other variables, as the analysis of expectation errors has already proved. Optimism is also shown by the fact that expectations are higher them perceptions for the whole period (for 62 % of the respondents with a disagreement between expectations and perceptions).

(iii) Except for the two first years, the χ^2 is hight (averaging 51) ; the Goodman - Kruskal's γ is the same as for the other variables, around 0,35, and quite stable, except for two decreases in years 1974 and 1985 : this reveals some relationship between expectations and perceptions, and a general concordance of the same magnitude as for the three other variables.

2.1.4 - Employment

(i) Expectation errors are of the same magnitude (26 %) as for the answers on households' level of being. The households perceiving an important worsening of the situation seem to be systematically more numerous than those who have anticipated it, thus indicating *some optimism* of the population. But the hierarchy is unversed for the continuous item ("worsening" a little so that this optimism is less marked than for the other variables.

(ii) The global agreement averages 38,3 %, which is the poorest statistics for the four variables studied. The matrix of the p_{ij} *does not indicate clearly either optimism or pessimism for the whole period*, even if 35 % of the population versus 27 % seems optimistic till 1984, while the proportion are reversed (26 % versus 35 %) after 1984. Some years are clearly different from the others as concerns this optimism, which is clearly apparent in 1974, 1978, 1982-1984 and 1987 (43 % versus 19 % for these six years).

(iii) The hight χ^2 indicates the existence of a relation between expectations and perceptions. The Goodman - Kruskal's γ indicates a global concordance, but less clearly than for the other variables (γ = 0,27 versus 0,36 ; 0,39 and 0, 35 for the previous variables).

2.2. Synthesis

The expectation errors are non nul but not to important : about one quarter of the population differs in terms of marginal frequencies between its expectations and its perceptions of the realized phenomenon, as proved by the difference between the number of households choosing item i for expectations and the corresponding number for perceptions. When measured more precisely on a micro-level through the contingency tables, the households who predict the same level as the one perceived one year later amount to 44 % of the population, 16 % only of the population not choosing neighbouring items for expectation and perception (for instance expecting a *"stationary situation"* which they perceive later as *"much increased"*).

Table 1
Summarised statistics

	Inflation	Standard of living	Financial Situation	Employment
(i) Expectation errors (difference of conditional frequencies)	0.36	0.28	0.16	0.29
(ii) a) Global agreement index	0.42	0.40	0.54	0.38
b) Disagreement of more than one item	0.20	0.16	0.10	0.18
(iii) Goodman-Kruskal's γ	0.36	0.39	0.35	0.27

There errors are due to an optimistic point of view, the households expecting systematically a better situation than the one they observe one year later.

The χ^2 between expectations and perceptions is highly significant, except for inflation, thus indicating that some relationship exists between expectations and perceptions. The γ Goodman - Kruskal's coefficient reveals that households' expectations and perceptions are more concordant than discordant, but at a weaker degree that for firms' expectations.

Finally, it seems difficult to observe a systematic change of behaviour before and after 1981.

2.3. Quantitative predictions

We have presented in Gardes - Madre (1991, a, b) two methods to quantify the individual qualitative answers : thus we have an aggregate quantitative estimate of expectations and perceptions for the whole population in two successive years, and also quantitative estimates for each sub-population having choosen one item of answer.

These quantitative indexes of expectations and perceptions can be used to predict the actual evolutions : such a method is currently applied by means of an analysis of the Theil decompositions of the total squared error (Theil, 1966). The predictive properties of these quantifications will be compared to those of the qualitative statistics that we have previously analysed.

SECTION III : EMPIRICAL RESULTS ON THE RATIONALITY OF EXPECTATIONS

In this section, we envisage to interprete agreement and disagreement coefficients K^*_{ij} (see section I.1.) which allow to precise the kind of relationship which exists between expectations and perceptions. Moreover, it is particularly interesting to note here that these results allow, by using the methodology and interpretations proposed by Gourieroux-Pradel (1986) for qualitative information, to know if expectations are correct and / or rational. Thus we have to compare elements of the K^* matrix along a same row in the first case (correct expectation) and along a same column in the second situation. Graphs of such results are given in appendix V.

3.1. Prices

Graph P1 shows that agreement is particularly high for the first item (important increase) but that it follows a decreasing trend. It is important too for items 2 and 3 at the end of the period, with a general decline of inflation. For other situations, agreement is weak and specially low for the 5 th item, along the complete period (but a few number of households choose this item).

As regards disagreement, it is concentrated on the perception of an increase $(K_{1.})$ when the expectation was a decrease or a weak increase ; households underestimate inflation and have an optimistic behaviour (graphs P2 to P6).

We are now in position to qualify the nature of expectations in terms of perfection and rationality. By considering graph P2 to P6, we observe that we have not systematically $K^*_{ii} > K^*_{ij}$, and then that *expectations are rarely correct except for the first item, along the complete period, and for items 2, 3 and 5 after 1985 ; there last years correspond to a rapidly decreasing inflation rate which was perfectly*

well perceived by households. Now, by comparing elements of a same column, we can envisage if the expectations are rational. Here (Graphs P7 to P11) we generally do not observe that $K^*_{ii} > K^*_{ij}$, except for item 1 until 1985 and for items 2 from 1982 and 3 from 1985. Thus, we observe that *French households do not manage to make rational expectations* at least for the Gourieroux - Pradel's criterium.

All these results do not contradict the analysis made in sections 2.1.1 :

- there exist systematical errors, and the agreement does not concern more than 50 % of the population ;

- the Goodman - Krukal's γ shows a global concordance, but is not very high.

Thus, *both analyses reveal non perfect expectations and the second one does not allow us to conclude in favour of the rationality of price expectations for the whole period*. Nevertheless, *rationality appears clearly for item 1 (rapid increase) when the inflation rate was high (1973-1985)* ; this is an interesting result, as those who have well perceived the high level of inflation were shown to be rational, a normal fact if we consider the important costs of error associated with the high inflation rate. During the decrease of inflation and after, the households who perceived well a lower inflation rate were the only ones to reveal rationality in their expectations. Thus, for each sub-period, are rational the households who make correct perception of the current evolution of the price level. *So, even if all the households, are not rational, those who have a correct perception are shown to be rational.*

3.2. The standard of living (graphs S1 to S11)

Agreement is not particularly high, except for items 3 and 5, relative to a "no improvement" of the situation of the households (Graph 1) but it is generally more important than disagreement (Graphs S2 to S6). Moreover, disagreement is more often negative, i.e. *realized situation has more worsened than it was expected* ; households do not perceive the evolution of the standard of living of the whole population. But we have to note that this degradation is relatively moderate since it corresponds to a more of only one item. Such a behaviour is continuous during the period and a little bit surprising.

For items 4 and 5 (weak and strong degradation), expectations are simultaneously and systematically correct and rational (Graphs S5 and S10-11). Only these situations are perfectly perceived. For other items, expectations are rarely perfect and exceptionally rational (for item 3), as S7 to S9 show.

3.3. The financial situation

Agreement is specially high for item 3 (stationarity) as shown by Graph F1, and often higher than disagreement. In case of disagreement, general behaviour is optimistic when households expect an improvement and pessimistic if they expect a degradation ; however, they move from an item to a neighbouring one, and the expectation error is weak.

In terms of correct expectation, Graphs F2 to F6 point out that *households generally evaluate perfectly well their situation* and keep control of their budget. But in terms of rationality, results are less enthusiastic except for item 3 (where agreement is higher). (see Graphs F7 to F11). Thus concerning their own behaviour and for a variable that household have opportunity to manage, they are *unable to make a priori rational expectations in case of a change of their situation.*

3.4. The Employment

A noteworthy agreement is observed for items 3, 4 and 5 (no change in general employment situation or degradation) along the period 1973-1991 (Graph E1) with K_{ii} (i = 3,4, 5) varying between 30 and 60 %. The disagreement is essentially due to those households expecting an improvement and not perceiving it.

Expectations are frequently correct (Graphs E2 to E6) ; it means that households have a good perception of the evolution of the labour market. In terms of rational expectations, if this hypothesis is often validated for item 3 (Graph E9), it is only for items 4 and 5 (degradation, Graph E10, E11) that it is systematically accepted, except from 1988 to 1990 in the situation of strong degradation. Thus, *when households expect a degradation on the labour market, they use correctly their information.*

CONCLUSION

By analysing the individual data of the french conjuncture surveys organized in a panel from 1973 to 1990, it has been possible to obtain through a pure qualitative analysis quite accurate information concerning the existence and magnitude of the expectation errors, the sign of the biases between expectations and perceptions and the rationality properties of expectations for some types of households.

Further work will study more precisely these rationality properties by aggregating households in cells comparable from one couple of surveys to another, and compare the predictive power of the qualitative indexes to the one of a study based on a former quantification of the qualitative answers for inflation. The evolution of these properties over the period 1973-1990 may give some interesting insight on the dependency of the anticipation processes on the level or the variability of the phenomenons analysed, which will be compared to previous results obtained on this subject (Gardes - Madre, 1991, a, b).

REFERENCES

COHEN J., 1968, Weighted Kappa : nominal scale agreement with provision for scaled disagreement or partiel credit, *Psychological Bulletin*, vol. 70, pp. 213-220.

GARDES F, MADRE J.L., 1990 "Consumption and transitory incomes : an estimation on a panel of French data", *Economics Letters*, September.

GARDES F, MADRE J.L., 1991 a, Price expectations of French households : a test on INSEE panel data (1972-1988). Sixth Annual Congress of the Eureopean Economic Association. Cambridge.

GARDES F, MADRE J.L., 1991 b, "Les anticipations des ménages dans les enquêtes de conjoncture de l'NSEE : Comment se forment les anticipations d'inflation ?" *Economie et Prévision*, n° 99.

GOODMAN L.A., KRUSKAL W.H., 1954, Measures of association for cross-classifications, *JASA*, vol. 49, pp. 732-764.

GOURIEROUX C., PRADEL J., 1986, Direct test of the rational expectation hypothesis, *European Economic Review*, vol. 30, n° 2, pp. 265-283.

L'HARDY P., 1976, Les attitudes des ménages : leur signification. *Economie et Statistique*, janvier.

LIEBETRAU A.M., 1983, Measures of Assocation, *Sage University Paper*, Series Quantitatives Applications in the Social Sciences, n° 32.

LIGHT R.J., 1971, Measures of response agreement for qualitative data : some generalizations and alternatives, *Psychological Bulletin*, vol. 76, n° 5, pp. 365-377.

PICHERY M.C., 1989, Agreement and disagreement between expectations and realizations, *Documents de l'IME* , n° 9001, september.

STERDYNIAK H., 1988, Opinions, anticipations et consommation des ménages. *Observations et diagnostics économiques* , n° 23, avril.

THEIL H., 1966, Applied economic forecasting, Rand Mc Nally and Cy.

APPENDIX I

Given the contingency table of the Section 1, the different coefficients used in this paper are obtained by the following formulas :

γ *coefficient of Goodman-Kruskal*

$$\gamma = \frac{\Pi_e - \Pi_d}{\Pi_e + \Pi_d}$$

where Π_c and Π_d are weighted sums of probabilities associated with pairs of modalities, respectively concordant and discordant. Concordance between two situations (i, j) and (k, l) is observed when the two considered variables (here expectation A and realization R) move in the same direction, and discordance in the opposite case.[1]

Let us note Π_c the probability to have a concordant pair :

$$\Pi_c = \sum_{i=1}^{k} \sum_{j=1}^{k} p_{ij} \Pi_{ij}^{c}$$

with $$\Pi_{ij}^{c} = \sum_{r<i} \sum_{s<j} p_{rs} + \sum_{r>i} \sum_{s>j} p_{rs}$$

Let us define Π_d the probability to have a discordant pair :

$$\Pi_d = \sum_{i=1}^{k} \sum_{j=1}^{k} p_{ij} \Pi_{ij}^{d}$$

with $$\Pi_{ij}^{d} = \sum_{r<i} \sum_{s<j} p_{rs} + \sum_{r>i} \sum_{s>j} p_{rs}$$

χ^2 *of pearson*

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^{k} \sum_{j=1}^{k} \frac{\left(n_{ij} - \frac{1}{n}\, n_{i.}\, n_{.j}\right)^2}{\frac{1}{n}\, n_{i.}\, n_{.j}}$$

Agreement and disagreement coefficients

---

[1] More precisely, there is a concordance if the variables A and R verify $(R_i<R_k)$ and $(A_j<A_l)$ or $(R_i>R_k)$ and $(A_j>A_l)$. There is discordance if the variables move in opposite way $(R_i<R_k)$ and $(A_j>A_l)$ or $(R_i>R_k)$ and $(A_j<A_l)$.

Given $\theta_i = p_{ii}/p_{.i}$ and $\theta_i^* = p_{i.}$ COHEN (1968) and LIGHT (1971) define an agreement coefficient between two classification by :

$$K_{ii} = \frac{\theta_i - \theta_i^*}{1 - \theta_i^*} = \frac{p_{ii} - p_{i.} - p_{.i}}{p_{.i} - p_{i.}p_{.i}}$$

PICHERY (1989) proposes an extension to calculate a disagreement coefficient :

$$K_{ij} = \frac{T_{ij} - T_{ij}^*}{1 - T_{ij}^*} = \frac{p_{ij} - p_{i.} - p_{.j}}{p_{.j} - p_{i.}p_{.j}}$$

with $$T_{ij} = p_{ij}/p_{.j} \text{ and } T_{ij}^* = p_{i.}$$

Each coefficient varies between a lower limit $K_{ij}\ inf = K_{ii}\ inf = - p_{i.}/(1-p_{i.})$ which is always negative and not constant, and an upper limit 1. A normalization is proposed and a normalized coefficient whose value is between 0 and 1 is given by :

$$K_{ij}^* = \frac{K_{ij} + |K_{ij}\ inf|}{1 + |K_{ij}\ inf|} = \frac{p_{ij}}{p_{.j}} = T_{ij}$$

This is the ratio between the probability and the marginal probability $p_{.j}$, and it gives a new interpretation of T_{ij}, the conditional probability.

Some synthetic indexes can be obtained from the individual coefficients, such as :

- a global agreement coefficient $\sum_i K_{ii}$

- two disagreement coefficients, one being positive I_p when realization is better than expectation, the other being negative I_n in the opposite case. Then, when the k classified modalities are in an decreasing order [for example from a strong improvement to a strong worsening], we will have :

$$I_p = \sum_{i=1}^{k} \sum_{j<i}^{k} K_{ij}^*$$

$$I_n = \sum_{i=1}^{k} \sum_{j>i}^{k} K_{ij}^*$$

APPENDIX II :

Presentation of the Survey

The French INSEE survey "Enquêtes de conjoncture auprès des ménages" (harmonized with the European surveys) is made three times a year (October, January, May) on 6.000 to 8.000 households; the October survey is refreshed by half each year, so that about 2.500 households are interviewed in two consecutive years. Beside questions on socio-economic characteristics of the households, its equipment in durables, various expenses (holidays, purchase of cars durables,...), it contains questions on the perception and anticipation of macro economic conditions (conjoncture, unemployment, inflation) and of the past and the future economic situation of the household.

General questions :

1) Do you think that, for the last year, the level of being ("niveau de vie") of French people has :

1. *been clearly improved ;*
2. *been a little improved ;*
3. *remained stationary ;*
4. *a little decreased ;*
5. *clearly decreased ;*
6. *do not know.*

2) Do you think that, for the year to come, the level of being of French people will :

1. *clearly improve ;*
2. *a little improve ;*
3. *remain stationary ;*
4. *a little decrease ;*
5. *clearly decrease ;*
6. *do not know.*

3. According to what you see around yourself, do you think that the situation in the labour market has during the previous months :

1. *been clearly improved ;*
2. *been a little improved ;*
3. *remained stationary ;*
4. *a little decreased ;*

5. *clearly decrease ;*
6. *do not know.*

4) Do you think that, for the months to come, the number of unemployed will :

1. *clearly improve ;*
2. *a little improve ;*
3. *remain stationary ;*
4. *a little decreased ;*
5. *clearly decrease ;*
6. *do not know.*

5) Do you feel that, since six months, the prices have :

1. *much increased ;*
2. *meanly increased ;*
3. *a little decreased ;*
4. *hardly varied ;*
5. *slightly decreased ;*
6. *do not know.*

6) Compared to the present situation, do you think that for the next months :

1. *there will be a greater price increase ;*
2. *an equivalent price increase ;*
3. *a smaller price increase ;*
4. *prices will remain stationary ;*
5. *prices will slightly decrease ;*
6. *do not know.*

13) Since six months, has your financial situation :

1. *much improved ;*
2. *a little improved ;*
3. *remained stationary ;*
4. *a little worsened;*

5. much worsened ;

6. do not know.

14) For the next months, do you think that your financial situation will:

1. much improve ;

2. a little improve ;

3. remain stationary ;

4. a little worsen ;

5. much worsen ;

6. do not know.

The questions 7 to 17 concern the intentions to buy durable goods (especially cars); the intention to save and the type of saving wanted. These questions are analyzed in Gardes-Madre (1989; September 1990; January 1991) to test the consistency of households' expectations and the nullity of the transitory income elasticity of consumptions and savings.

