

UNIVERSITÉ DES ANTILLES ET DE LA GUYANE

UFR de Sciences juridiques et économiques

**CONFIANCE DU CONSOMMATEUR,
CONSOMMATION, ET ACTIVITÉ ÉCONOMIQUE**

THÈSE POUR LE DOCTORAT EN SCIENCES ÉCONOMIQUES

(Arrêté du 30 mars 1992)

Présentée et soutenue publiquement le 23 novembre 2002 par :

Teddy JEAN-BAPTISTE

Directeur de recherche :

Fred CÉLIMÈNE, Professeur à l'Université des Antilles et de la Guyane

Jury :

Georges BRESSON, Professeur à l'Université Panthéon-Assas Paris 2

Fred CÉLIMÈNE, Professeur à l'Université des Antilles et de la Guyane

Jacky FAYOLLE, Professeur associé, IRES

François GARDES, Professeur à l'Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne

Patrick SEVESTRE, Professeur à l'Université Paris 12 Val-de-Marne

L'Université des Antilles et de la Guyane n'entend pas donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans les thèses ; ces opinions doivent être considérées comme propres à leurs auteurs.

Remerciements

Je remercie très chaleureusement Fred Célimène, mon directeur de thèse pour la confiance et les conseils qu'il a su me prodiguer au sein du CEREGMIA, depuis le DEA d'Analyse et Politique Economiques Approfondies.

Je remercie les professeurs Antoine d'Autume et Hubert Kempf pour m'avoir donné le libre accès aux manifestations d'EUREQua (Paris 1) et à sa salle informatique, et de m'avoir ainsi permis de fréquenter de grands économistes nationaux ou internationaux mais aussi de brillants doctorants. Je voudrais remercier Hubert Kempf en particulier pour les discussions que nous avons eues au début de la thèse et qui m'ont permis de voir non seulement les risques inhérents au sujet mais aussi les pistes qu'il valait mieux privilégier.

Un grand merci à Pierre Cahuc qui m'a aiguillé de manière informelle tout au long de ma thèse et qui m'a toujours favorisé l'accès à la Maison des Sciences Economiques de Paris 1 et à son centre de documentation Le Titien.

Mes remerciements sont aussi pour Georges Bresson, directeur du laboratoire ERMES (Paris 2), qui a su m'encourager et m'orienter vers une thèse plus économétrique. En accord avec Alain Pirotte, il m'a également permis d'amender un de ses programmes, lequel a été très utile pour le troisième chapitre de cette thèse.

Comment ne pas remercier Alexandre Gautier, responsable de la consommation et de l'épargne à la Division "Compte Trimestriels" de l'INSEE, contact permanent tout au long de la thèse mais surtout pourvoyeur de bases de données sur la confiance du consommateur en France et en Europe.

Je remercie particulièrement mes amis de l'université. Gilles Joseph, pour son soutien constant lors de mes nombreux voyages à Paris, Myriam Landel pour nos échanges amicaux extra-universitaires, Sandra Laurol pour sa compagnie régulière et non moins agréable au CEREGMIA et à l'ARDTM, Sandrine Daunar ma correspondante attitrée de Londres avec qui je ne me lasse jamais de réfléchir, Saturnin Dokoui, Samuel Bates et Olivier Pognon, mes fidèles compagnons du CEREGMIA et de TD, Gaston Leuly-Joncard pour son humour décalé et ses encouragements, Thrycia Tite pour sa gentillesse, et Valérie Angeon dont la rigueur m'a toujours stimulé. Une reconnaissance particulière pour William Nisima avec qui j'ai eu beaucoup de plaisir à travailler notamment dans le domaine de l'économétrie. Je remercie Frédéric Karamé pour ses commentaires et son aide en ce qui concerne mes travaux

économétriques. Merci à Arnaud Belliard de m'avoir assisté lors de mes premiers pas sur SAS. Je remercie aussi Victor Vaugirard de m'avoir aiguillé dans le choix de certains modèles. Enfin, j'adresse mes remerciements à Samira Guénnif pour les conseils pratiques qu'elle m'a prodigués. La plupart de ces personnes précitées en relisant mes articles et toute ou partie de la thèse m'ont prodigué des conseils avisés dont j'ai essayé de tenir compte en dépit de toutes les insuffisances de ce document final, lesquelles sont de mon seul fait. Qu'elles trouvent ici le témoignage de ma reconnaissance.

Je remercie tout le personnel enseignant et administratif de la faculté de Droit et d'Economie de la Martinique. Les enseignants-chercheurs du CEREGMIA ne sont pas oubliés. Mes remerciements les plus sincères à Kinvi Logossah que j'ai eu le plaisir d'avoir comme professeur puis comme co-auteur, et à Jean-Michel Salmon pour sa relecture. Je voudrais également remercier Chantal Pamphile et Olivier Montout pour leur soutien logistique et moral.

Je remercie tous mes amis qui m'ont toujours soutenu, même quand ça leur paraissait un peu long. Un grand merci particulier à Anne-Marie, Claude, Côme, Darlène, David, Germain, Jean-Gilles, Jean-Michel, Jeanne, Julianie, Miguel, Moïse, Patrice, Peggy, Pierrette, et Yvonne. Ma profonde gratitude va à Francine, qui est plus qu'une amie, pour son soutien, sa présence et son amitié.

Je tiens à remercier profondément ma famille en général, mes grands-parents, mon père, ma mère et ma sœur Carine en particulier sans lesquels je n'aurais eu les moyens d'atteindre mes objectifs. Plus que des soutiens, ils ont été des proches sur lesquels je pouvais toujours compter. Enfin, je voudrais remercier Celui qui m'a aidé durant toutes ces années à avancer et à faire de mon mieux.

Introduction Générale

“L’état de la confiance, comme disent les hommes d’affaires, est une chose à laquelle ils prêtent toujours l’attention la plus inquiète et la plus vigilante. Mais les économistes ne l’ont pas analysée avec soin et se sont contentés le plus souvent d’en discuter en termes généraux.”

Keynes 1936, [1969], p. 164

Le passage d’un concept sociologique dans la sphère économique peut être appréhendé de deux manières très différentes. D’un côté, il peut être l’émanation d’un totalitarisme économique désirant s’approprier toutes les sciences sociales. De l’autre, il peut être envisagé comme un rapprochement nécessaire entre l’économie et la sociologie.

En se situant dans cette dernière optique, il est plus aisé de considérer les progrès réalisés par la science économique lorsqu’elle a su utiliser des concepts éminemment sociologiques. Ainsi, le travail si couramment formalisé dans des modèles, avant de devenir une variable économique, était une valeur sociale. Plus récemment, l’information qui est à la base de la communication et a fortiori de la socialisation s’est transformée en une ressource économique incontestée. Pourquoi la confiance ne serait-elle pas au nombre de ces concepts ?

Si du point de vue de Keynes, la question aurait reçu un traitement favorable, pour une grande partie des économistes, jusque dans les années soixante-dix, elle est au mieux anecdotique, au pire déplacée. Il est vrai que l’homo economicus n’est pas un homo fidelis (Schmidt, 1993), c’est-à-dire un individu dont toute la vie serait régie par la confiance.

Néanmoins, depuis les années quatre-vingt, plusieurs études ont révélé que l’intégration de la confiance dans l’univers individualiste et par trop rationnel de l’économie standard permettait d’expliquer des mécanismes économiques tels l’initiation et la poursuite de relations commerciales ou professionnelles, et les décisions d’investir ou de consommer en univers incertain. En particulier, la confiance y apparaît comme “un réducteur pratique” de l’incertitude (Thuderoz, Mangematin et Harrison, 1999, p. 6). Ces études sont l’œuvre de sociologues comme Coleman (1990) et Fukuyama (1995), et d’économistes comme Weil (1987), Kreps (1990), Acemoglu et Scott (1994), et autres théoriciens de l’économie des conventions (Orléan, 1994a et b; Gomez, 1994). Par conséquent, dans cette introduction générale, nous souhaitons

donner une vision suffisamment générale de la pertinence de la confiance dans la science économique, tout en insistant sur les avantages que présente l'étude de la confiance des consommateurs, l'exercice ayant pour finalité l'exposé et la justification de la problématique de la thèse.

Dans la première section de cette introduction générale, on présentera les différentes acceptions de la confiance afin de bien délimiter les contours du concept de la confiance des consommateurs. Dans la seconde, on verra qu'avant l'apparition des premières justifications de la confiance dans la science économique, la confiance n'était appréhendée que sous l'angle sociologique et ne suscitait pas beaucoup d'intérêt pour les économistes, à quelques exceptions près. Dans la troisième section, on retracera comment à partir de la fin des années quatre-vingt, elle a été intégrée dans la science économique au point de devenir une variable économique de plus en plus conforme à l'économie standard. On verra que dans certains développements, la confiance devient plus pertinente en tant que concept économique, mais elle l'est moins en tant que concept sociologique. Dans la quatrième section, avant d'exposer la problématique de la thèse, on montrera l'intérêt de se concentrer sur l'étude de l'impact de la confiance des consommateurs sur l'activité économique en général et la consommation en particulier. La cinquième et dernière section présentera le plan de la thèse.