APPENDIX III

Graphs of average expectation errors (EA) and Goodman - Kruskal's γ

1. INFLATION

2. STANDARD OF LIVING

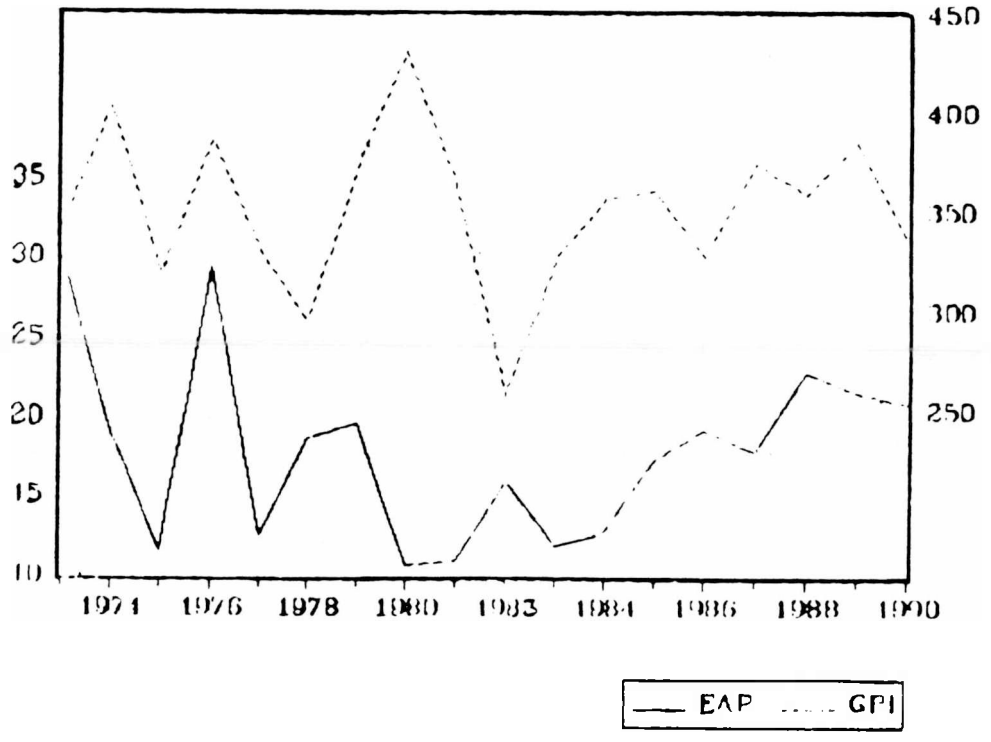
3. HOUSEHOLD'S FINANCIAL SITUATION

4. EMPLOYMENT

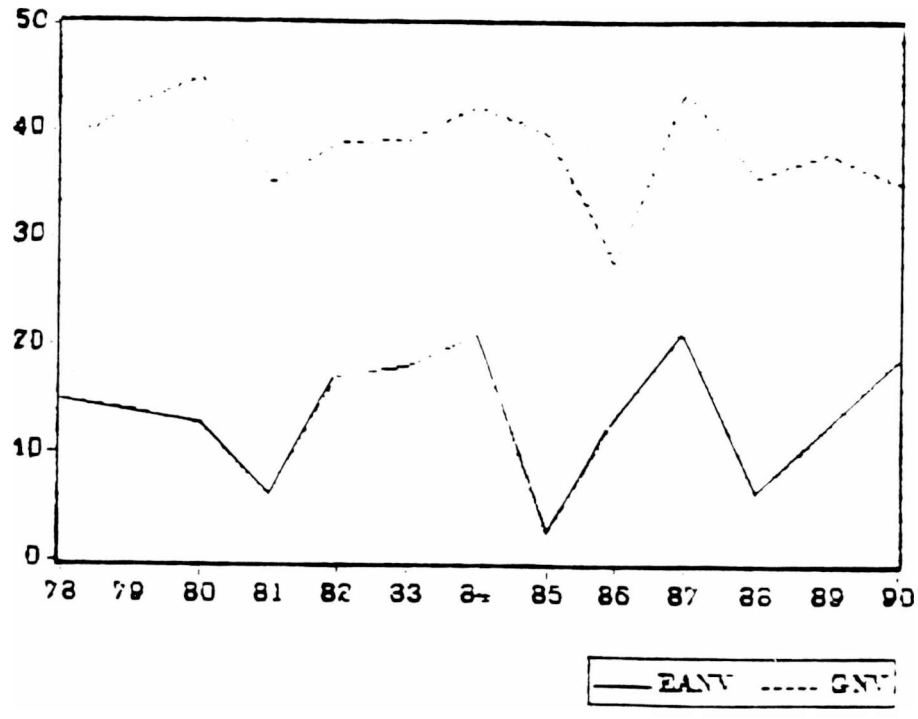
EA = Error of Anticipation.

G = γ Goodman - Kruskal's coefficient.

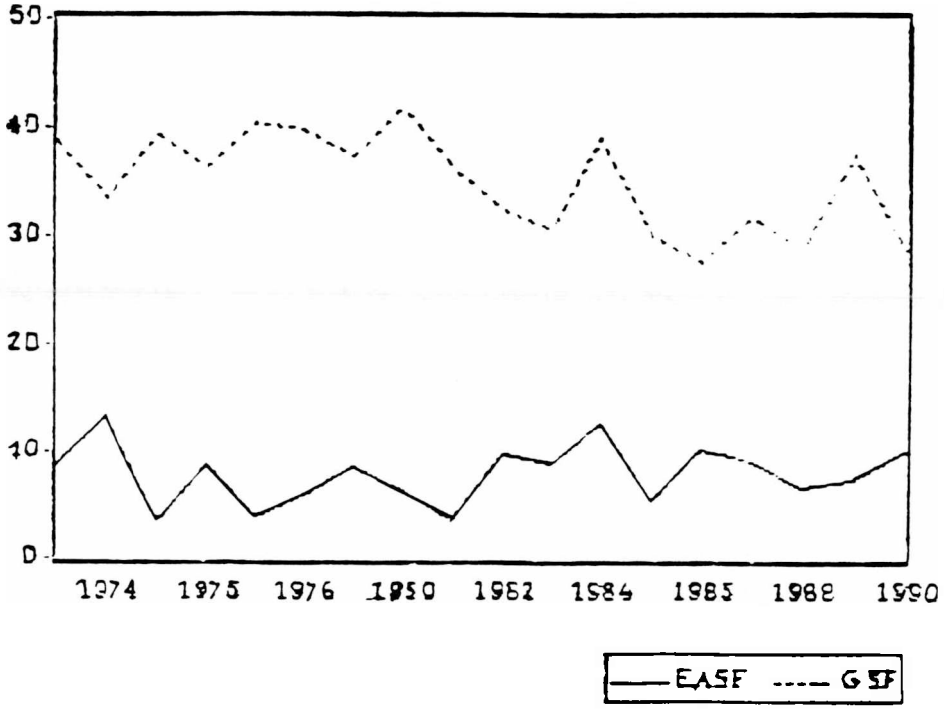
1. Inflation



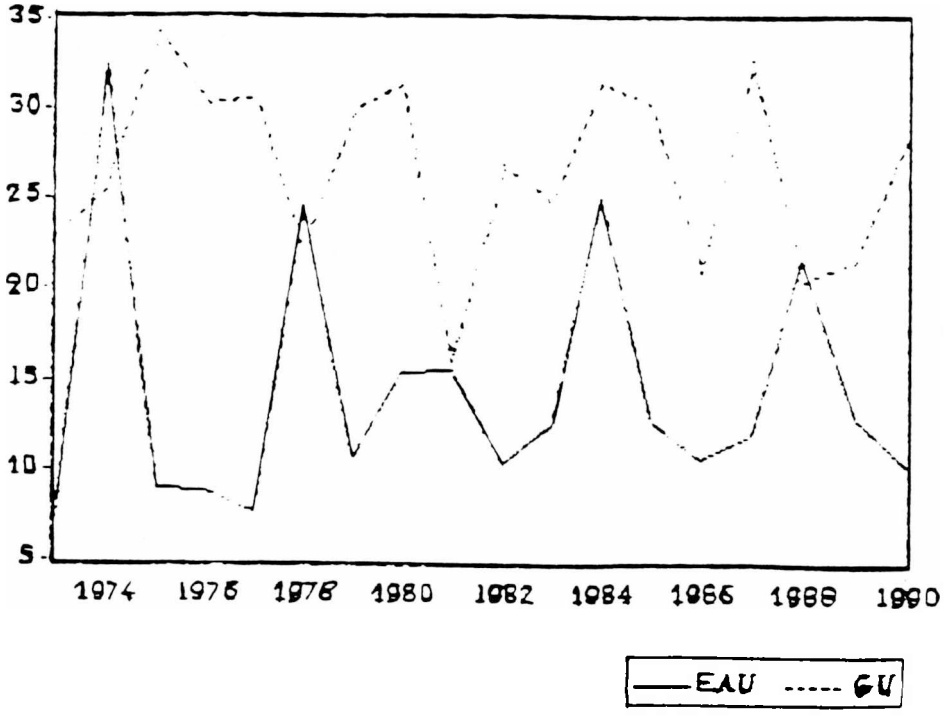
2. Standard of living



3.Household's Financial situation



4. Employment



APPENDIX IV :

Detailed tables

I. EXPECTATION ERRORS

II WEIGHT OF DIAGONAL AND SUB-DIAGONALS

III χ^2 STATISTICS AND GOODMAN - KRUSKAL'S γ

EXPECTATION ERRORS

$$EA = \frac{2}{n} \sum_{i} | p_{i.} - p_{.i} |$$

Employment

ERREUR D ANTICIPATION: Pi. - P.i

	1	2	3	4	5
1973	1.0	6.4	-2.9	-3.7	-0.8
1974	-0.2	-3.5	-28.7	8.1	24.4
1975	-0.4	1.7	7.3	-8.1	-0.5
1976	-0.2	-1.0	6.9	-7.6	1.9
1977	0.1	0.0	-3.9	-3.8	7.5
1978	-0.7	-13.2	-10.5	5.4	19.0
1979	0.1	0.9	8.3	-10.5	1.2
1980	-0.3	-4.2	-3.6	-7.2	15.4
1981	0.0	1.4	14.1	-12.4	-3.1
1982	-0.9	-7.6	4.1	-1.9	6.2
1983	-0.4	-4.4	-0.9	-6.9	12.5
1984	-0.9	-2.4	-6.2	-15.6	25.1
1985	-0.5	1.0	11.6	-8.2	-3.8
1986	-0.5	-0.0	10.2	-9.9	0.3
1987	-0.5	-5.1	6.0	-6.3	5.9
1988	-0.0	3.3	18.5	-15.8	-5.9
1989	-0.2	2.8	10.1	-11.8	-0.9
1990	0.2	1.1	5.2	-10.2	3.7
1991	0.3	-4.7	-16.5	-6.0	26.9

Inflation

ERREUR D ANTICIPATION: Pi. - P.i

	1	2	3	4	5
1973	30.1	-14.7	-6.6	-8.4	-0.5
1974	19.0	-10.2	-2.5	-6.1	-0.2
1975	5.4	-4.2	6.2	-7.2	-0.3
1976	29.4	-9.1	-7.8	-12.0	-0.5
1977	6.1	2.0	4.5	-12.4	-0.2
1978	13.6	4.7	0.3	-16.4	-2.1
1979	19.6	-1.6	-6.1	-11.1	-0.9
1980	10.7	-2.1	-1.4	-6.7	-0.4
1981	11.0	-4.5	-0.8	-5.6	-0.2
1982	-15.7	2.6	13.2	0.1	-0.2
1983	2.8	9.1	-1.6	-8.6	-1.8
1984	5.9	4.7	2.2	-11.8	-1.0
1985	-16.3	3.8	13.5	-0.0	-1.0
1986	-4.6	4.7	14.5	-12.3	-2.3
1987	-0.7	7.6	10.2	-13.7	-3.4
1988	-1.5	9.1	13.7	-17.7	-3.6
1989	4.2	7.1	10.2	-18.2	-3.4
1990	7.3	10.7	2.8	-18.8	-2.0
1991	-8.6	3.2	8.7	-2.2	-1.1

Household's financial situation

ERREUR D ANTICIPATION: Pi. - P.i

	1	2	3	4	5
1973	-0.6	-7.7	-0.4	7.0	1.7
1974	-0.6	-9.1	-3.6	9.2	4.1
1975	0.0	1.6	-0.6	-2.7	1.7
1976	-0.3	-7.0	-1.5	5.7	3.2
1977	-0.0	-3.8	-0.1	2.0	2.0
1978	0.1	-4.8	-1.0	3.5	2.3
1979	-0.1	-5.6	-2.8	5.2	3.3
1980	0.2	-4.8	-1.6	3.3	2.9
1981	-0.9	-2.8	1.1	0.5	2.1
1982	-0.6	-8.1	-0.9	6.4	3.3
1983	-0.5	-8.3	0.6	5.3	2.9
1984	-0.5	-6.8	-5.3	6.8	5.8
1985	0.2	-3.1	4.2	-2.2	1.0
1986	-0.5	-6.7	-3.1	6.2	4.0
1987	-0.3	-6.2	-2.6	6.4	2.7
1988	-0.3	-6.3	3.5	0.8	2.2
1989	-0.7	-6.5	-0.1	5.0	2.2
1990	-1.3	-7.4	-1.4	6.5	3.6
1991	-1.7	-8.0	-0.4	6.9	3.2

Standart of living

ERREUR D ANTICIPATION: Pi. - P.i

	1	2	3	4	5
1978	1.0	-3.6	-11.3	5.0	8.8
1979	0.9	-2.3	-11.6	1.3	11.7
1980	0.3	-2.0	-10.6	0.7	11.6
1981	0.7	1.0	0.3	-6.1	4.0
1982	-0.0	-11.1	-5.9	4.1	12.9
1983	0.1	-6.3	-11.6	2.9	15.0
1984	0.3	-4.3	-15.7	-0.9	20.6
1985	0.2	-0.6	1.1	-2.1	1.4
1986	-0.1	-5.3	-7.8	7.5	5.7
1987	-0.1	-5.5	-15.5	9.2	11.9
1988	-0.0	-2.4	-3.9	0.8	5.5
1989	0.5	-4.0	-8.3	4.6	7.3
1990	0.0	-5.7	-14.0	8.9	10.8
1991	-0.0	-4.1	-11.5	-0.8	16.4

II. WEIGHT OF DIAGONAL AND SUB-DIAGONALS

$$\sum_{j=i} k_{ij} \text{ or } \sum_{j=i-1}, \sum_{j<i-1}, \sum_{j=i+1}, \sum_{j=i>1}$$

Employment

	j<i-1	j=i-1	j=i	j=i+1	j>i+1
1973	4.9	18.7	43.3	24.8	8.3
1974	18.2	36.7	33.5	9.0	2.6
1975	5.2	19.0	45.1	22.4	8.4
1976	8.8	20.7	37.9	24.2	8.5
1977	9.1	27.4	36.4	19.2	7.9
1978	21.9	29.9	30.9	13.3	3.9
1979	7.2	20.4	39.1	22.6	10.7
1980	11.7	28.9	38.1	17.0	4.3
1981	6.2	18.9	37.9	23.7	13.3
1982	12.7	24.8	36.6	18.6	7.3
1983	12.0	26.5	37.4	18.8	5.3
1984	11.3	32.6	40.8	11.8	3.5
1985	5.8	16.3	43.4	24.1	10.3
1986	8.3	19.1	38.1	24.2	10.4
1987	10.0	23.3	39.4	21.0	6.2
1988	5.8	15.6	35.5	29.1	14.0
1989	6.4	19.7	36.0	26.8	11.1
1990	6.8	21.2	39.8	25.0	7.2
1991	17.7	32.6	35.4	10.5	3.8

Inflation

	j<i-1	j=i-1	j=i	j=i+1	j>i+1
1973	0.9	7.5	48.6	28.2	14.8
1974	1.4	6.6	62.6	19.8	9.7
1975	5.1	17.6	47.4	21.6	8.3
1976	1.8	7.2	44.5	27.5	19.0
1977	5.7	16.7	40.5	22.9	14.2
1978	4.1	13.8	37.2	24.2	20.8
1979	2.2	10.5	45.6	24.9	16.8
1980	2.9	12.4	53.9	20.6	10.2
1981	3.6	12.7	53.3	20.8	9.6
1982	17.8	23.9	34.2	14.7	9.4
1983	5.7	18.1	38.5	22.8	14.8
1984	5.6	16.2	39.9	23.5	14.9
1985	15.4	26.4	34.4	16.5	7.4
1986	10.2	19.8	33.1	22.4	14.4
1987	6.5	18.1	35.9	24.0	15.6
1988	6.8	15.8	35.7	25.4	16.3
1989	5.0	15.6	34.6	27.4	17.4
1990	4.4	14.8	34.6	26.2	20.1
1991	12.2	24.4	34.9	18.7	9.8