0.1 Les acceptions de la confiance

Il convient de préciser les différentes acceptions de la confiance et leurs origines pour mieux comprendre l'objet de la thèse à savoir la confiance des consommateurs.

La confiance dérive des mots latins *fidere* et *fides*, qui sont traduits respectivement par *se fier à* et *foi* en français. En anglais, le mot confiance est traduit tantôt par *trust* tantôt par *confidence*. Le premier suggère un sentiment plus fort qui ne se justifie pas toujours. C'est par exemple la croyance que quelqu'un est capable de faire quelque chose comme on le lui a indiqué. Quant au second, il exprime un sentiment plus modéré mais souvent justifié.

Selon Seligman (1998), *confidence* est un sentiment fondé sur le fait que chaque acteur considère que toutes les interactions se feront dans un système donné. Dans ce système, les actions sont identifiables et prévisibles, car le participant connaît soit

l'identité et les habitudes de son partenaire (familiarité), soit les sanctions auxquelles il s'expose en cas d'infraction. *Trust* est un sentiment qui apparaît lorsqu'un tel système n'existe pas. Par exemple, le partenaire est inconnu ou son comportement est imprévisible. A travers ces deux mots anglais, Guennif (2000) distingue deux types de confiance. Le premier type (*confidence*) est rendu par l'expression *avoir confiance* tandis que le second (*trust*) est traduit par *confiance interindividuelle* et renvoie à l'expression *faire confiance*.¹

D'un point de vue plus général, Capet (1998) remarque que *trust* fait plus référence à une action qu'à un état, contrairement à *confidence*.² Cette différence n'est pas rendue par la langue française qui ne conçoit la confiance que sous l'angle du sentiment et de l'état. En revanche, on la retrouve aussi dans le latin, où le sens de *fides* et de *fidere* est renforcé par le préfixe *con*, ce qui donne le mot *confidentia* (se fier entièrement). La langue germanique fait la même distinction et ajoute le préfixe *ver* à la racine *trauen* (croire en quelqu'un ou en quelque chose), *vertrauen* signifiant mettre son espoir dans une relation.

Si la langue française présente une limite sémantique, la prise en compte du contexte dans lequel est utilisé le mot confiance permet de distinguer ces deux sens. On peut donc définir de manière très générale la confiance comme le sentiment de sécurité éprouvé par celui qui croit en quelqu'un ou en quelque chose. Ce sentiment peut être plus ou moins fort. Ainsi, un individu aura une confiance plutôt mesurée, une grande, et même une très grande confiance (foi), ou a contrario peu de confiance, de la méfiance, voire de la défiance. La confiance est donc étroitement liée à la foi par la croyance qu'elle implique, mais s'en distingue par sa vulnérabilité. Elle est plus sûre que la simple croyance mais n'atteint pas l'assurance de la foi. Servet (1994, p. 49) a caractérisé la confiance à l'aide d'un axe (Figure 1).

Pour lui, la défiance, la méfiance, la foi sont des degrés positifs ou négatifs de la confiance.³ Si cette représentation est idoine, il nous paraît plus explicite d'ajouter

¹Guennif (2000) donne la définition suivante de la confiance interindividuelle : "*Faire confiance, c'est assumer le risque que les anticipations touchant aux intentions, aux compétences de l'autre soient déçues*" (p. 46).

²A titre d'exemple, on traduit *accepter quelque chose les yeux fermés* par *to take something on trust* et *voter la confiance à l'égard du gouvernement* par *to pass a vote of confidence in the government*.

³La méfiance est le fait de ne pas se fier. La défiance ajoute à ce sentiment la crainte d'être trompé.

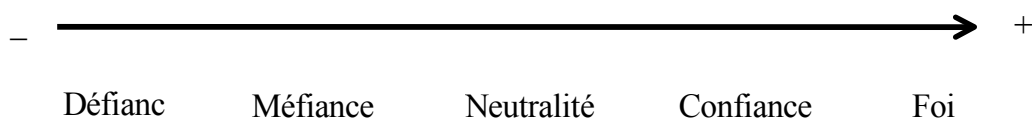


FIG. 1 – Axe de confiance de Servet

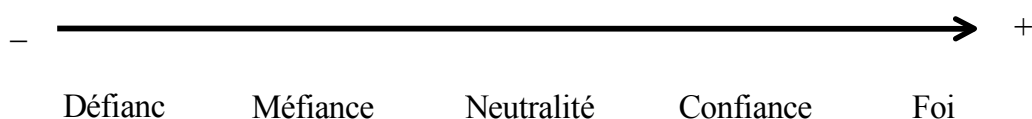


FIG. 2 – Axe de confiance intégrant la neutralité

sur l'axe la neutralité entre la méfiance et la confiance. La neutralité est sur un axe allant de moins l'infini à plus l'infini, le zéro de l'origine.

Sur le nouvel axe (Figure 2), le mot anglais *trust* se situerait sur l'axe entre confiance et foi, tandis que *confidence* serait entre neutralité et confiance. Ainsi, les travaux en sciences économiques retenant un concept de la confiance plutôt sociologique consacrent l'aspect *trust*. En revanche, les travaux plus proches de l'économie standard privilégient l'aspect *confidence* de la confiance.

Il est d'usage de faire la différence entre la *confiance horizontale* qui lie des individus ou des entités semblables et la *confiance verticale* qui unit des individus ou des entités hiérarchiquement différenciées. Par exemple, dans l'analyse de Wintrobe et Breton (1986), la productivité est une fonction positive de la confiance verticale (confiance entre l'employeur et ses employés), et négative de confiance horizontale (confiance entre employés). Et, la meilleure structure organisationnelle est celle qui maximiserait la première et minimiserait la seconde. Par souci de précision, il est possible de dissocier la confiance verticale ascendante qu'un salarié accorde à son patron et la descendante qu'une entreprise place dans sa sous-traitante.

Quoiqu'un peu moins courant, nous pouvons distinguer avec Bidault et Jarillo (1995) la *confiance morale* de la *confiance technique*. La confiance morale est vue “comme une anticipation d'un comportement acceptable que le partenaire, celui en qui la confiance est placée, se sent contraint d'adopter” (Bidault et Jarillo, 1995, p. 112). Autrement dit, celui qui fait confiance parie sur l'honnêteté de l'autre partie.⁴

⁴Conformément à la distinction de Seligman (1998), la confiance morale renverra à l'aspect *trust*

Quant à la confiance technique, elle suppose que “l’autre partie a les compétences requises pour exercer les tâches spécifiques à la transaction convenue” (p. 113).⁵ Par rapport à la relative exclusivité existant entre confiance verticale et confiance horizontale, confiance morale et technique sont complémentaires. Un individu ne placera pas sa confiance dans un individu incompetent, même si ce dernier est honnête, et inversement.

Cette diversité sémantique n’a en rien facilité l’appréhension de ce concept par les économistes.

0.2 D’une conception opaque aux premières justifications de la confiance en économie

Avant les années quatre-vingt, la confiance est pour les économistes un concept purement sociologique. Si certains comme Keynes ou Knight veulent lui reconnaître une utilité en économie, d’autres, majoritaires, l’excluent de l’analyse économique. C’est à partir des années quatre-vingt que les premières justifications du concept en économie apparaissent.

0.2.1 Une appréhension difficile de la confiance de Smith à Arrow

Avant les années quatre-vingt, la recherche sur la pertinence du concept de la confiance en économie est pour le moins discrète. Néanmoins deux camps semblent s’opposer. Le premier organisé autour des classiques exclut la confiance du raisonnement économique. Le second, initié par les keynésiens, souligne son importance tout en n’approfondissant pas son étude.

Dans la théorie classique, l’individu est dirigé par son égoïsme. Si dans *La Richesse des Nations*, Smith reconnaît que l’homme a souvent besoin de ses semblables, celui-ci ne doit pas faire appel à leur bonté, mais à leur intérêt. Une fois que tous

si le partenaire est inconnu, et à l’aspect *confidence* si les deux individus appartiennent à la même communauté de valeurs.

⁵La confiance technique est aussi appelée dans la littérature confiance de compétence (Sako, 1992).

les égoïsmes exprimés sous forme d'offre et de demande se retrouvent sur le marché, les prix s'ajustent pour le bien-être de tous.