Household's financial situation

	j<i-1	j=i-1	j=i	j=i+1	j>i+1
1973	5.8	24.4	54.5	13.7	1.6
1974	8.7	25.7	50.7	12.9	1.9
1975	4.8	18.2	51.7	21.3	3.9
1976	6.7	23.0	54.9	13.3	2.1
1977	5.0	20.0	56.6	15.7	2.6
1978	6.0	20.0	56.1	15.5	2.4
1979	6.8	22.4	54.5	13.2	3.1
1980	6.1	21.3	54.5	15.5	2.7
1981	6.3	20.0	53.0	17.5	3.2
1982	8.5	22.6	53.2	13.4	2.4
1983	8.0	24.4	50.1	14.2	3.3
1984	9.3	24.7	50.1	13.3	2.6
1985	6.4	16.8	53.4	19.3	4.1
1986	8.1	22.3	53.3	14.1	2.3
1987	7.5	21.8	55.0	12.6	3.2
1988	6.5	19.0	56.5	14.9	3.1
1989	6.4	20.9	58.0	12.1	2.6
1990	7.8	21.0	58.3	11.1	1.8
1991	8.3	21.4	56.8	11.5	2.0

Standart of living

	j<i-1	j=i-1	j=i	j=i+1	j>i+1
1978	12.0	26.6	39.3	16.6	5.5
1979	12.4	26.3	39.4	16.8	5.1
1980	10.5	28.6	40.5	15.7	4.7
1981	7.5	22.6	40.3	21.3	8.3
1982	15.2	28.8	38.7	13.8	3.5
1983	13.2	30.9	39.8	12.4	3.7
1984	13.4	31.6	41.9	10.6	2.5
1985	6.5	21.8	44.2	21.1	6.3
1986	11.9	26.7	39.1	17.5	4.8
1987	11.1	32.2	42.4	11.8	2.4
1988	9.0	23.8	43.8	18.5	4.8
1989	9.6	27.2	43.1	15.4	4.8
1990	12.1	31.5	39.3	13.8	3.4
1991	12.3	30.0	41.4	13.5	2.8

χ^2 STATISTICS AND GODMAN - KRUSKAL'S γ

chi-2	E	I	SF
1973	88.266	0.018	1.193
1974	54.394	0.002	4.019
1975	81.342	0.007	93.928
1976	97.625	0.086	37.943
1977	73.107	0.022	50.956
1978	52.438	0.190	54.963
1979	98.002	0.020	44.783
1980	77.985	0.009	82.837
1981	39.866	0.005	23.571
1982	84.152	35.459	52.412
1983	77.907	0.018	51.701
1984	55.604	0.031	122.860
1985	69.282	0.095	60.704
1986	50.878	0.276	40.900
1987	122.023	9.990	66.990
1988	80.664	57.153	91.461
1989	87.305	0.073	18.197
1990	47.150	0.172	20.825
1991	33.676	0.036	48.979

INDICE DE GOODMAN-KRUSKAL	E	I	SF
1973	0.229	0.343	0.387
1974	0.256	0.405	0.334
1975	0.344	0.317	0.394
1976	0.303	0.388	0.363
1977	0.307	0.330	0.404
1978	0.221	0.294	0.398
1979	0.300	0.373	0.372
1980	0.314	0.432	0.419
1981	0.157	0.364	0.363
1982	0.269	0.258	0.324
1983	0.248	0.326	0.306
1984	0.315	0.357	0.390
1985	0.303	0.361	0.301
1986	0.210	0.327	0.276
1987	0.328	0.375	0.319
1988	0.205	0.359	0.287
1989	0.216	0.386	0.375
1990	0.283	0.335	0.287
1991	0.212	0.322	0.281

chi-2	SL
1978	147.729
1979	169.291
1980	194.508
1981	136.725
1982	150.130
1983	131.699
1984	138.781
1985	107.946
1986	86.458
1987	157.338
1988	128.011
1989	137.938
1990	60.438
1991	87.910

INDICE DE GOODMAN-KRUSKAL	SL
1978	0.386
1979	0.424
1980	0.452
1981	0.352
1982	0.390
1983	0.393
1984	0.425
1985	0.398
1986	0.275
1987	0.440
1988	0.358
1989	0.381
1990	0.353
1991	0.370

APPENDIX V

Graphs for the four variables

X1 for the agreement coefficients

X2 to X6 for the perfect expectation hypothesis

X7 to X11 for the rational expectation hypothesis

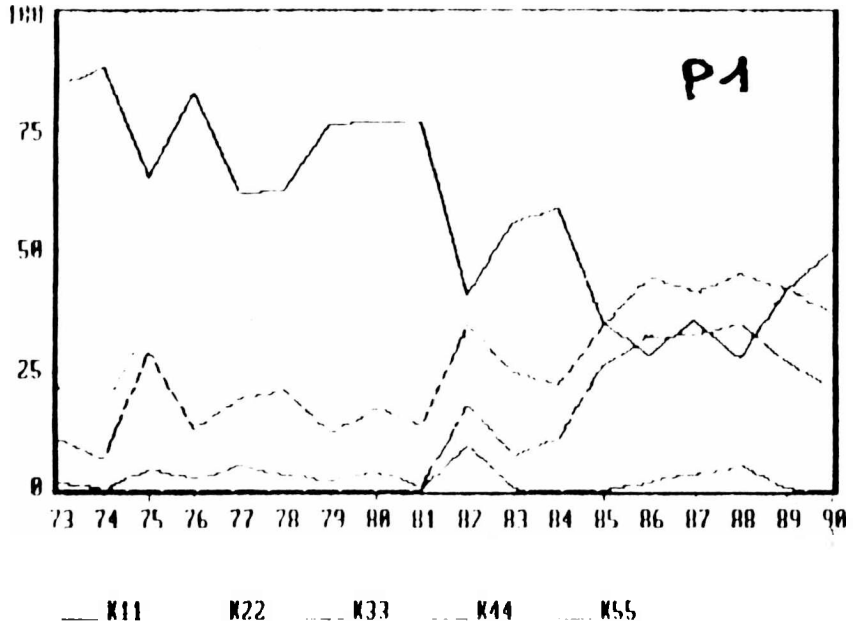
with

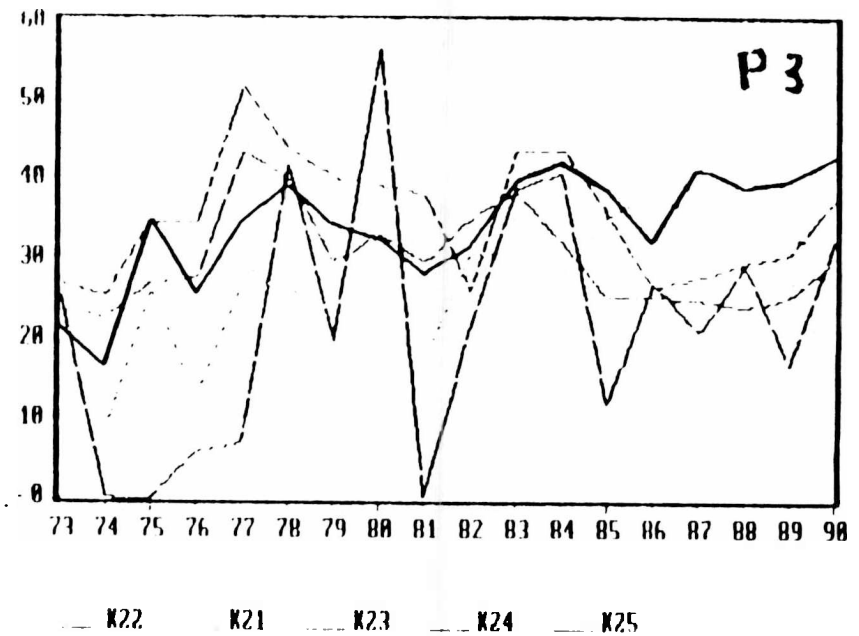
X = P for Prices

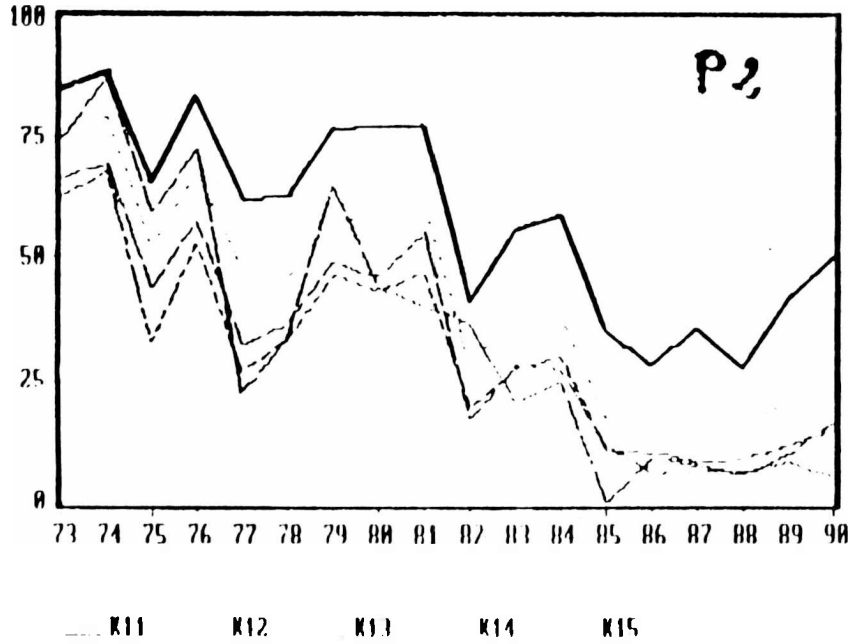
X = F for Financial situation

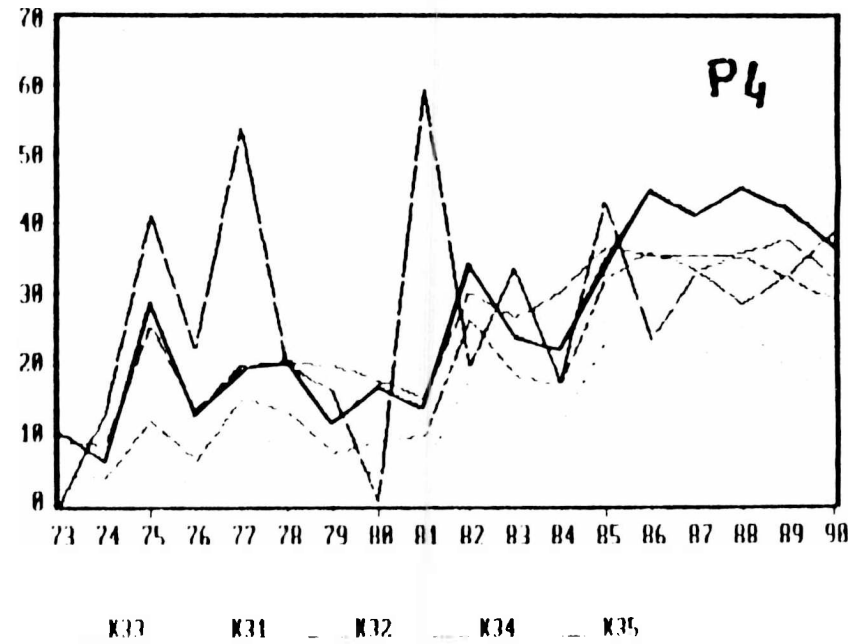
X = E for Employment

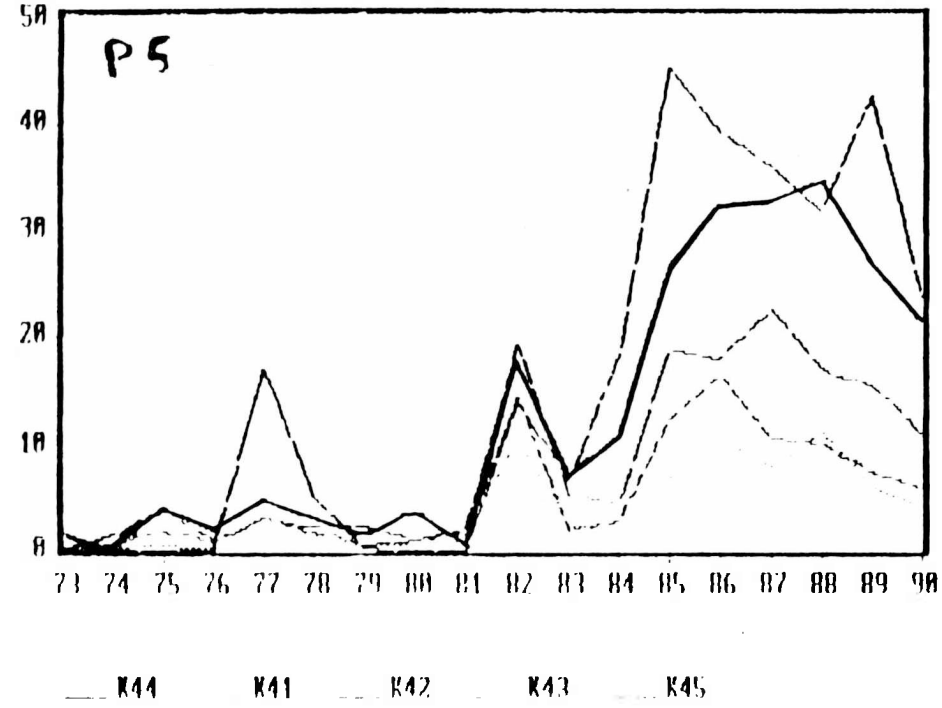
X = S for Standart of living

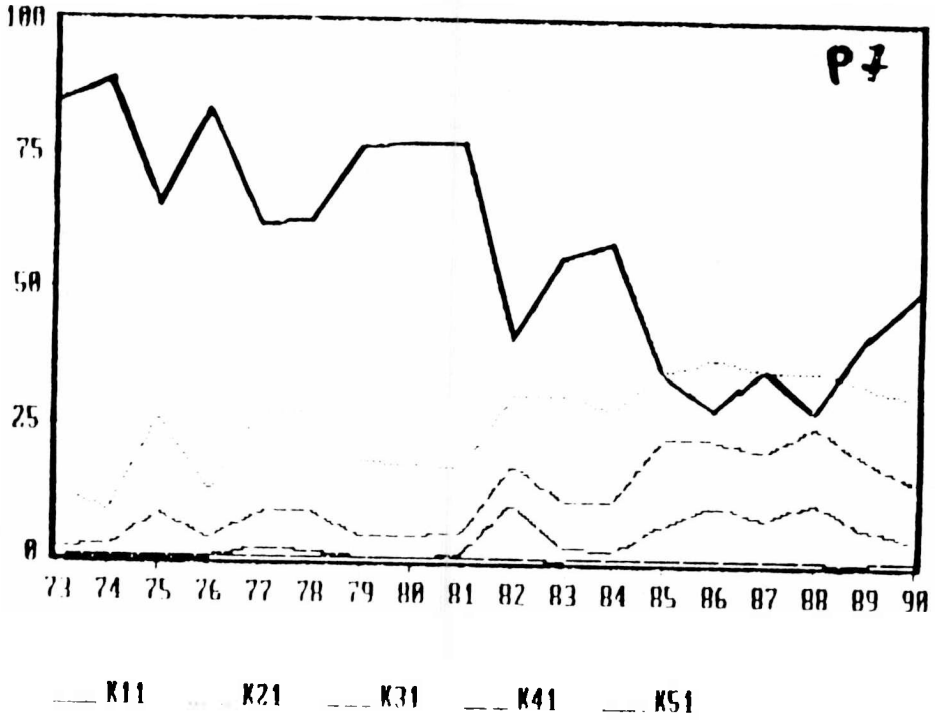

P1
100
75
50
25
0
73 74 75 76 77 78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88 89 90
K11 K22 K33 K44 K55

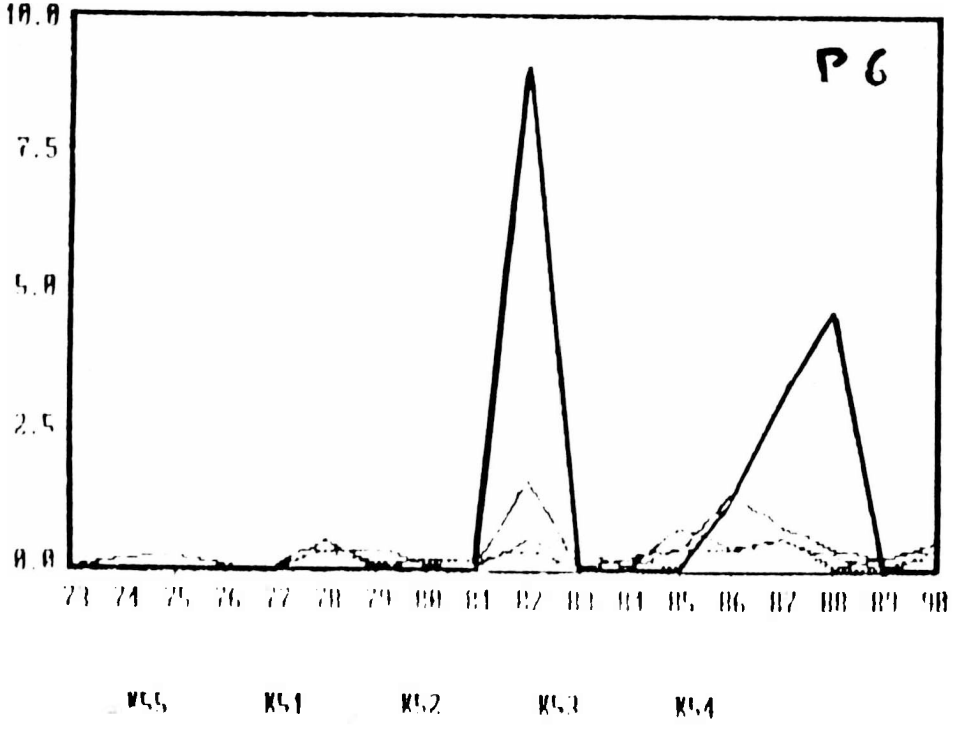

P3
60
50
40
30
20
10
0
73 74 75 76 77 78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88 89 90
K22 K21 K23 K24 K25

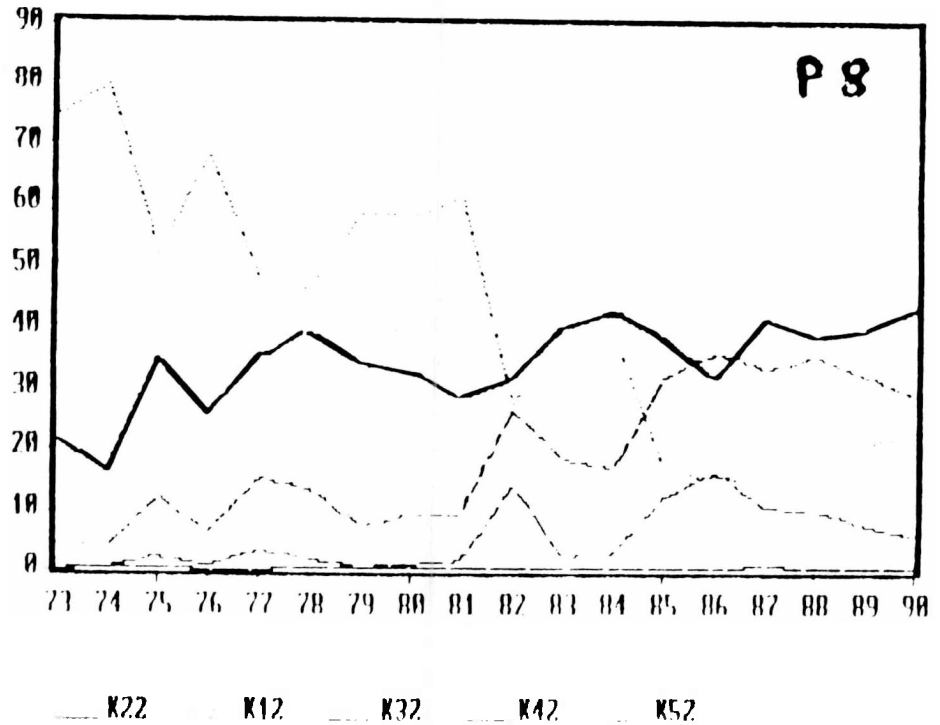

P2
100
75
50
25
0
73 74 75 76 77 78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88 89 90
K11 K12 K13 K14 K15

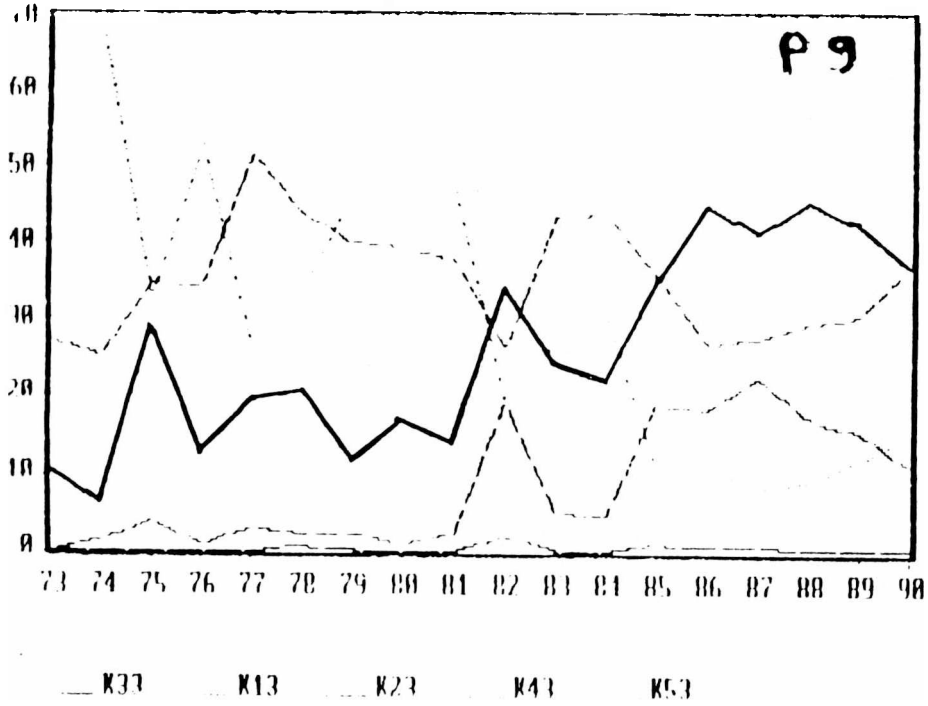

P4
70
60
50
40
30
20
10
0
73 74 75 76 77 78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88 89 90
K33 K31 K32 K34 K35

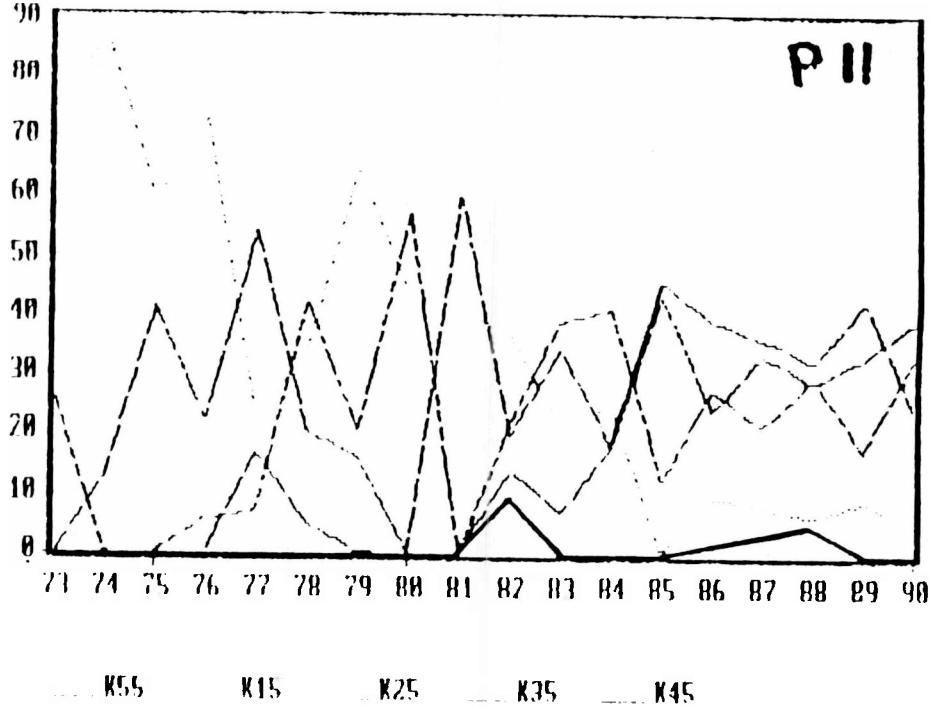

P5
50
40
30
20
10
0
73 74 75 76 77 78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88 89 90
K44 K41 K42 K43 K45

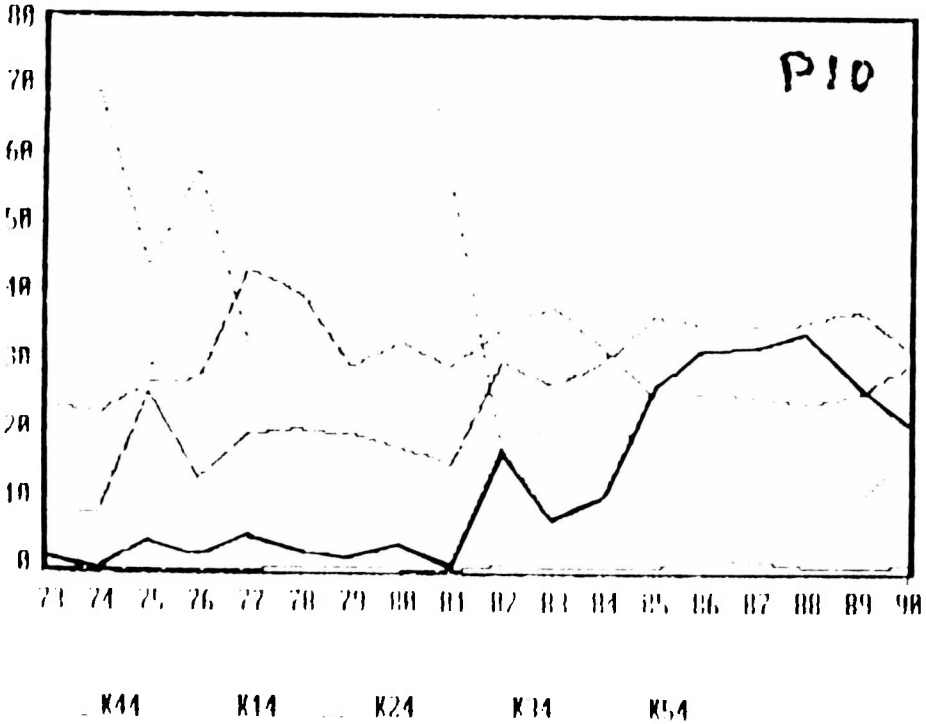

P7
100
75
50
25
0
73 74 75 76 77 78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88 89 90
K11 K21 K31 K41 K51

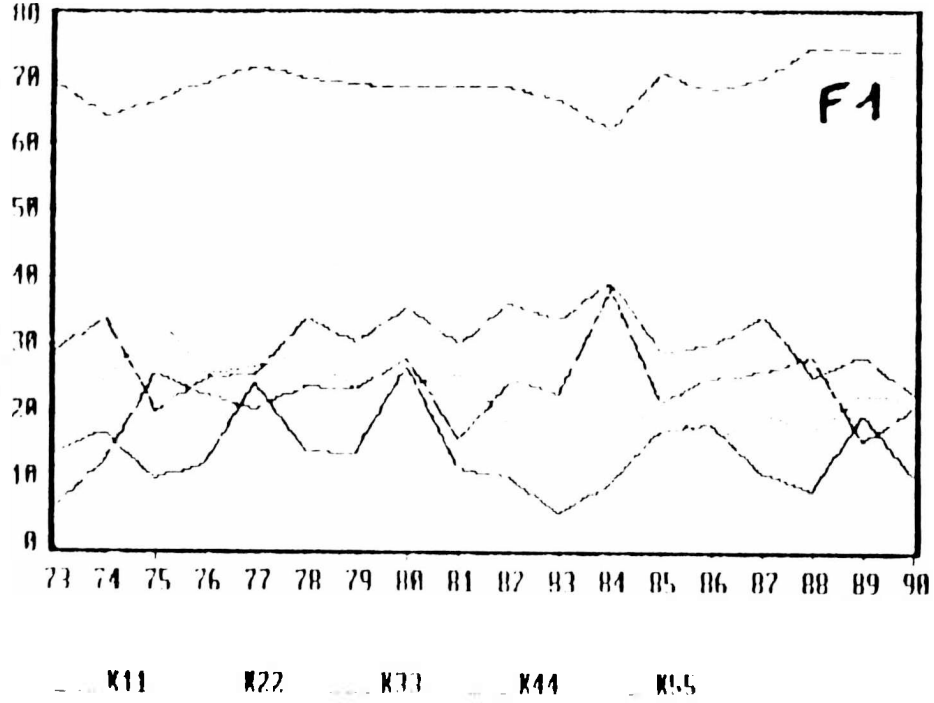

P6
10.0
7.5
5.0
2.5
0.0
73 74 75 76 77 78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88 89 90
K55 K51 K52 K53 K54

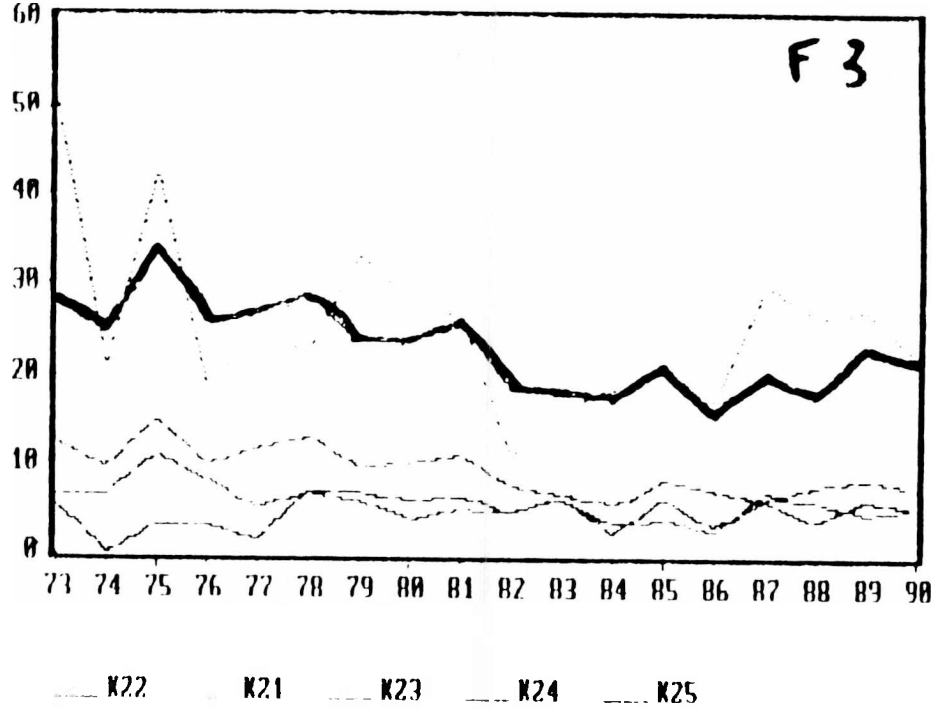

P8
90
80
70
60
50
40
30
20
10
0
73 74 75 76 77 78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88 89 90
K22 K12 K32 K42 K52

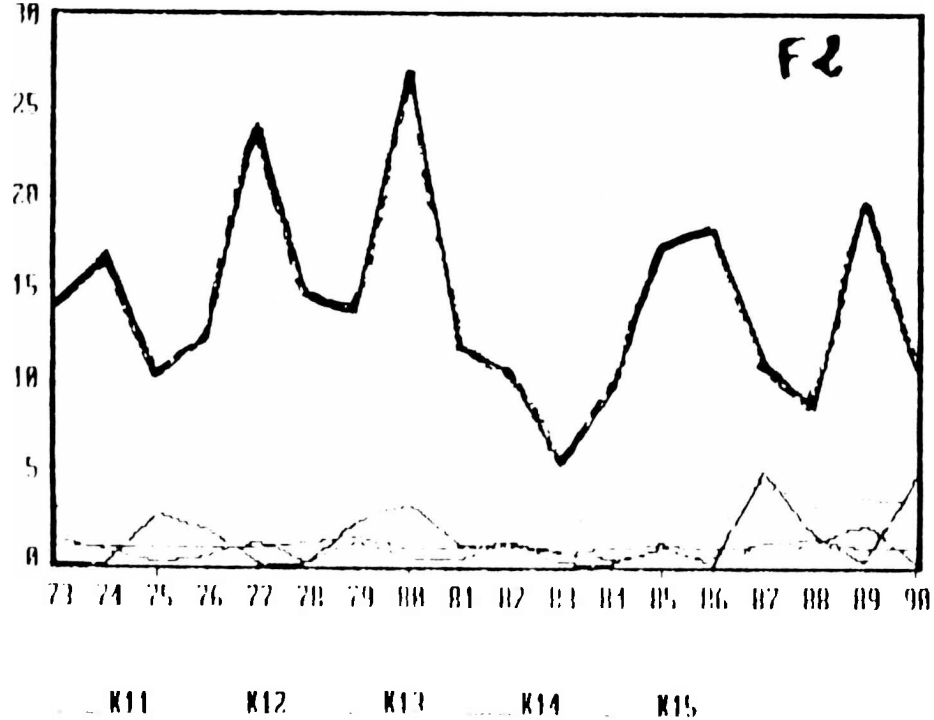

P9
73 74 75 76 77 78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88 89 90
K33
K13
K23
K43
K53