Pour Gomez (1995), l'école libérale en refusant à la confiance une quelconque nécessité, consacre un autre concept : la défiance. En effet, l'individu doit systématiquement se méfier de ses partenaires, car il les sait résolu à poursuivre leurs propres intérêts. Cela est vrai pour la théorie classique, mais aussi pour la théorie de l'agence et la théorie des coûts de transaction. Dans la théorie de l'agence, un mandant (principal) confiera une responsabilité à un mandataire (agent), si en absence de contrôle satisfaisant, il peut l'inciter à ne pas le tromper. Dans la théorie des coûts de transaction de Williamson (1975), les relations marchandes sont contraintes par les coûts de transaction liés notamment à l'opportunisme. Les agents peuvent en effet conserver une partie de l'information ou falsifier les règles pour satisfaire leur intérêt. Quand ces coûts sont trop élevés, c'est-à-dire l'appel au marché est très risqué, les agents sont amenés à internaliser leurs transactions. Néanmoins, en leur permettant de se prémunir contre l'opportunisme, le recours à l'autorité réduit les coûts de transaction associés à une intervention sur le marché ainsi que l'incertitude stratégique. Williamson s'écarte donc de la théorie libérale en montrant que la recherche de l'intérêt individuel (dont l'opportunisme n'est qu'une expression) ne conduit pas forcément au bon fonctionnement du marché. En revanche, il la prolonge en déniaut à la confiance le droit de jouer un rôle dans les relations marchandes, puisque c'est l'opportunisme qui menace ces dernières et non l'insuffisance de confiance.

Le deuxième camp ne remet pas en cause la logique individualiste, mais présente la confiance comme un élément fondamental de l'action individuelle et de l'activité économique.

Knight (1921) et Keynes (1921) mettent tous deux en évidence le lien étroit qui existe entre la confiance et l'incertitude.⁶ Selon Knight (1921), les individus effectuent des estimations lorsqu'ils désirent agir en situation d'incertitude.⁷ Toutefois, avant de passer à l'acte, ils doivent évaluer le degré de confiance qu'ils peuvent accorder à leurs estimations. La confiance conditionne alors la réalisation de l'action individuelle.

⁶Pour une présentation approfondie des liens entre la confiance et l'incertitude, se reporter à Coriat et Guennif (1998), et à Guennif (2000, chapitre 1).

⁷Knight fait la différence entre la vraie incertitude (*true uncertainty*) et le risque. La première nécessite que l'individu fasse des estimations pour prendre une décision. Le second est une incertitude mesurable à laquelle on peut affecter une probabilité.

Dans son *Traité de probabilité* de 1921, Keynes stipule que les individus doivent formuler des probabilités subjectives en incertitude, car il n'ont accès qu'à des informations partielles. Avant toute action, les individus trient d'abord les informations qu'ils collectent en conservant les informations pertinentes et en rejetant les informations jugées non pertinentes (évaluation du poids du raisonnement). Puis, entre les informations pertinentes, ils distinguent les preuves favorables des preuves défavorables (évaluation de la probabilité du raisonnement). Les premières permettent de confirmer les probabilités subjectives - ce qui conduit à l'exécution de l'action individuelle -, et les secondes de les infirmer - ce qui entraîne le report de cette action. En d'autres termes, pour que l'action individuelle ait lieu, il faut que sur la base des informations triées, les individus aient suffisamment confiance dans leur raisonnement.

Dans la *Théorie Générale* de 1936, Keynes aborde de manière explicite trois aspects de la confiance : l'état de confiance vis-à-vis des affaires, "l'optimisme naturel", et la confiance des institutions de crédit.

Pour lui, l'état de la confiance vis-à-vis des affaires a une très grande influence sur l'efficacité marginale du capital. Tout se passe comme s'il y avait une convention stipulant la continuité de l'état actuel des affaires jusqu'à ce qu'un changement important soit anticipé. Ainsi, l'investisseur individuel ne considère que le risque lié au changement susceptible de survenir lors de la prochaine courte période, le long terme n'étant qu'une succession de courtes périodes. Il investira d'autant plus qu'il pourra modifier ses positions au moment souhaité. Ce mécanisme renforcé par le développement des marchés financiers rend néanmoins plus difficile le contrôle de l'investissement.

Le deuxième aspect est l'optimisme naturel. Keynes juge qu'il gouverne autant certaines activités (et même plus) que la prévision. Aussi, ces activités sont-elles mises à mal, s'il s'affaiblit pour des raisons politiques ou autres. Une analyse de l'investissement exhaustive ne peut négliger ce facteur psychologique. Enfin, Keynes souligne l'importance de la confiance des établissements de crédit vis-à-vis des emprunteurs. Lorsque celle-ci se dégrade, elle provoque une chute des actions, une baisse de l'efficacité marginale, et donc une dépression.

Dans *Les limites de l'organisation*, Arrow (1974) attribue en partie le retard économique de plusieurs pays à la faiblesse de la confiance mutuelle. Pour lui, "*la confiance est un 'lubrifiant' important du système social; elle est extrêmement ef-*

ficiente; elle évite de se donner la peine d'avoir à apprécier le crédit que l'on peut accorder à la parole des autres" (Arrow, 1974 [1976], p. 23). Elle ne peut néanmoins être marchandée, car c'est une externalité. C'est sans doute la raison principale qui pousse Arrow à ne pas s'attarder sur l'étude de la confiance.

Contrairement aux classiques et à leurs successeurs, des économistes comme Keynes ou Arrow croient aux vertus de la confiance dans l'activité économique. Néanmoins, ils semblent considérer que son étude s'apparente à une digression en analyse économique.⁸ Avec les années quatre-vingt, la question de l'intégration du concept en économie sera enfin posée.

0.2.2 Les premières justifications du concept de la confiance en économie

Le coup de semonce est venu de sociologues tels Gambetta (1988) et Coleman (1990), et d'économistes tels Wintrobe et Breton (1986), Weil (1987), et Kreps (1990). Ces pionniers ont été suivis par Putman (1993), Fukuyama (1995), Carroll, Fuhrer et Wilcox (1994), Orléan (1994a), et Bidault, Gomez et Marion (1995) pour ne citer que ceux là.

Très vite, des voix s'élèvent pour contester la reconnaissance de l'utilité de la confiance en économie, alimentant des controverses à l'instar de celle opposant Williamson, l'économiste, à Coleman, le sociologue. A partir d'exemples tirés de la vie quotidienne, Coleman (1990) souligne l'importance de la confiance. Dans l'un de ses récits, la machine d'un fermier tombe en panne au cours de la récolte. Le voisin de celui-ci avec son accord demande à un autre fermier d'assurer le reste de la récolte. Ce dernier avec promptitude s'exécute et n'accepte pour seule rémunération que le prix de l'essence.

Pour Coleman, le second fermier a fait confiance au premier, estimant ainsi que l'aide d'aujourd'hui constituait un préalable à l'aide susceptible de lui être apportée demain. En revanche, pour Williamson (1993, 1999), parler de confiance dans ce type

⁸En dépit de l'importance que Keynes accorde à la confiance, il l'aborde dans la Théorie Générale avec beaucoup de prudence. Voici ce qu'il en dit : "il n'y a pas beaucoup à dire a priori sur l'état de la confiance. Nos conclusions devront surtout s'inspirer de l'observation pratique des marchés et de la psychologie des affaires. C'est pourquoi la digression qui suit ne présentera pas le même degré d'abstraction que la majeure partie de cet ouvrage." Keynes 1936 (1969), p. 164

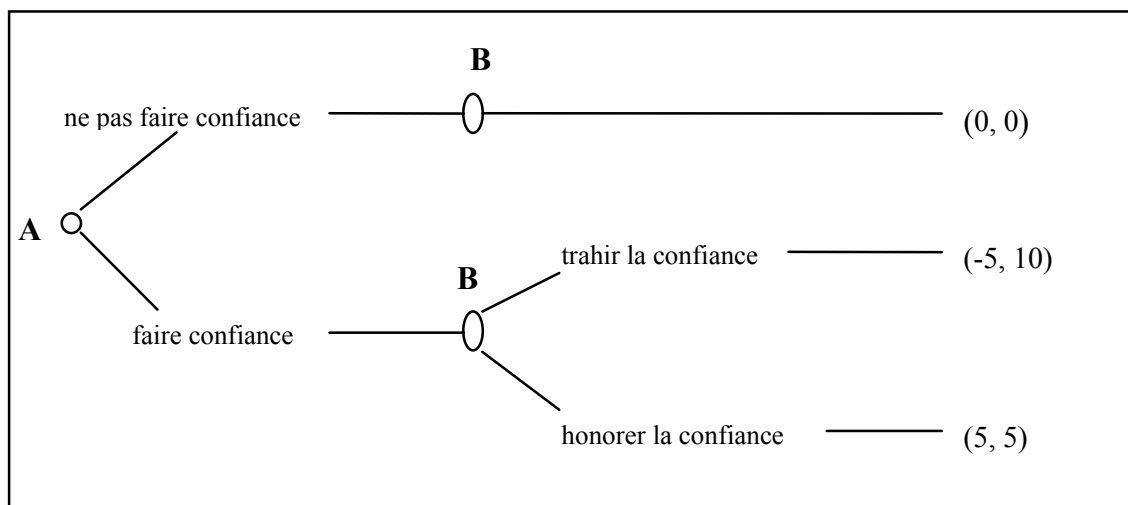


FIG. 3 – Arbre du jeu de la confiance

de relation est non avenu. L'apparente gratuité de l'aide est guidée par le calcul des intérêts d'individus cherchant à maximiser leurs avantages mutuels. De façon plus générale, Williamson ne reconnaît l'utilité de la notion de confiance que dans la mesure où elle concerne les relations familiales, amicales, ou amoureuses.⁹

Pourtant force est de constater avec Kreps (1990) puis Orléan (1994a) que tous les phénomènes économiques ne trouvent pas d'explication dans le calcul des intérêts. En effet, il existe des situations dans lesquelles une relation se pérennise alors même que le comportement exclusif de maximisation de l'intérêt conduirait à son inexistence. Lorsque l'intérêt ne garantit pas la poursuite d'une relation, la confiance pourrait alors apparaître.