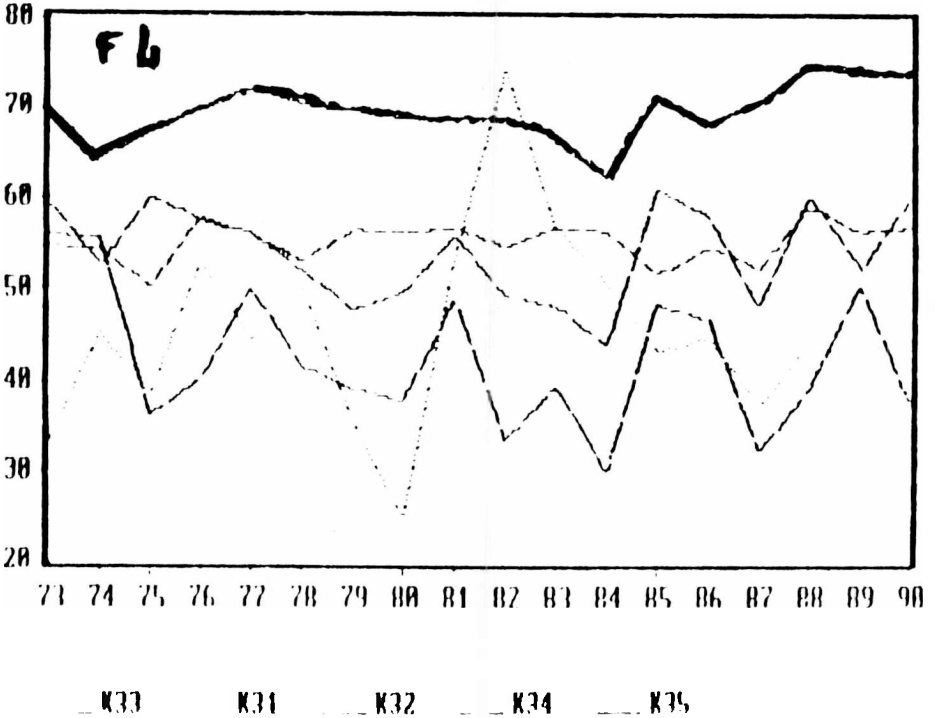

P11
73 74 75 76 77 78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88 89 90
K55
K15
K25
K35
K45

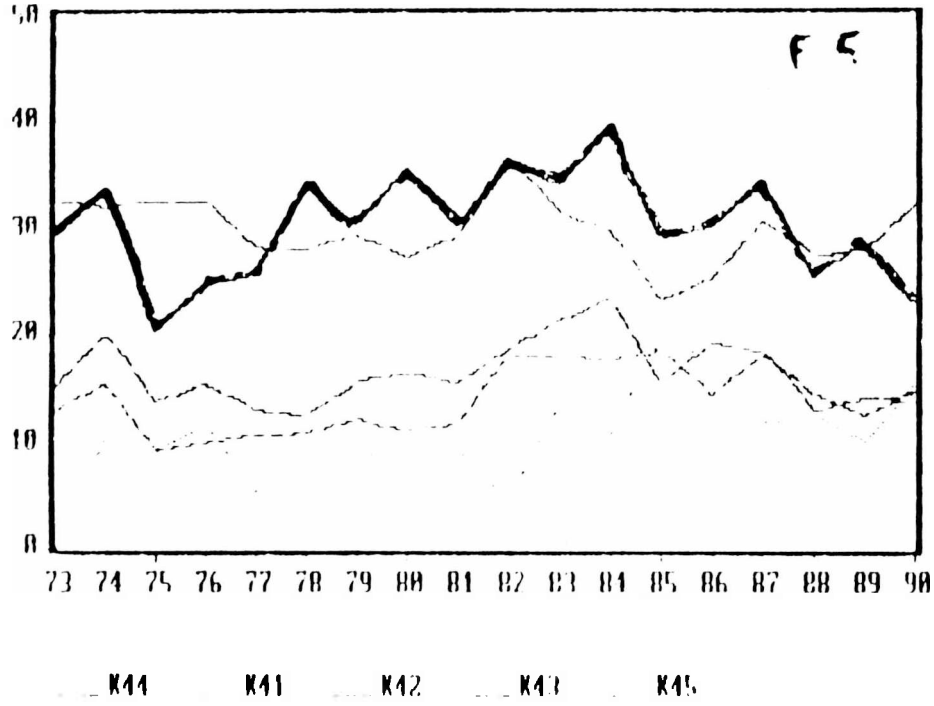

P10
73 74 75 76 77 78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88 89 90
K44
K14
K24
K34
K54

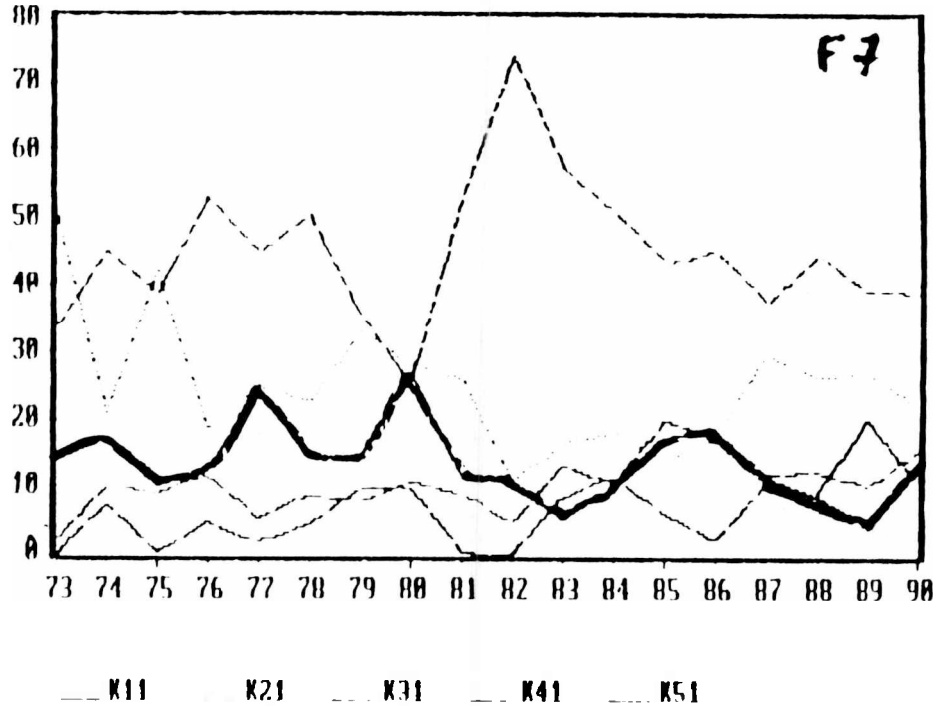

F1
80
70
60
50
40
30
20
10
0
73 74 75 76 77 78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88 89 90
K11 K22 K33 K44 K55

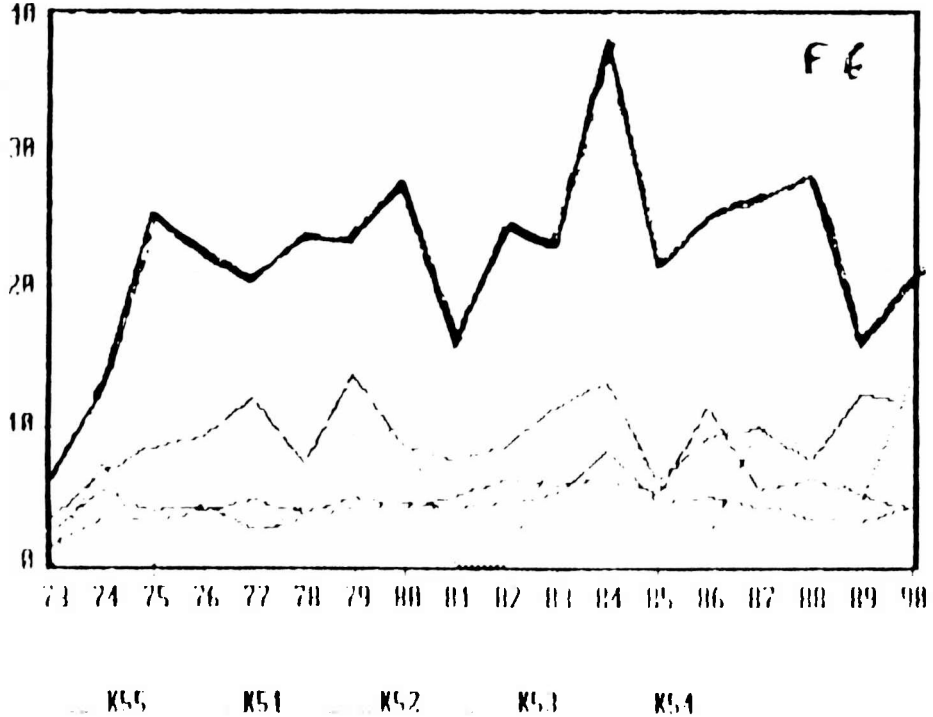

F3
60
50
40
30
20
10
0
73 74 75 76 77 78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88 89 90
K22 K21 K23 K24 K25

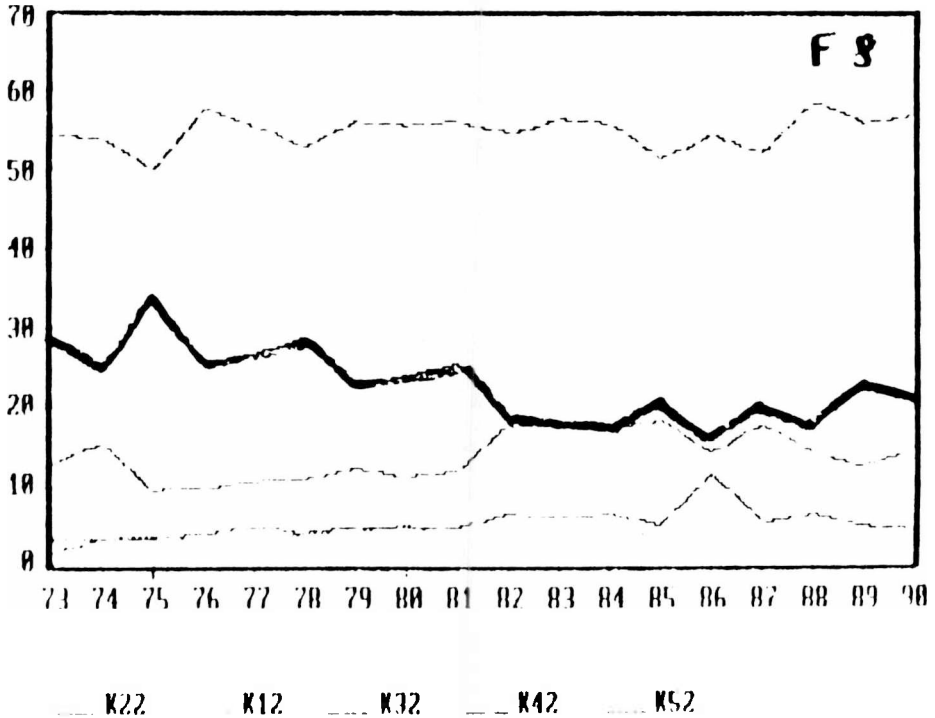

F2
30
25
20
15
10
5
0
73 74 75 76 77 78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88 89 90
K11 K12 K13 K14 K15

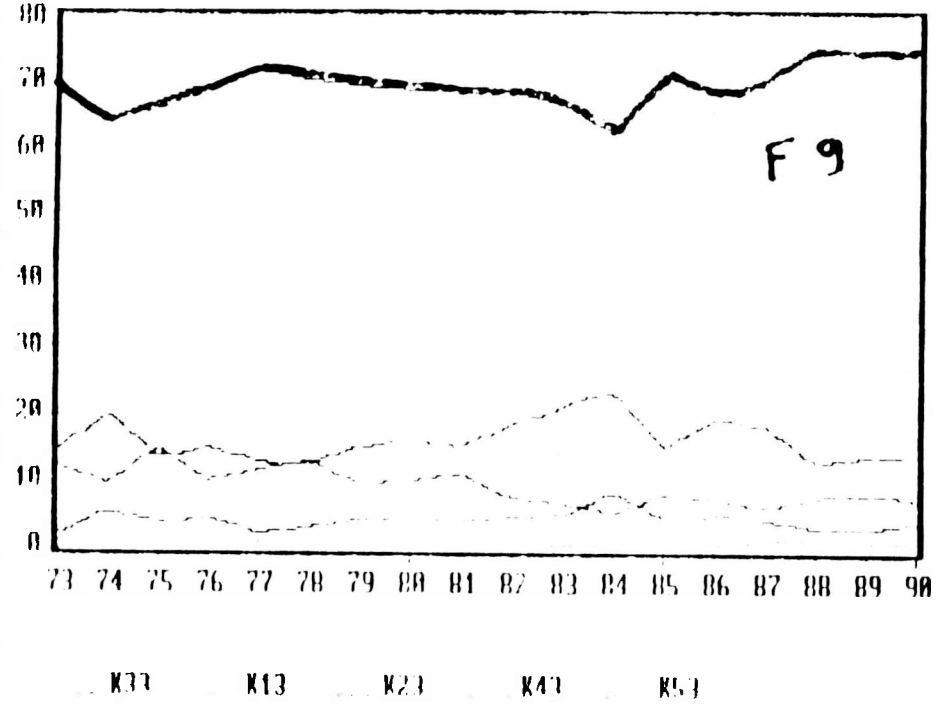

F4
80
70
60
50
40
30
20
73 74 75 76 77 78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88 89 90
K33 K31 K32 K34 K35

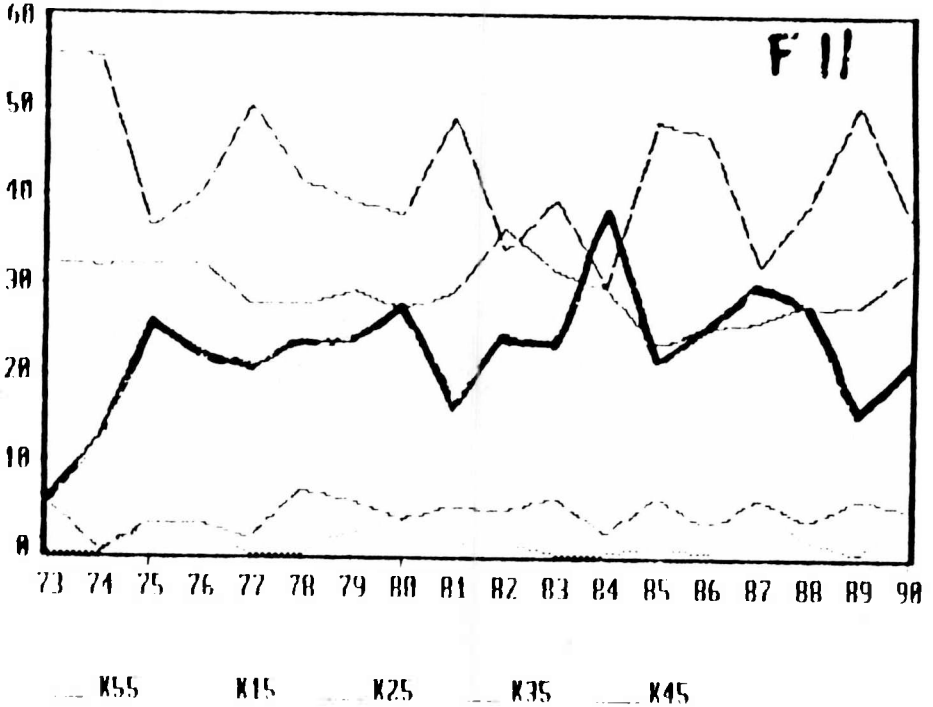

F 5
40
30
20
10
0
73 74 75 76 77 78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88 89 90
K44 K41 K42 K43 K45

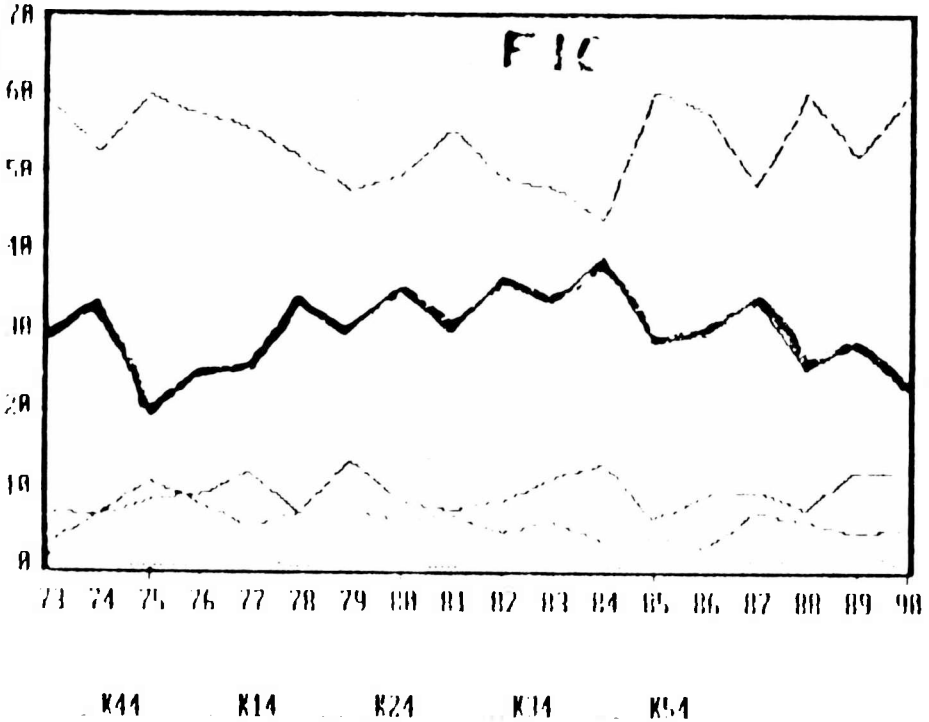

F 7
80
70
60
50
40
30
20
10
0
73 74 75 76 77 78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88 89 90
K11 K21 K31 K41 K51

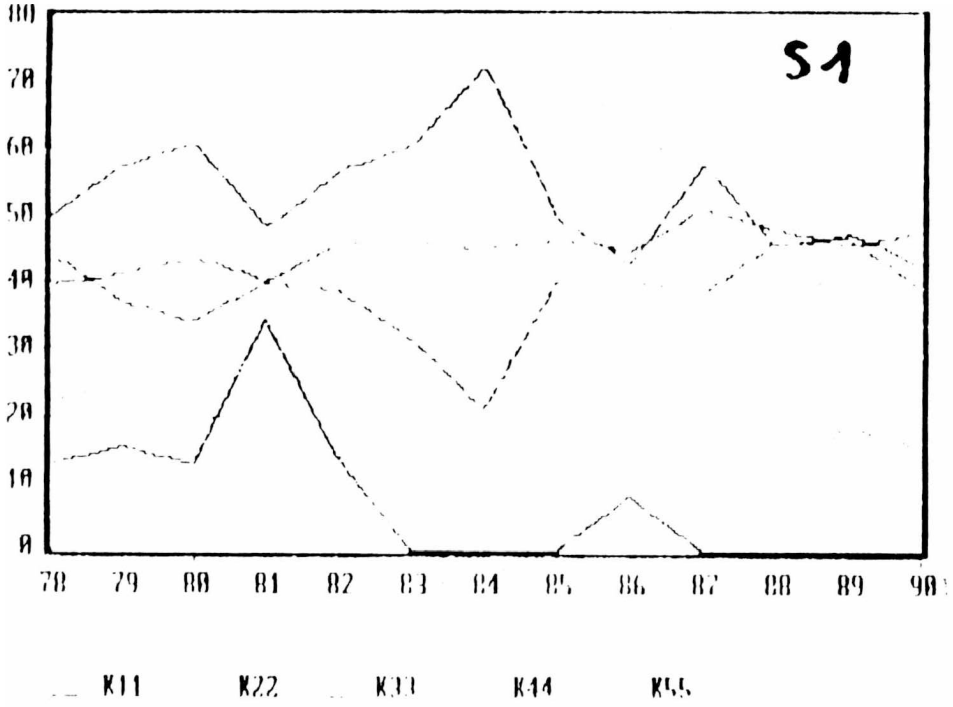

F 6
40
30
20
10
0
73 74 75 76 77 78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88 89 90
K55 K51 K52 K53 K54

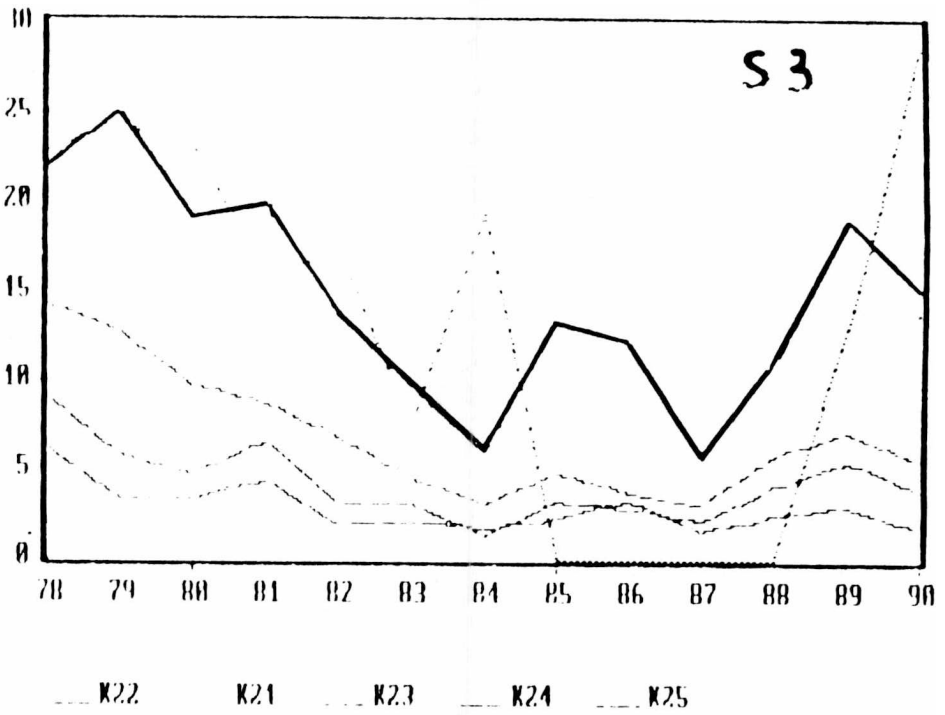

F 8
70
60
50
40
30
20
10
0
73 74 75 76 77 78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88 89 90
K22 K12 K32 K42 K52

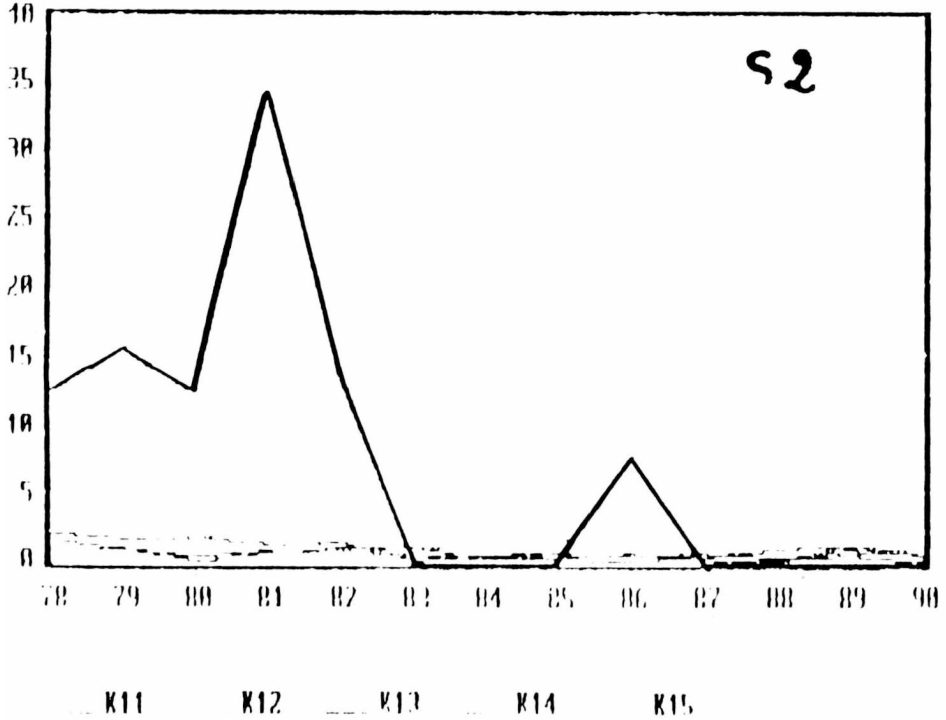

F 9
80
70
60
50
40
30
20
10
0
73 74 75 76 77 78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88 89 90
K33
K13
K23
K43
K53

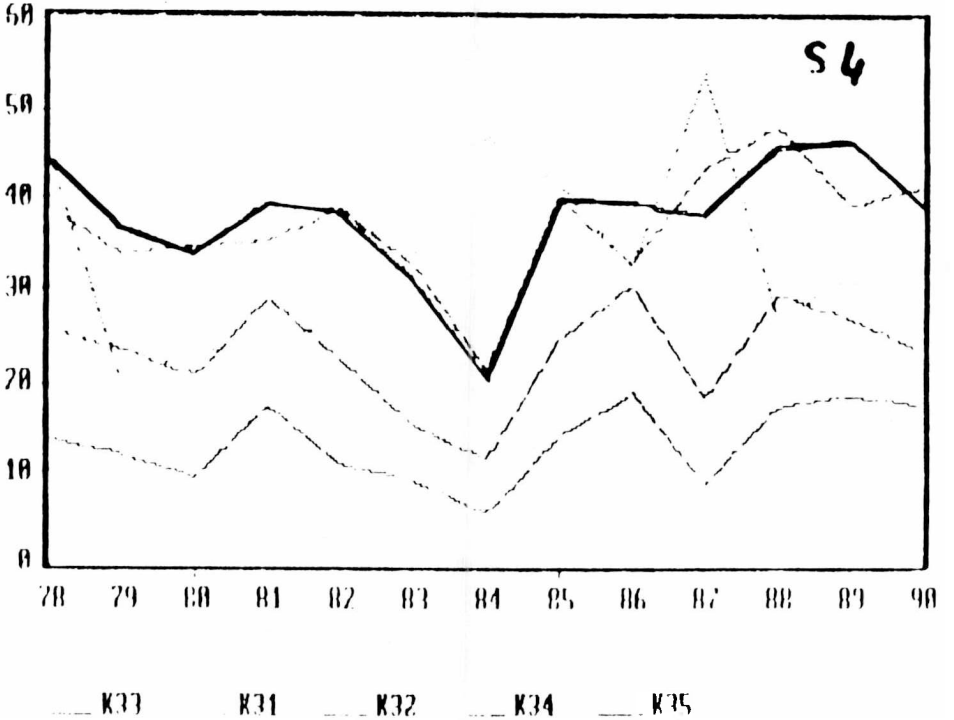

F 11
60
50
40
30
20
10
0
73 74 75 76 77 78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88 89 90
K55
K15
K25
K35
K45

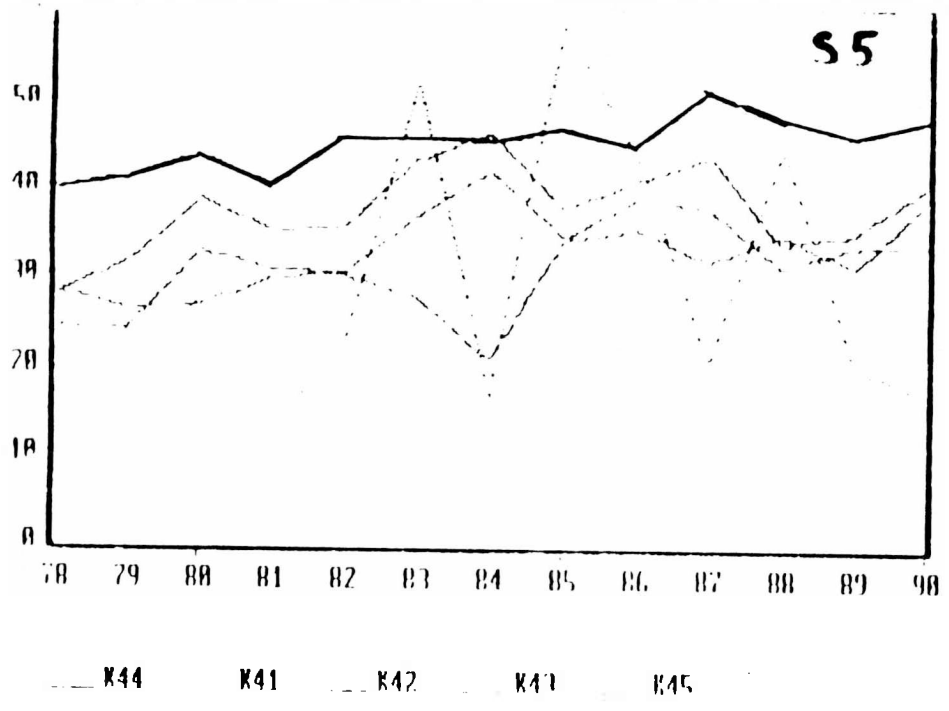

F 10
70
60
50
40
30
20
10
0
73 74 75 76 77 78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88 89 90
K44
K14
K24
K34
K54

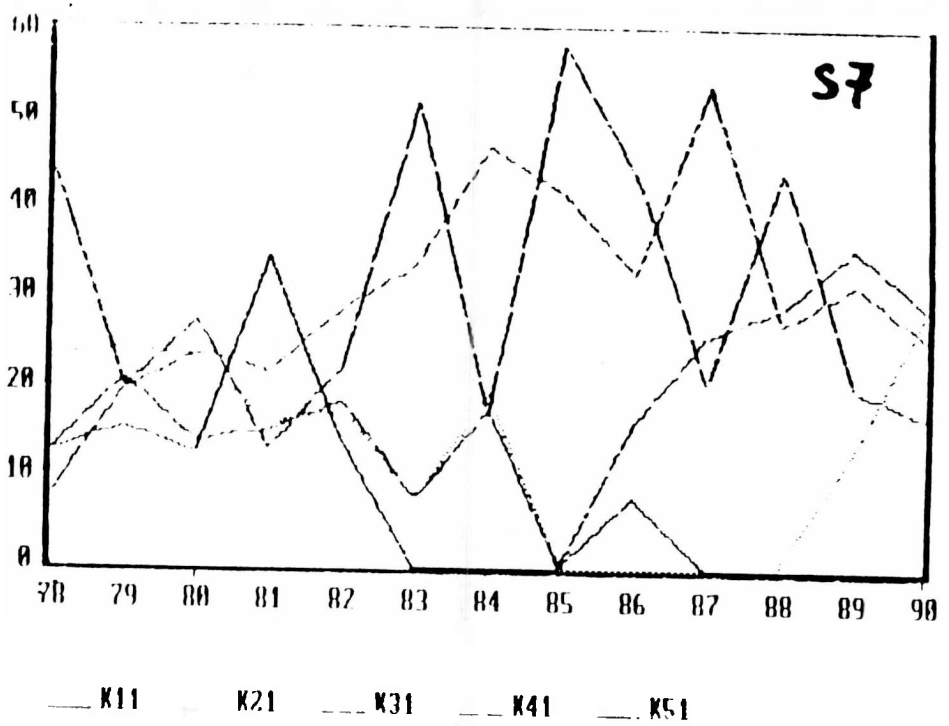

S1
70
60
50
40
30
20
10
0
78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88 89 90
K11 K22 K33 K44 K55

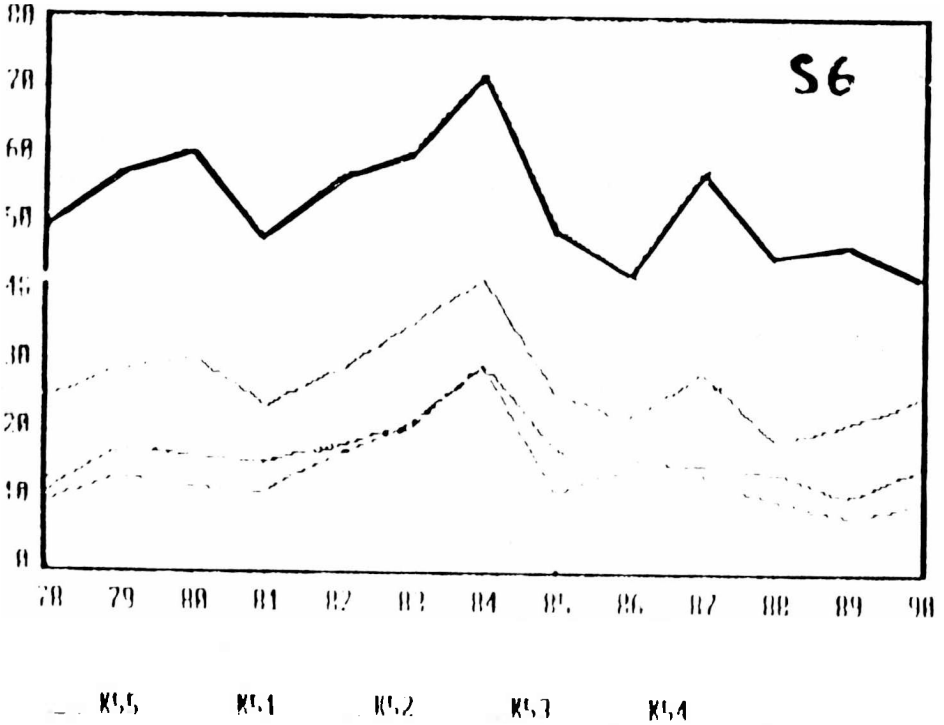

S3
30
25
20
15
10
5
0
78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88 89 90
K22 K21 K23 K24 K25