Dans le jeu que Kreps considère, un individu *A* a le choix entre "ne pas faire confiance" et "faire confiance" à un individu *B*. S'il choisit la première stratégie, il n'engage pas de relation avec *B*. S'il retient la seconde, *B* a à son tour à choisir entre "honorer la confiance" et "trahir la confiance" de *A*. En fonction des stratégies retenues, les individus *A* et *B* obtiendront les gains représentés par un arbre de khun.

Trois situations sont mises en lumière par cet arbre (Figure 3, Kreps, 1990). Si *A* et *B* ne coopèrent pas, les gains sont nuls $(0, 0)$. Si *A* fait confiance à *B* qui le lui rend bien, les gains sont positifs et équivalents pour les deux individus $(5, 5)$. Enfin,

⁹Pour une critique récente du point de vue de Williamson, se référer à Nooteboom (2002).

si A fait confiance à B à tort, le gain de A est alors négatif, tandis que le gain de B est supérieur à celui qu'il obtenait dans la situation précédente $(-5, 10)$.

La méthode de la récurrence à rebours permet de trouver rapidement l'équilibre de ce jeu. On élimine le couple stratégique "faire confiance ; honorer la confiance", car le choix optimal du joueur B est $(-5, 10)$. On en déduit que le choix de l'individu A est optimal lorsqu'il décide de ne pas faire confiance à l'individu B . Par conséquent, sous l'hypothèse de rationalité, en cherchant à maximiser leur utilité personnelle, les deux individus sont conduits à n'avoir aucune relation. On retrouve le résultat classique du dilemme du prisonnier à savoir que la poursuite de l'intérêt individuel peut éloigner les agents de l'optimum collectif.

Pour sortir de cet imbroglio, il a fallu trouver des mécanismes capables d'assurer la confiance, à savoir le serment, le contrat, et la réputation. Ces derniers ont comme caractéristiques communes : l'intervention d'un tiers extérieur à la relation, l'appartenance des protagonistes à une même communauté, et l'existence de sanctions.

Ainsi, dans le serment, un individu A fait confiance à un individu B de même confession religieuse à partir du moment où B jure sur un texte sacré de respecter sa parole. A pense que la divinité (tiers) châtiara (sanctions) B , si ce dernier venait à s'affranchir de son engagement.

Dans le contrat, A accordera sa confiance à B s'ils appartiennent tous deux à la même communauté juridique, seule habilitée à sanctionner les contrevenants. Toutefois, il le fera à condition que d'une part, les coûts de justice n'anéantissent pas les bénéfices escomptés, et que d'autre part, l'appareil judiciaire puisse vérifier les éventuelles tricheries.¹⁰

La réputation est un mécanisme moins simple. Contrairement aux deux précédents, son analyse se fait dans le cadre d'un jeu répété. A fera confiance à B tant que la variable "réputation" de B ne sera pas entachée par la tricherie. Pour être informé, il est important que A appartienne à la même communauté que B , et puisse observer les actions de B à chaque instant. Cette conjecture est vraie pour tout autre individu A_i . Par conséquent, lorsque B triche, il sera sanctionné par la fin des relations non seulement avec A , mais aussi avec tous les autres A_i .

¹⁰Le Cardinal, Guyonnet et Pouzoulic (1997) attirent l'attention sur le fait que certains contrats sont rédigés dans le seul but d'évincer tout recours à la confiance. Leur objectif est de répertorier toutes les situations possibles et les mesures à prendre. De tels contrats ne peuvent constituer une garantie suffisante pour la poursuite d'une coopération à cause précisément de leur incomplétude. Pour ces auteurs, la confiance est par conséquent un préalable.

La conception de la confiance chez Kreps reste très dépendante de la rationalité individuelle des classiques. En fait, A ne fait confiance à B que s'il pense que B , en respectant ses engagements, maximisera son intérêt. Elle s'éloigne de la conception selon laquelle A accordera sa confiance à B , s'il croit que B respectera ses engagements même lorsqu'il n'aura pas d'intérêt particulier à le faire. Billand (1998) trouve la première conception discutable et la seconde, plus naturelle, car plus proche du sens originel de la confiance. Nous pensons aussi que la première conception est réductrice puisqu'elle enlève à la confiance une partie de sa vertu : l'absence de calcul. Toutefois, en ajoutant le calcul au sentiment de la confiance, elle a le mérite de réconcilier la rationalité chère à l'économiste avec la subjectivité. Sur notre axe, ce sentiment se situerait entre la neutralité et la confiance, et il serait d'autant plus proche de la neutralité que son auteur aurait un comportement maximisateur orthodoxe. Aux Etats-Unis par exemple, comme nous le révèle l'étude de l'histoire économique, ce type de confiance a été déterminant.

0.3 Vers une reconnaissance de la conception économique de la confiance

Dans le prolongement des travaux des pionniers, la recherche s'est organisée et diversifiée. L'objectif ici n'est pas d'être exhaustif mais de présenter l'évolution du concept en économie à travers les principaux axes de recherches. Ainsi, étudiée sur les plans historique et expérimental, la conception de la confiance est davantage sociologique, tandis que dans les analyses d'ordre monétaire ou conjoncturel, une certaine économisation du concept de la confiance peut être observée.

0.3.1 La confiance et l'histoire économique

Fukuyama (1995) étudie les relations existant entre les vertus sociales et la prospérité économique. Il situe au cœur de celles-ci, la confiance. Pour lui, "l'une des leçons majeures que l'on puisse tirer de l'étude de la vie économique c'est que la prospérité d'une nation et sa compétitivité sont conditionnées par une caractéristique culturelle omniprésente : le niveau de confiance propre à la société" (Fukuyama, 1995, [1997], p. 19). A travers plusieurs exemples tirés de l'histoire plus ou moins récente, il montre qu'une économie en expansion est d'abord une communauté dans

laquelle la confiance en surpassant les intérêts personnels conduit des individus à l'intégrer.

Ainsi, dans une société comme les Etats-Unis, où l'individualisme et l'antiétatique font autorité, Fukuyama attribue la constitution de grands groupes industriels à la généralisation de la confiance sociale. Les Américains qu'ils soient patrons ou ouvriers ont su dépasser leurs intérêts familiaux et individuels immédiats pour bénéficier des retombées positives de l'association. Cela est non seulement vrai dans l'industrie - les premières multinationales dans le temps et par leur chiffre d'affaires sont américaines - mais aussi dans les domaines religieux, syndical, scolaire, universitaire, ou caritatif.

Dans la société française, la quasi-absence de corps intermédiaire entre la famille et l'Etat a conduit ce dernier à diriger l'économie. La confiance dans le secteur public en se substituant à la confiance défaillante du secteur privé permet à l'industrie française d'être l'une des plus performantes du monde. En contrepartie, celle-ci s'accommode d'une dépendance peu ou prou forte.

Dans les sociétés chinoises, le rôle de l'Etat a été tout aussi prépondérant. En référence au confucianisme ancestral enseignant la suprématie de la famille sur tout autre lien social, l'Etat s'est chargé de créer les grandes entreprises et d'instiller les investissements étrangers. Par conséquent, en République Populaire de Chine, l'immense majorité des grandes entreprises est publique. Dans une moindre mesure, taiwanais et singapouriens ont éprouvé de grandes difficultés à fonder de grandes structures non familiales. Seul Hong Kong semble déroger à la règle avec un Etat minimaliste, et Fukuyama de remarquer que ses entreprises sont relativement moins grandes.