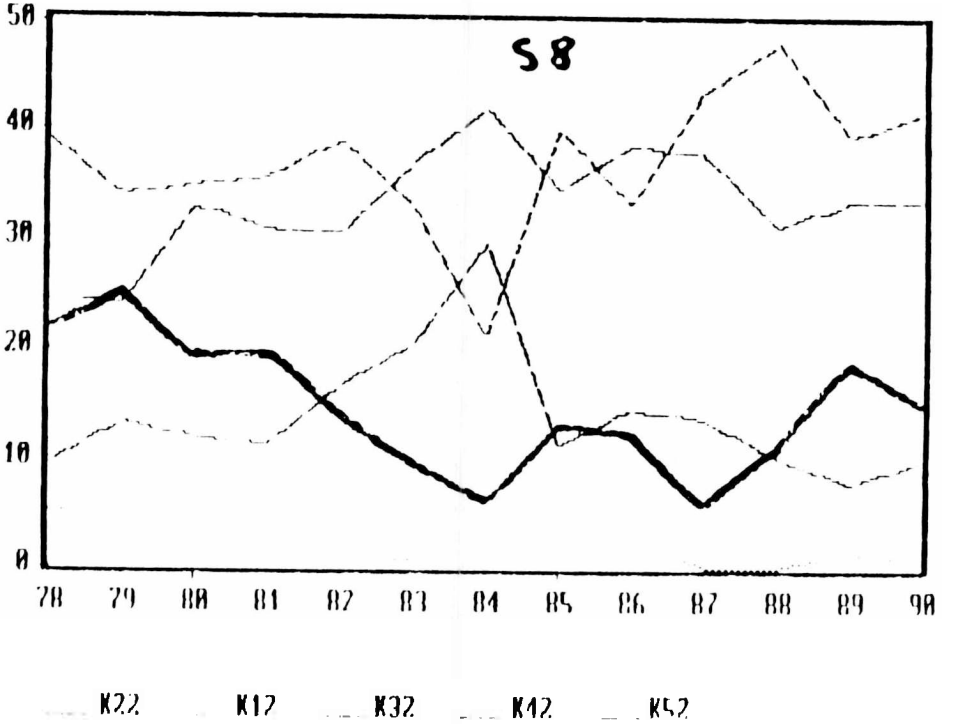

S2
40
35
30
25
20
15
10
5
0
78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88 89 90
K11 K12 K13 K14 K15

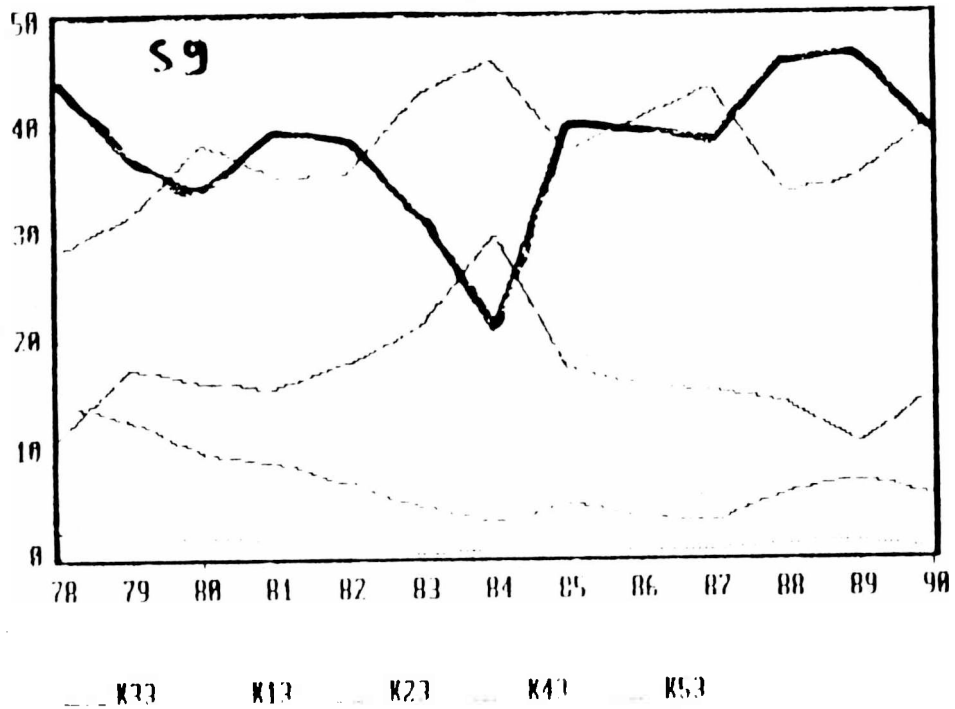

S4
60
50
40
30
20
10
0
78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88 89 90
K33 K31 K32 K34 K35

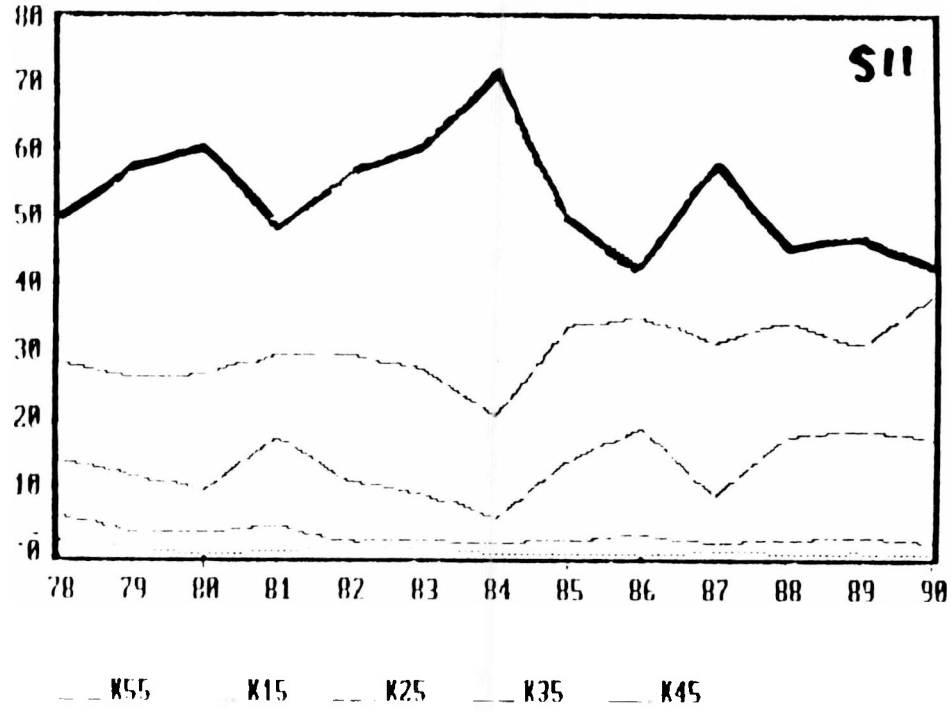

S5
50
40
30
20
10
0
78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88 89 90
K44 K41 K42 K43 K45

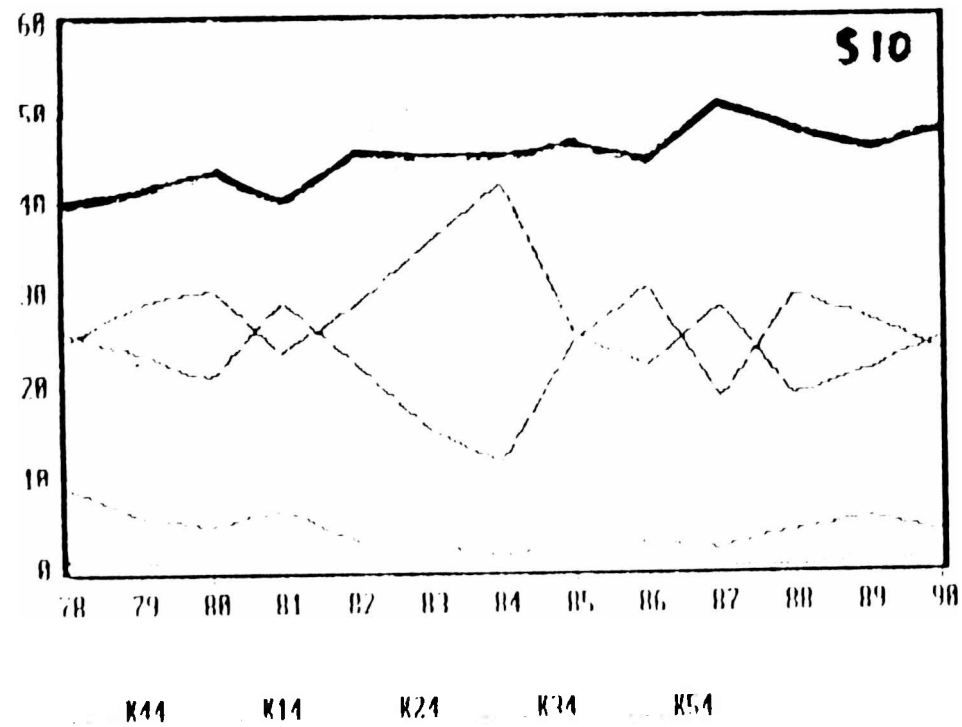

S7
50
40
30
20
10
0
78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88 89 90
K11 K21 K31 K41 K51

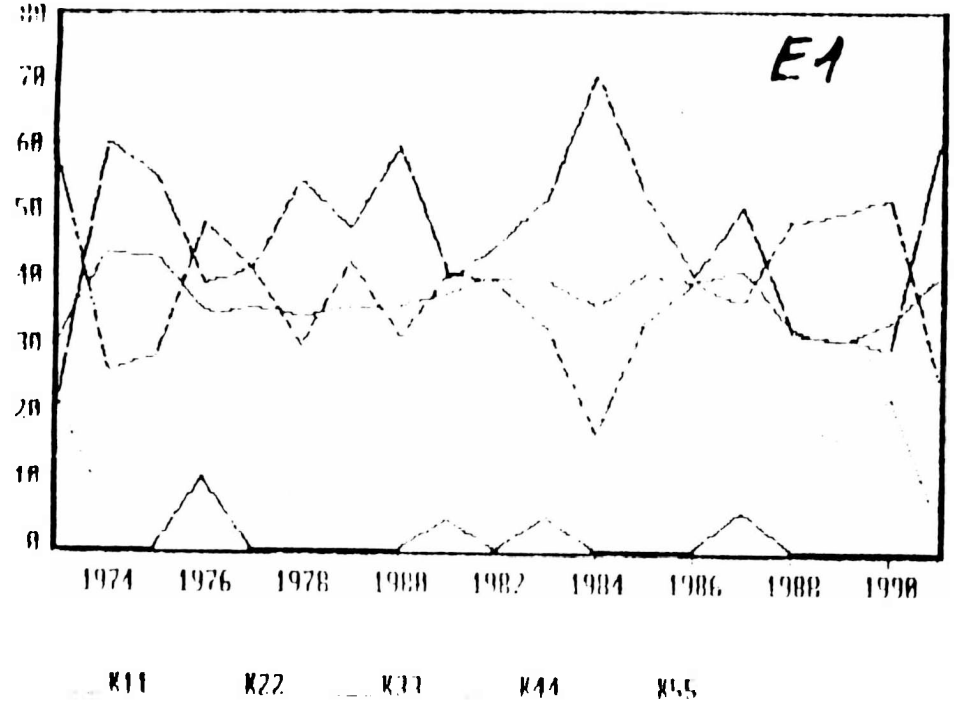

S6
80
70
60
50
40
30
20
10
0
78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88 89 90
K55 K51 K52 K53 K54

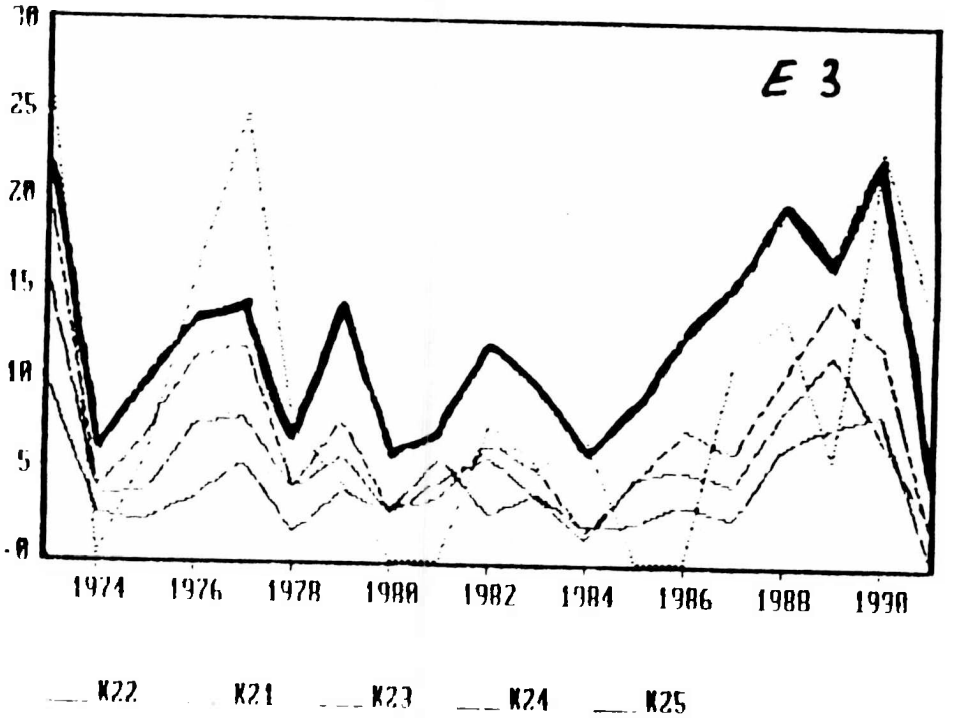

S8
50
40
30
20
10
0
78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88 89 90
K22 K12 K32 K42 K52

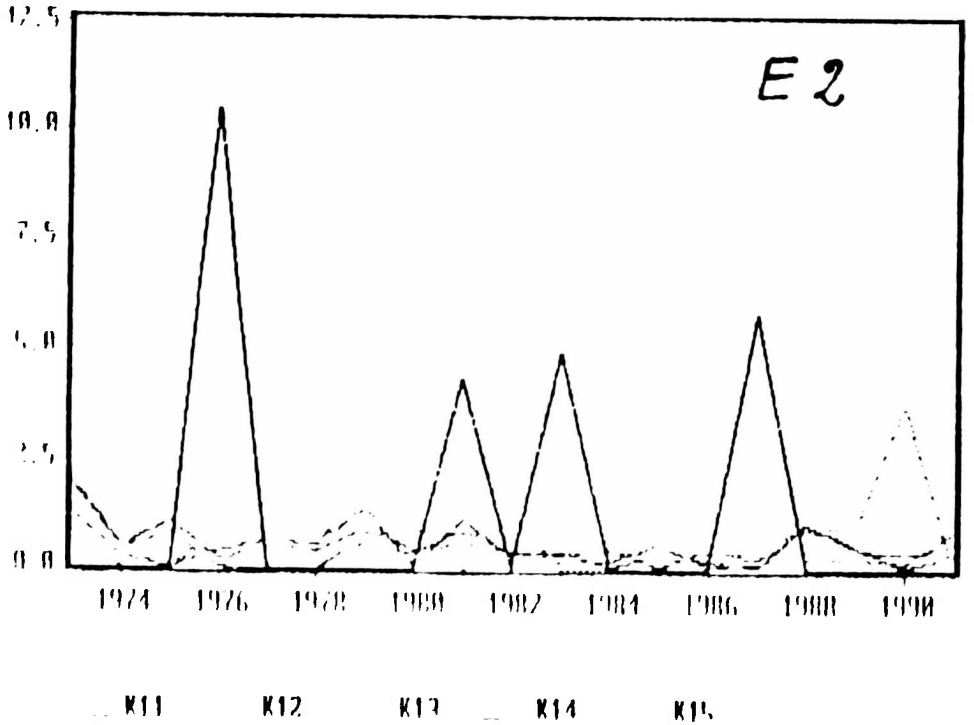

S9
50
40
30
20
10
0
78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88 89 90
K33 K13 K23 K43 K53

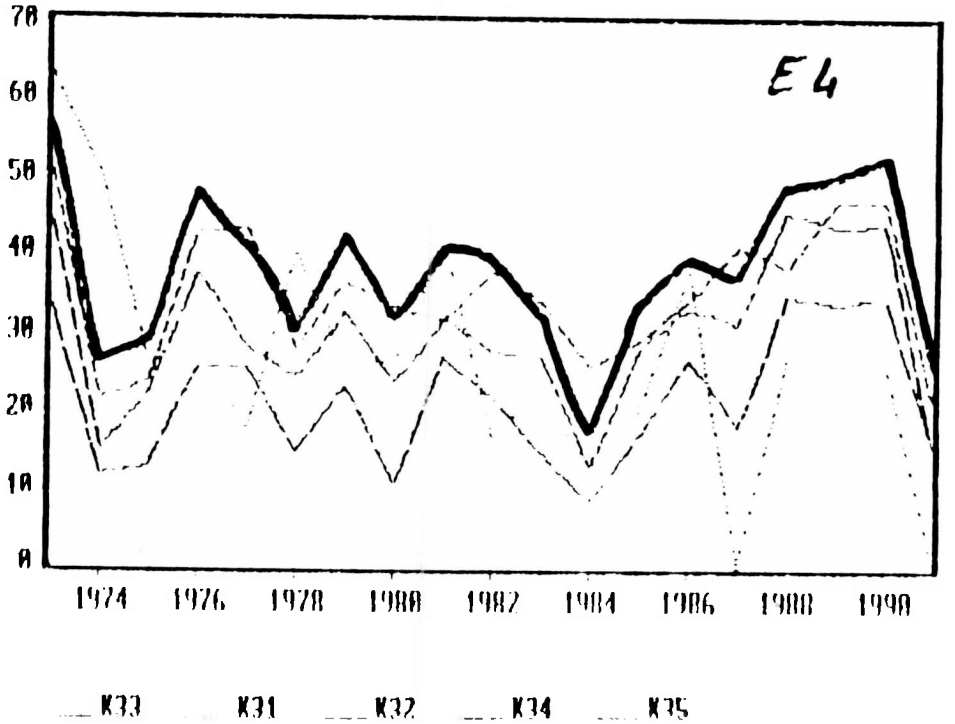

S11
80
70
60
50
40
30
20
10
0
78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88 89 90
K55 K15 K25 K35 K45