Quoique de tradition confucéenne, la société japonaise n'a pas eu une confiance en la famille qui se serait développée au détriment d'une confiance générale en la société. La force des liens familiaux n'a pas empêché les associations entre individus non apparentés. La confiance à la japonaise a donc favorisé la création de très grandes entreprises privées (Keiretsu) ne répugnant pas à intégrer des étrangers. Toutefois, le Japon doit son développement économique pour une grande part à l'intervention de l'Etat, à l'instar du MITI.¹¹ En fait, il a des caractéristiques communes avec des pays aussi différents que les Etats-Unis, la France, et la Chine. Ses spécificités culturelles comme l'attitude de soumission face à l'autorité et surtout un niveau

¹¹Le MITI est le ministère japonais du commerce international et de l'industrie.

élevé de confiance l'ont amené à connaître en quelques décennies une croissance sans précédent. Tout au long de son développement, Fukuyama n'a de cesse de montrer comment la confiance est au cœur de la prospérité économique. Cette confiance multiforme naît non pas d'un ensemble de règlements ou d'avantages potentiels, mais des valeurs partagées par une communauté comme la culture, l'éthique, ou la morale.

Avant Fukuyama, Putman s'était déjà intéressé aux origines de la confiance. En 1993, il étudie l'influence négative d'une religion ayant une structure hiérarchique rigide (comme le catholicisme en Italie) sur la formation de la confiance. Il en déduit que dans les pays organisés autour de cette religion, l'efficacité des grandes organisations est amoindrie.

Quelques années plus tard, La Porta, Lopez-de-Silanes, Shleifer, et Vishny (1997) font une étude similaire enrichie toutefois de tests économétriques. A partir d'une base de données sur quarante pays, ils font deux régressions en prenant successivement comme variable expliquée, la confiance en la population et la religion hiérarchique. Les variables explicatives qu'ils retiennent, concernent l'efficacité publique, la participation active à la société, les grandes entreprises, et le bien-être social.

Pour la première régression, ils obtiennent les résultats suivants. La confiance en la population a des effets positifs sur la qualité des infrastructures et du système éducatif, et sur la mortalité infantile. Elle favorise une inflation plus faible, et à un degré moindre, la croissance du produit national brut par habitant.

Parallèlement, ils comparent l'effet de la confiance en la population à l'effet de la confiance en la famille sur l'importance des grandes firmes dans l'économie. Les coefficients sont positifs pour le premier effet et négatifs pour le second. Autrement dit, l'existence de familles repliées sur elles-mêmes handicape la constitution et la survie de grandes entreprises, car leur conservatisme les empêche d'y associer des gens extérieurs.¹²

Dans la seconde régression, La Porta et al. étudient l'influence d'une religion hiérarchique sur la performance des grandes organisations. Par religion hiérarchique, ils entendent le Catholicisme, mais aussi l'Eglise Orthodoxe, et l'Islam. Ils concluent que dans les pays ayant une préférence marquée pour une religion hiérarchique, les grandes organisations sont moins performantes que dans les autres pays. Leur système judiciaire, leur bureaucratie, et leurs infrastructures sont de moindre qualité.

¹²Fukuyama (1995) avait déjà obtenu ce résultat à partir d'une argumentation factuelle.

Le poids des grandes entreprises dans leur économie est inférieur. L'inflation y est généralement plus élevée.

En définitive, La Porta et al. montrent que le développement des grandes organisations est conforté par la confiance en la population, laquelle est en revanche affaiblie par une religion très hiérarchisée.

En 2001, Zak et Knack s'intéressent plus précisément aux conséquences des différents niveaux de confiance sur la croissance économique à partir d'un modèle d'équilibre général avec agents hétérogènes qu'ils testent empiriquement. S'ils retrouvent la plupart des résultats obtenus par La Porta et al., ils montrent en particulier que les institutions formelles et l'homogénéité sociale en favorisant la confiance influencent positivement la croissance. Dans leurs meilleures estimations, ils utilisent comme proxys des institutions formelles un indice des droits de propriété, une variable subjective d'applicabilité des contrats et un indice de perception de la corruption. Comme proxys de l'homogénéité ou de l'hétérogénéité sociale, ils recourent aux coefficients de Gini pour l'inégalité de revenu et pour l'inégalité de la répartition des terres, à l'intensité de la discrimination économique, et à la proportion de la population d'un pays appartenant au groupe ethnique le plus important.

Alesina et La Ferrara (2000) mènent une analyse très proche des précédentes portant toutefois uniquement sur la société américaine. Leur étude économétrique révèle que les croyances religieuses et les origines ethniques ne sont pas des déterminants essentiels de la confiance aux Etats-Unis. En revanche, d'autres facteurs semblent plus décisifs comme le fait d'avoir vécu des expériences traumatisantes dans un passé récent ou d'appartenir à un groupe qui a été historiquement discriminé (les noirs, les femmes).

La confiance en la société ou en la population mise en exergue dans toutes ces études qu'elles soient factuelles ou économétriques peut être rapprochée du concept de *embeddedness* (imbrication) de Granovetter (1985). Pour cet auteur, l'imbrication des individus dans des systèmes de relations sociales favorise la confiance qu'ils s'accordent mutuellement, même si parfois, elle induit des comportements opportunistes.

D'autres auteurs ont privilégié une optique plus micro-économique, en menant des études expérimentales.

0.3.2 Les études expérimentales

Un pan de la recherche s'est fixé comme objectif de tester les mécanismes de la confiance via les études expérimentales. Ces études sont réalisées à partir des enseignements de la théorie des jeux (dilemme du prisonnier, stratégie du donnant-donnant,...). En général, leurs conclusions militent en faveur de la pertinence de la confiance. Nous le verrons à travers l'étude expérimentale de Berg, Dickaut et McCabe (1995), et celle de Bolle (1998).

Berg et al. évaluent à partir d'un jeu d'investissement l'influence de l'histoire sociale sur la confiance et la réciprocité. Comme il y a deux types de joueur, par commodité, nous désignerons les joueurs de la salle A par A_i , et les joueurs de la salle B par B_j . Le jeu se déroule en deux étapes. Au cours de la première, un joueur A_i doit choisir la fraction de sa dotation de dix dollars (10 \$) qu'il enverra au joueur B_j , soit M . Une fois envoyée, le montant triple, soit $3M$. Lors de la deuxième étape, le joueur B_j doit à son tour choisir la fraction qu'il est prêt à retourner à A_i , soit $k3M$. Le paiement du joueur A_i sera alors $P_a(M, k) = 10 - M + k3M$ et celui de B_j , $P_b(M, k) = 3M - k3M$. Si les sujets maximisent une fonction d'utilité indirecte, les joueurs B_j ont une stratégie dominante "garder l'intégralité des $3M$ " ($k3M = 0$). Les joueurs A_i en anticipant cette attitude vont choisir de conserver les dix dollars ($M = 0$). Dans ce cas, aucune transaction ne sera donc possible. En revanche, avec l'introduction de la confiance et de la réciprocité, le joueur A_i enverra une somme $M > 0$, et attendra en retour du joueur B_j une somme $k3M > M$.

Pour tester l'influence de la confiance et de la réciprocité, Berg et al. réalisent deux expériences. La première est dite sans histoire, car sans mémoire. Elle mobilise sur trois jours soixante-quatre étudiants de l'Université du Minnesota ayant à leur actif au moins une expérience de laboratoire, répartis de manière égale dans les salles A et B . La deuxième prend en compte l'histoire sociale, c'est-à-dire les normes sociales caractérisant le groupe. Elle enrôle toujours sur trois jours, cinquante-six étudiants qui reçoivent un rapport retraçant des informations obtenues lors de l'expérience sans histoire, comme le nombre de fois qu'un montant a été envoyé et le montant moyen des paiements.

En moyenne, les joueurs A_i envoient 5,36 \$ (contre 5,16 \$ dans l'expérience sans histoire), et reçoivent un paiement moyen de 6,46 \$ (contre 4,66 \$). Entre les deux expériences, pour les A_i , le gain moyen de 1,10 \$ se substitue à la perte de 0,5

\$. La prise en compte de l'histoire sociale permet donc d'améliorer la confiance et surtout la réciprocité. Toutefois, avec ou sans histoire sociale, une grande majorité de joueurs fait le pari de la confiance. En effet, 30 sur 32 joueurs A_i dans l'expérience sans histoire et 25 sur 28 dans l'expérience avec histoire sociale envoient un montant strictement supérieur à zéro. En outre, la confiance est corrélée positivement à la réciprocité. Plus le montant envoyé est important, plus le montant retourné l'est.

Bolle (1998) étudie un jeu plus simple que celui de Berg et al. (1995) qu'il nomme *Rewarding Trust* (confiance récompensée). Dans ce jeu, le joueur A_i a une dotation de quatre-vingt Deutsche Mark (80 DM). Il peut soit la conserver (B_j n'obtient rien), soit la transférer au joueur B_j qui la fera fructifier du simple au double (B_j obtient 160 DM). Dans ce dernier cas, B_j peut garder l'intégralité des 160 DM ou les partager avec A_i . Par conséquent, A_i transférera sa dotation à B_j s'il pense que ce dernier lui retournera les 80 DM plus un gain non nul. Autrement dit, A_i fera confiance à B_j s'il anticipe que sa confiance sera récompensée.

L'étude expérimentale de Bolle mobilise quatre-vingt-quinze étudiants de première année dont soixante-trois sont des joueurs A_i , et trente-deux, des joueurs B_j . Chaque joueur B_j reçoit les décisions écrites T pour trust ou MT pour mistrust des deux joueurs A_i qui lui sont affectés. Puis, B_j indique la somme qu'il donnera si un joueur A_i lui a fait confiance ou qu'il était prêt à donner si ce joueur lui a refusé sa confiance.

Bolle montre que, malgré l'anonymat, 76 % des joueurs A_i font confiance au joueur B_j . Les joueurs B_j qui disposent comme seules informations du choix et du pseudonyme du joueur A_i semblent néanmoins les utiliser pour déterminer le montant de la récompense. Ils estiment en général qu'il faut donner aux joueurs A_i soit une récompense d'au moins 80, soit ne rien leur donner. La récompense moyenne quand A_i fait confiance à B_j est 79,2 DM. L'étude de Bolle confirme aussi que le choix de faire confiance n'est pas irrationnel : les joueurs parviennent à faire la distinction entre les situations où ils peuvent accorder leur confiance et celles où ils ne peuvent pas.

La recherche en histoire économique ainsi que celle en économie expérimentale ont privilégié une conception sociologique de la confiance. La recherche en économie de la firme adhère à la même conception (Lazaric et Lorenz, 1998, Reynaud, 1998). L'exploration des relations client / fournisseur, sous-traitant / commanditaire, et

employé / employeur montre que la confiance permet de garantir dans le temps des actes d'achat ou d'embauche dont le produit se concrétise ex post (Baudry, 1993). Alors que la confiance est en général perçue comme le fruit des transactions passées, ces études révèlent qu'elle est aussi une "condition préalable aux relations d'affaires".¹³

Par exemple, dans la relation de sous-traitance, le commanditaire préfère à un inconnu, un sous-traitant avec lequel il a déjà travaillé. Il est vrai que ce dernier bénéficie en général d'un savoir-faire et d'une expérience. Pourtant, afin de s'assurer que le sous-traitant présente le meilleur rapport qualité-prix pour une prestation donnée, le commanditaire pourrait le mettre en concurrence avec d'autres entreprises. S'il ne le fait pas systématiquement, ce n'est pas à cause des avantages purement économiques que présente l'entreprise sous-traitante, mais en raison de la confiance qu'il sait pouvoir lui accorder. Le commanditaire juge donc rationnel de privilégier la relation de confiance qui l'unit au sous-traitant.

Au niveau de la recherche en économie expérimentale, en histoire économique ou en économie de la firme, la notion de la confiance qui est généralement utilisée se situe sur l'axe entre la confiance et la foi. C'est donc l'aspect *trust* de la confiance que les auteurs étudient. Dans les analyses d'ordre monétaire ou conjoncturel, c'est l'aspect *confidence* qui est mis en avant.

0.3.3 Economisation du concept de la confiance

En économie monétaire

La plus ancienne conception économique de la confiance peut être retrouvée dans les analyses monétaires. En effet, par définition, la confiance en économie monétaire date de l'apparition de la monnaie fiduciaire (cf. première section de cette introduction).

La monnaie fiduciaire dont la valeur transactionnelle excède la valeur intrinsèque se pérennise grâce à la confiance de ses utilisateurs. Cette confiance a d'abord reposé sur la convertibilité-or, puis sur le système d'émission. De nos jours, elle tend à être autonome de sorte que les actifs et les supports monétaires de plus en plus immatériels se fondent directement sur elle. Malgré cette reconnaissance sur le plan empirique, peu de théoriciens ont intégré la variable confiance dans leurs

¹³Bidault (1998), p. 40.

développements, à l'instar de Officer et Willet (1969) qui ont étudié les problèmes de conversion et de confiance en une monnaie de réserve dans le cadre du système monétaire international. La fin des années quatre-vingt semble plus propice à de telles aventures.

Dans le modèle à générations imbriquées de Weil (1987), il existe un transfert entre générations dont l'objet est un capital intrinsèquement inutile, la monnaie. Les individus vivent au cours de deux périodes : jeunes, ils consomment et détiennent de la monnaie, et vieux, ils ne font que consommer. La confiance intervient dans le modèle, car en l'absence de garantie gouvernementale, rien de tangible n'assure les jeunes qu'ils pourront échanger leur monnaie contre des biens. Un jeune n'achètera de la monnaie que s'il croit qu'il existe une probabilité significative de revente à la future génération de jeunes, c'est-à-dire s'il a confiance dans la valeur future de la monnaie. Weil fait des propositions sur l'existence d'une bulle en fonction d'un certain taux Q . Il assimile $1 - Q$ au taux maximum de méfiance compatible avec l'existence d'un équilibre avec monnaie valorisée, ou encore au taux minimum de confiance permettant à une bulle stochastique sur la monnaie d'exister.

Bertocchi et Wang (1995) reprennent la problématique de Weil (1987), en endogénéisant la confiance en la monnaie. Cette confiance est une fonction croissante de l'équilibre monétaire réel. Ils montrent que dans l'économie, des équilibres stationnaires multiples sont possibles, avec comme caractéristiques : bulle monétaire stochastique, confiance partielle, et inefficacité. En revanche, sous certaines hypothèses, l'économie peut avoir un équilibre unique, à savoir la "règle d'or". Dans ce cas, la bulle stationnaire est déterministe et la confiance, complète.

D'autres moyens d'intégrer la confiance en économie monétaire ont été explorés, notamment avec des analyses sur la confiance des épargnants dans le système financier (Fry, 1995 ; Amable, Chatelain et de Bandt, 1997). En ce qui concerne l'analyse économique conjoncturelle, des auteurs se sont intéressés aux interactions qui existent entre la confiance et l'activité économique.

En analyse conjoncturelle

Les économistes et les conjoncturistes ont toujours considéré la confiance comme une variable clef dans la détermination de la consommation et de l'investissement. Avant de parvenir à cette conclusion, ils se sont posé deux questions. Pourquoi

la consommation stagne t-elle malgré l'existence de conditions conjoncturelles et politiques encourageantes, comme une reprise de la croissance ou une politique de transferts en direction des plus démunis ? Pourquoi les entreprises investissent et embauchent-elles avec parcimonie alors que leur situation financière est confortable (taux d'autofinancement et marges bénéficiaires élevés) et les perspectives de la conjoncture mondiale meilleures ?

A ces questions, les tenants de l'économie appliquée répondent que les anticipations des consommateurs et des entreprises sont, en dépit de tout cela, pessimistes car ils n'ont pas confiance. En d'autres termes, dans de telles circonstances, seul un retour à la confiance pourrait stimuler l'économie, en rendant notamment les anticipations des agents favorables.

En effet, soit le consommateur fait des anticipations optimistes, c'est-à-dire qu'il juge que l'évolution de certaines variables objectives comme le revenu disponible ou le chômage est favorable au maintien ou à la progression de son niveau de vie. Soit, il fait des anticipations pessimistes. Dans ce cas, il s'attend à une détérioration relative de son pouvoir d'achat, et à une contraction du marché de l'emploi accentuée par une recrudescence du chômage. Pour faire face à un environnement plus qu'incertain, il épargne, et dans le même temps, reporte ou abandonne ses projets de consommation. S'il est altruiste, ce comportement est renforcé, l'épargne de précaution servant alors à couvrir les risques encourus personnellement, et à pallier les échecs éventuels de sa progéniture sur le marché du travail.

De même, l'entreprise n'investit et n'emploie que si ses anticipations sont optimistes. Lorsque les débouchés escomptés sont incertains, une partie non négligeable de ses activités est orientée vers les marchés financiers et notamment boursiers.

C'est dans le but de saisir l'influence de la confiance sur l'activité économique que les conjoncturistes ont construit des indicateurs de confiance. En effet, si les opinions des consommateurs ou des entreprises sur leur perception de la situation passée et actuelle et sur leur anticipation du futur fournissent une information pertinente, le recours aux indicateurs de confiance devrait contribuer à expliquer les retournements conjoncturels voire les prévoir (Figure 4).

Les indicateurs de confiance combinent les réponses à une série limitée de questions posées à un échantillon représentatif d'une population donnée. On en distingue plusieurs selon le contenu économique et sociologique de l'analyse. Si l'aspect économique est privilégié, on utilisera des indicateurs de confiance du consommateur

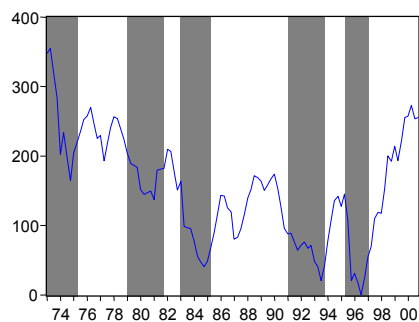


FIG. 4 – Evolution de l'indice de confiance des consommateurs en France

ou de l'investisseur. Dans l'autre cas, des indicateurs plus généraux ayant trait à la confiance en la famille ou en la population seront préférés.