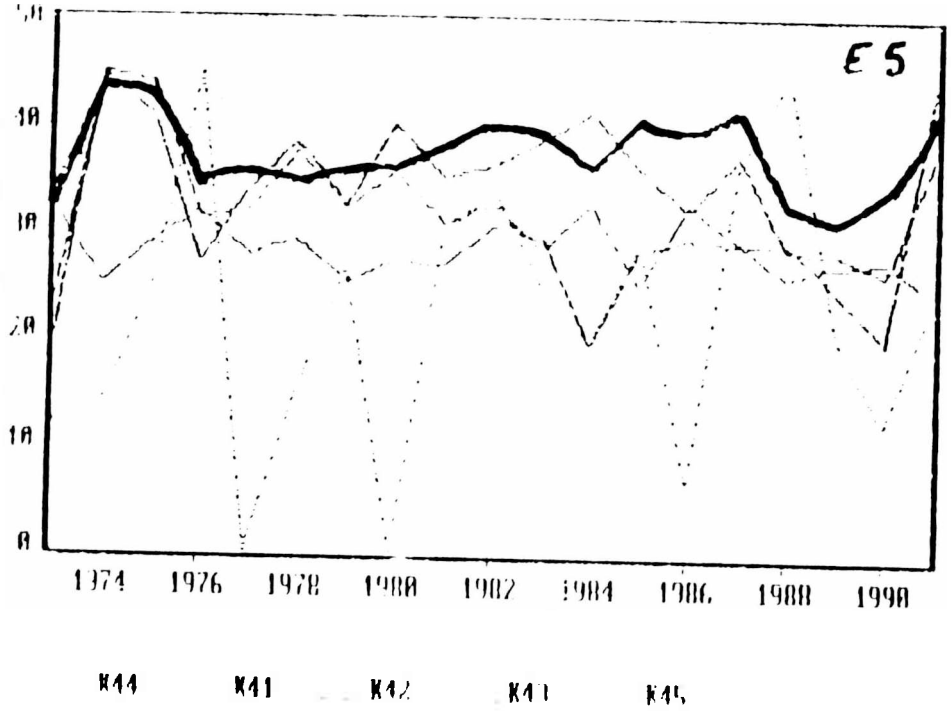

S10
60
50
40
30
20
10
0
78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88 89 90
K44 K14 K24 K34 K54

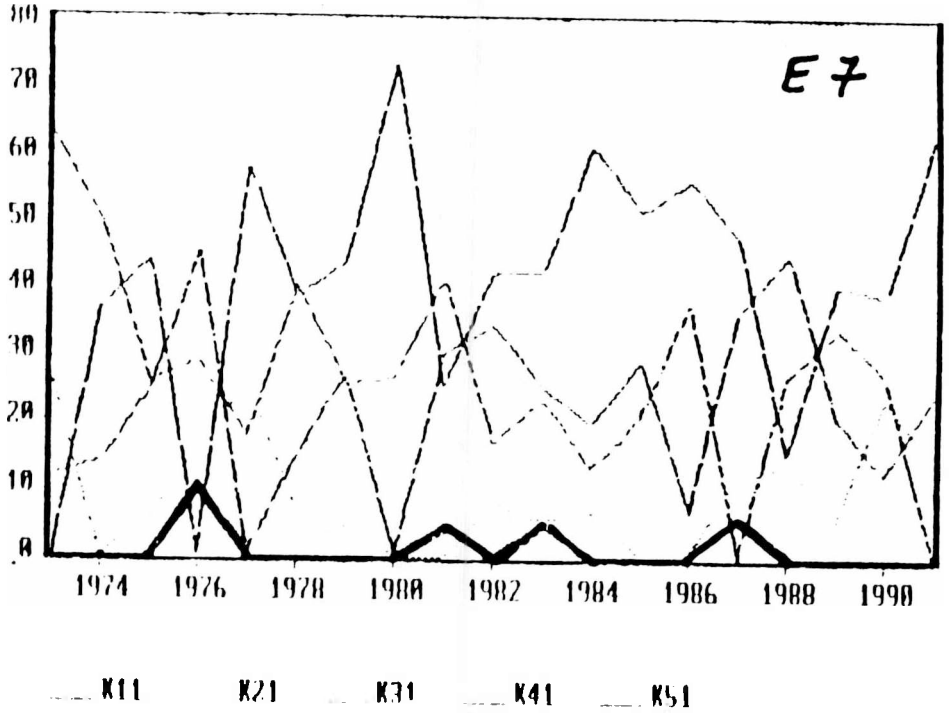

E1
80
70
60
50
40
30
20
10
0
1974 1976 1978 1980 1982 1984 1986 1988 1990
K11 K22 K33 K44 K55

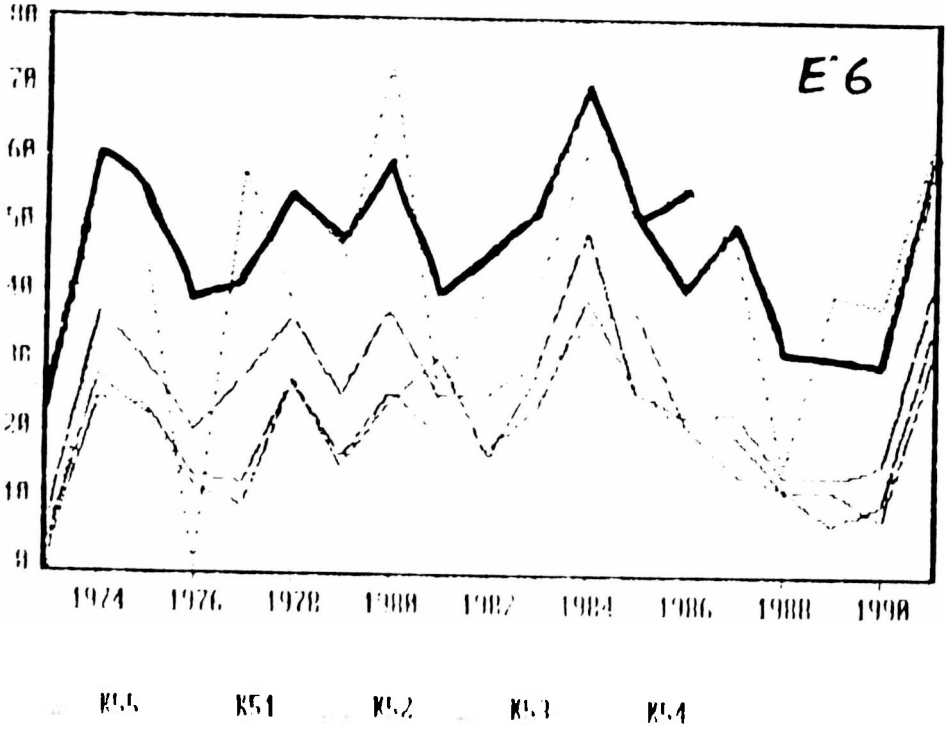

E 3
30
25
20
15
10
5
-0
1974 1976 1978 1980 1982 1984 1986 1988 1990
K22 K21 K23 K24 K25

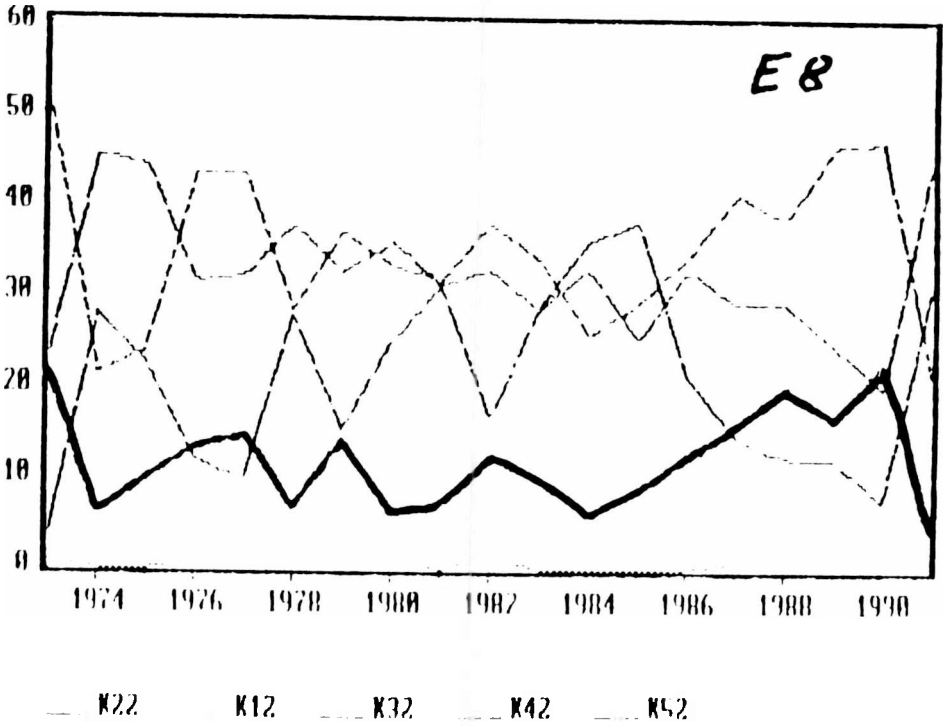

E 2
12.5
10.0
7.5
5.0
2.5
0.0
1974 1976 1978 1980 1982 1984 1986 1988 1990
K11 K12 K13 K14 K15

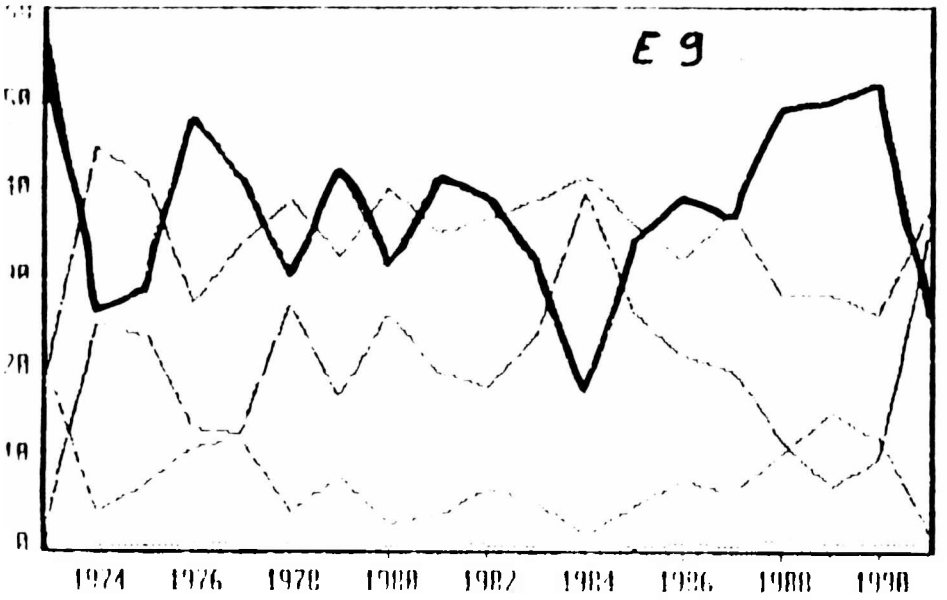

E4
70
60
50
40
30
20
10
0
1974 1976 1978 1980 1982 1984 1986 1988 1990
K33 K31 K32 K34 K35


E5
1974 1976 1978 1980 1982 1984 1986 1988 1990
K44 K41 K42 K43 K45

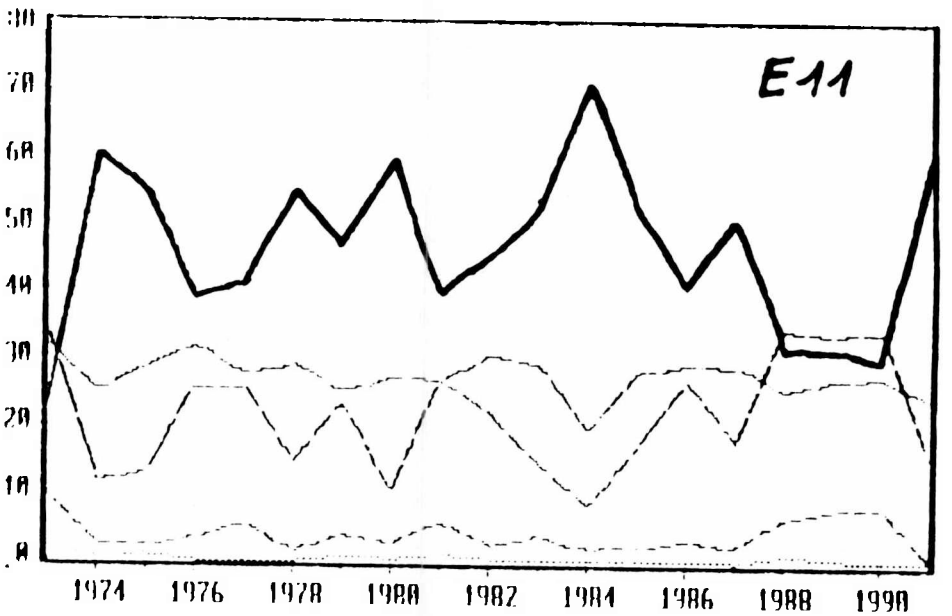

E7
1974 1976 1978 1980 1982 1984 1986 1988 1990
K11 K21 K31 K41 K51


E6
1974 1976 1978 1980 1982 1984 1986 1988 1990
K55 K51 K52 K53 K54

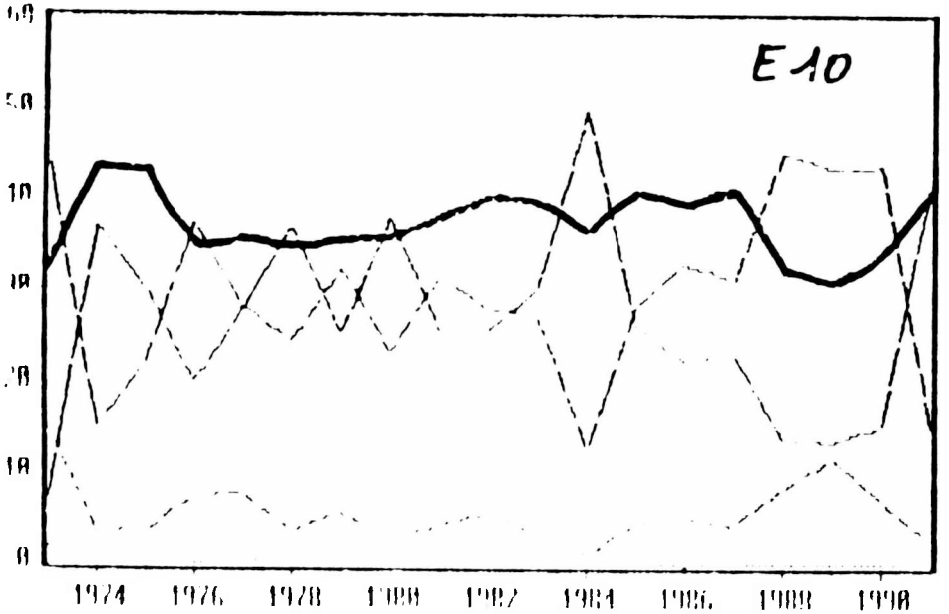

E8
1974 1976 1978 1980 1982 1984 1986 1988 1990
K22 K12 K32 K42 K52



K33 K13 K23 K41 K53



K55 K15 K25 K35 K45



K44 K14 K24 K34 K54

12 MARS 1992

CAHIER DE RECHERCHE

Récemment parus :

Chômeurs au fil du temps, par Isa Aldeghi, N° 21, Novembre 1991.

Deux analyses lexicales : Les améliorations à apporter au fonctionnement de la société - L'image du milieu professionnel, Enquête "Conditions de vie et Aspirations des Français", par Laurent Clerc, Ariane Dufour, N° 22, Janvier 1992.

La codification des objets complexes : réflexions théoriques et application à un corpus de 8 000 produits alimentaires, par Saadi Lahlou, Joelle Maffre, Valérie Beaudouin, N°23 Décembre 1991.

Nature et traitement statistique des données textuelles : réflexions méthodologiques, par Anne-Lise Aucouturier, Valérie Beaudouin, Isabelle Blot, Didier Faivre, Saadi Lahlou, Julie Micheau. N° 24, Décembre 1991.

Effets cumulés de différents critères socio-démographiques sur les réponses à une question d'opinion : résultats empiriques commentés d'une segmentation, d'une régression logistique et d'une analyse discriminante sur coordonnées factorielles, par Laurent Clerc, Jean-Luc Volatier, N° 25, Février 1992.

La prise en compte du long terme dans la conception et l'évaluation des politiques publiques : I. Rétrospective de la prospective, par Guy Poquet (avec la collaboration de Marie-France Raflin), N° 26, Février 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