Les indicateurs de confiance du consommateur ont fait l'objet de plus d'attention, la recherche ayant été initiée par le *Survey Research Center* de l'Université du Michigan après la seconde guerre mondiale (Mueller, 1957 ; Katona, 1975, 1979). En général, ils combinent les réponses souvent qualitatives des personnes sondées à des questions subjectives concernant leur situation financière, leur revenu, leur travail, et les conditions économiques générales (croissance, chômage, inflation...). L'intérêt pour ces indicateurs conjoncturels est grandissant et leur publication provoque des prises de position notamment sur les marchés boursiers dans les grands pays industrialisés et en particulier aux Etats-Unis.

Les indicateurs de confiance du consommateur ont souvent été intégrés comme variable explicative dans des modèles visant à expliquer les dépenses de consommation, la question étant de savoir s'ils constituent de bons outils de prévision. La réponse est le plus souvent affirmative (Mueller, 1969 ; Carrol, Fuhrer et Wilcox, 1994 ; Kumar, Leone et Gaskins, 1995), même si parfois elle est mitigée voire négative (Juster et Wachtel, 1972 ; Shapiro, 1975 ; Fan et Wong, 1998). Ils se sont aussi avérés pertinents pour l'explication du revenu par tête (Acemoglu et Scott, 1994) ou agrégé comme le produit national brut (Matsusaka et Sbordone, 1995).

Concernant la confiance de l'investisseur, si les théoriciens se sont très tôt intéressés à la confiance de l'investisseur avec Pigou (1927) et Keynes (1936), les travaux sont plus rares (Delli Gatti, Gallegati, et Gardini, 1993 ; Reynaud et Scherrer, 1996 ; Daniel, Hirshleifer, et Subrahmanyam, 1998).

Dans le prolongement de la recherche sur la confiance du consommateur et de

l'investisseur, Burdekin et Langdana (1995) analysent l'influence de la confiance sur la politique économique. En particulier, ils arrivent à la conclusion que la confiance et les anticipations sont déterminants dans le succès des politiques monétaire et fiscale. Ils font la distinction entre la confiance et les anticipations, même si la première est souvent assimilée à une anticipation favorable ou optimiste. La notion traditionnelle d'anticipation définie selon la rationalité de l'individu est un calcul prévisionnel de la valeur d'une variable réalisée à partir de l'information disponible. Par conséquent, elle ne prend en compte que les périodes présente et passées. En revanche, si la confiance est plus difficile à formaliser, elle inclut des facteurs subjectifs comme les opinions sur l'évolution d'une variable ou des conditions politiques et économiques générales.

Avec la formalisation en économie monétaire, la confiance devient une variable que l'on peut modéliser. Avec la construction d'indicateurs de confiance du consommateur ou de l'investisseur, elle devient mesurable, facile à interpréter, et donc propre aux traitements statistiques et économétriques. Cette nouvelle donne semble participer de l'intégration du concept dans la science économique moderne. En contrepartie, cette conception de la confiance perd une partie de sa substance puisque le sentiment est ramené à une probabilité ou une opinion, et sur notre axe, elle se trouve entre la neutralité et la confiance. La conception de la confiance des consommateurs présente le plus souvent dans la littérature économique adopte ce même positionnement.

0.4 Une étude spécifique des relations entre la confiance des consommateurs, la consommation, et l'activité économique

A travers le champ de la littérature que nous venons de parcourir, la confiance apparaît comme un concept pertinent en économie. Cette reconnaissance semble encore plus légitime lorsqu'il s'agit de la confiance des consommateurs. Après avoir montré l'intérêt d'étudier cette dernière en relation avec l'activité économique et la consommation en particulier, la problématique de la thèse sera présentée.

0.4.1 Confiance et consommation

Plusieurs raisons ont motivé le choix du consommateur pour l'analyse de la confiance.

En premier lieu, la confiance du consommateur apparaît comme le substrat de la confiance générale d'une nation. En effet, les consommateurs peuvent être assimilés au secteur institutionnel "ménages" défini par le Système international de comptabilité nationale. Ils regroupent, par conséquent, les employeurs, les travailleurs qui sont à leur compte, les salariés, et les bénéficiaires de revenus de la propriété et de transferts. Les enfants et les étudiants sont de fait exclus. Cette limite n'est en rien astreignante, car s'ils réalisent tous l'acte de consommation, l'acte d'achat échoit souvent aux parents ou tuteurs. En outre, quand ils achètent eux-mêmes un bien ou un service, ils ne font qu'employer les ressources d'un ou plusieurs ménages (parents, grand-parents, ou amis).

En second lieu, les fondements sociologiques, micro-économiques et macroéconomiques de l'analyse du comportement du consommateur semblent solides, bien que cette discipline soit constamment en évolution. (Filsler, 1998, Ariely, 2000, Maheswaran et Shavitt, 2000). De plus, au niveau de l'appareil statistique et institutionnel, plusieurs organismes contribuent à rendre compte de la réalité des comportements de consommation, aux nombres desquels l'INSEE, la DGCCRF, le CREDOC, ou l'INC.¹⁴ Ainsi, la DGCCRF veille à appliquer la réglementation pour garantir la sécurité et le pouvoir d'achat des consommateurs, tout en respectant les règles élémentaires de l'économie de marché. Sa tâche est d'autant plus appréciable qu'elle doit faire face à de nouvelles formes de fraudes de plus en plus sophistiquées comme la position dominante collective (Gallot, 2002). Le CREDOC réalise des enquêtes sur la consommation et les modes de vie des français. Il ressort d'une de ces récentes enquêtes sur la perception de la qualité des biens que les consommateurs recherchent la qualité (solidité, fiabilité, durée de vie) et sont par conséquent prêts à en assumer le prix (Couvreur et Lehuédé, 2002).

En troisième lieu, la disponibilité d'indicateurs de confiance du consommateur

¹⁴INSEE : Institut national de la statistique et des études économiques.

DGCCRF : Direction générale de la concurrence, de la consommation et de la répression des fraudes.

CREDOC : Centre de recherches pour l'étude et l'observation des conditions de vie.

INC : Institut national de la consommation.

sur une période relativement longue et pour plusieurs pays rend possible l'application de méthodes économétriques sur séries temporelles ou sur données de panel. En effet, un grand nombre de pays industrialisés se sont dotés d'outils d'analyse conjoncturelle performants depuis la fin de la seconde guerre mondiale (Des pays comme les Etats-Unis ont des expériences plus anciennes). Les enquêtes de conjoncture auprès des ménages dont sont issus les indicateurs de confiance du consommateur contribuent ainsi avec les comptes nationaux trimestriels ou les modèles macroéconomiques appliqués à la réalisation d'études empiriques (Fayolle, 1987).

Enfin, la confiance du consommateur dont la traduction anglo-saxonne est *consumer confidence* se situe sur notre axe de confiance entre la neutralité et la confiance (cf. Figure 2). Elle renvoie donc à une conception faible de la confiance qui comme nous l'avons vu précédemment sied davantage à l'analyse économique.

Pour toutes ces raisons, le choix du consommateur est approprié à l'étude des relations entre la confiance et l'activité économique. A ce stade, nous pouvons par conséquent formuler la définition générale de la confiance du consommateur que nous retiendrons dans les quatre chapitres de la thèse :

La confiance du consommateur est le sentiment de sécurité éprouvé par l'individu qui a le pouvoir de consommer, lorsque celui-ci perçoit et anticipe, d'une part, sa situation personnelle (ressources financières, emploi, état psychologique et physiologique...), et d'autre part, les conditions économiques et extra-économiques générales de la société dans laquelle il vit (croissance, chocs économiques et politiques...).

0.4.2 Problématique

La revue d'une partie des travaux sur la confiance a révélé qu'elle pouvait être appréhendée comme un concept économique en particulier lorsqu'elle caractérisait les consommateurs.

Le développement récent des études empiriques sur la confiance des consommateurs confirme l'intérêt du sujet, mais aussi les limites des réponses apportées. Si ces études admettent souvent que les indices de confiance des consommateurs permettent d'expliquer les dépenses de consommation, elles ne sont pas aussi nombreuses à trouver que ces indices ont un pouvoir de prévision. Les travaux que nous proposons se démarquent d'ailleurs moins des réponses traditionnellement apportées que des approches utilisées. En particulier, les approches de long terme visant à expliquer l'activité économique par la confiance des consommateurs sont préférées aux

approches purement conjoncturelles souvent retenues dans les études empiriques publiées jusqu'ici. Cette restriction s'est avérée nécessaire pour l'orientation que nous souhaitions donner à cette thèse, à savoir étudier le sentiment de confiance à travers sa mesure que constitue l'indice de confiance. Il nous a semblé que les approches exclusivement conjoncturelles en privilégiant l'aspect statistique de la confiance limitaient les explications susceptibles d'être apportées par ce concept dans la science économique.

Notre thèse consiste à dire qu'elle a des implications significatives sur l'activité économique et la consommation. Nous nous appuyons d'une part, sur les nombreux travaux sur la confiance publiés durant ces deux dernières décennies, et d'autre part, sur les résultats des études empiriques menés pour la plupart sur données américaines. Ces travaux empiriques sont essentiels dans la justification de la conceptualisation de la confiance des consommateurs en économie. Cependant, les réponses apportées et les méthodes utilisées nous amènent à considérer que ce programme de recherche n'est pas encore entré dans sa phase de maturité. D'une façon générale, quelques travaux remettent en cause la pertinence de la confiance des consommateurs et les méthodes utilisées même quand elles sont satisfaisantes sur le plan économétrique ne sont guère diversifiées.¹⁵ Cette constatation vaut encore plus pour la France, compte tenu du nombre infime de publications sur la confiance des consommateurs.

L'objectif principal de la thèse est par conséquent de montrer le rôle de la confiance des consommateurs dans l'activité économique à partir de plusieurs approches se caractérisant par leur originalité. Pour l'atteindre, nous avons retenu deux objectifs intermédiaires. Le premier objectif secondaire consiste à évaluer l'influence de la confiance des consommateurs sur les dépenses de consommation. Le second objectif est d'évaluer l'influence de la confiance économique sur l'équilibre économique.

La réalisation de ces objectifs nous permet de montrer sur données françaises des résultats obtenus notamment sur données américaines. Elle nous permet surtout d'évaluer avec des approches originales les relations entre confiance des consommateurs et activité économique. En particulier, nous montrons que la confiance des

¹⁵Nous verrons en détail les méthodes et les résultats de plusieurs études empiriques dans le premier chapitre de la thèse.

consommateurs est un des déterminants de la consommation, et un facteur de l'activité économique en utilisant des modèles multivariés (modèle vectoriel à correction d'erreur), micro-économétriques (modèle *Almost Ideal Demand System*) et macro-économétriques (approche macroéconomique estimée par les GMM). Nous démontrons aussi que la confiance des consommateurs est un phénomène hétérogène, et que si elle doit être considérée comme une variable endogène, une partie non négligeable de ses déterminants est exogène.

0.5 Le plan de la thèse

La thèse est développée sur quatre chapitres. Chacun d'eux contribue à l'étude de la confiance des consommateurs principalement sur le plan empirique en renfermant au moins un apport original. En effet, soit le chapitre valide des résultats sur données françaises à partir de spécifications qui avaient déjà été utilisées notamment sur données américaines (chapitres 1 et 2). Soit, il procède à une évaluation empirique novatrice qui n'a jamais été réalisée à notre connaissance (chapitres 3 et 4).

Le premier chapitre est consacré aux études empiriques sur la confiance des consommateurs. Tout d'abord, une revue de cette littérature en grande partie anglo-saxonne est faite en prêtant une attention particulière aux différents indicateurs de confiance utilisés. Puis l'étude statistique et économétrique préliminaire qui suit permet de confirmer sur données françaises plusieurs résultats obtenus essentiellement sur données anglo-saxonnes. Nous avons notamment estimé sur données françaises la relation proposée par Carroll, Fuhrer et Wilcox (1994). Les résultats sont conformes à ceux que ces auteurs avaient obtenus à savoir que la confiance des consommateurs contribue à expliquer la consommation totale et en particulier la consommation de biens durables.

Dans le second chapitre, une étude de cointégration est réalisée sur données françaises à partir d'une spécification VECM (modèle vectoriel à correction d'erreur). Elle montre que deux soldes d'opinion issus de l'enquête de conjoncture réalisée par l'INSEE auprès des ménages français, à savoir la capacité future à épargner et la situation financière personnelle actuelle contribuent de manière significative à expliquer la consommation globale des ménages entre 1973 et 1999. En revanche, l'indice synthétique de l'INSEE, censé le mieux refléter la confiance des consommateurs,

s'avère moins satisfaisant en la matière.

Dans le troisième chapitre, une autre évaluation d'ordre plus microéconomique à partir d'une modélisation AIDS (*Almost Ideal Demand System*) est effectuée afin de mesurer l'impact de la confiance des consommateurs sur la demande de biens et services. Nous appelons le système de demande intégrant la confiance des consommateurs AIDSC pour *Almost Ideal Demand System with Confidence*. Ce modèle est estimé à partir d'un système SURE contraint à erreurs composées général appliqué aux données d'un panel de cinq pays (Allemagne, France, Italie, Royaume-Uni, Etats-Unis). Il en ressort que les rapports entre la demande et la confiance sont caractérisés par une double hétérogénéité. D'une part, l'élasticité de la demande par rapport à la confiance diffère selon le poste budgétaire. On obtient dans l'ordre croissant de sensibilité à la confiance : Logement, Alimentation, Loisir & Culture, et Transport & Communication. D'autre part, les élasticités-confiance de la demande varient en fonction des pays. Ainsi, l'analyse des élasticités-confiance montre que l'Allemagne a en général des élasticités plus faibles que celles des autres pays tandis que le Royaume-Uni a les élasticités les plus élevées.

Dans le quatrième chapitre, la confiance du consommateur est analysée dans le cadre d'une approche d'ordre macroéconomique. Dans notre approche macroéconomique particulière, les entreprises se fondent sur la perception qu'elles ont de la confiance des consommateurs pour former leurs anticipations rationnelles de demande lesquelles déterminent leur offre de biens et leur demande de travail. L'indice de confiance des industriels est pris comme variable proxy des anticipations des entreprises, et le modèle à équations simultanées est estimé sur données françaises par la méthode des moments généralisés itérée. Les résultats satisfaisants obtenus conduisent à privilégier une interprétation en termes de défauts de coordination. On suppose qu'il existe un défaut de coordination entre les entreprises dû à une crise prolongée de la confiance des consommateurs. A cause des anticipations pessimistes des entreprises, l'économie se trouve alors stabilisée dans un équilibre de sous-emploi associant au faible niveau de production du chômage. L'intervention efficace d'un coordinateur peut réorienter l'économie vers un équilibre pareto-supérieur grâce à l'application d'une politique parvenant à rétablir la confiance des consommateurs et des entreprises.

Enfin, la conclusion générale met en exergue les principaux résultats obtenus, les

extensions envisagées ainsi que les perspectives de recherche plus générales dessinées par ce travail.

Bibliographie

- [1] ACEMOGLU D., SCOTT A. [1994], “Consumer Confidence and Rational Expectations : Are Agents’Beliefs Consistent with Theory?”, *The Economic Journal*, 104, January, pp. 1-19.
- [2] ALESINA A., LA FERRARA E. [2000], “The Determinants of Trust”, *National Bureau of Economic Research*, Working Paper, 7621, March.
- [3] AMABLE B., CHATELAIN J.-B., DE BANDT O. [1997], “Confiance dans le système bancaire et croissance économique”, *Revue Economique*, 48, mai, pp. 397-407.
- [4] ARIELY D. [2000], “Controlling the information Flow : Effects on Consumers’ Decision Making and Preferences”, *Journal of Consumer Research*, 27, September, pp. 233-248.
- [5] ARROW K. [1974], *The Limits of Organization*, Norton&Company, New-York. Version française de 1976, *Les limites de l’organisation*, Presses Universitaires de France, Paris.
- [6] BAUDRY B. [1993], *Contrat, autorité, et confiance : une étude des mécanismes de coordination dans la relation de sous-traitance*, Thèse de Doctorat, Université de Grenoble II, Grenoble.
- [7] BERG J., DICKHAUT J., McCABE K. [1995], “Trust, Reciprocity, and Social History”, *Games and Economic Behavior*, 10, pp.122-142.
- [8] BIDAULT F. [1998], “Comprendre la confiance : la nécessité d’une nouvelle problématique”, *Economies et Sociétés, Sciences de gestion*, 8-9, pp. 33-46.
- [9] BIDAULT F., GOMEZ P.-Y., MARION G. [1995], *Confiance, entreprise et société*, Editions ESKA, Paris.

- [10] BIDAULT F., JARILLO C. [1995], “La confiance dans les transactions économiques”, in Bidault F., Gomez P.-Y., Marion G., *Confiance, entreprise et société*, Editions ESKA, Paris, pp. 109-123.
- [11] BILLAND P. [1998], “Rationalité et coopération : le rôle de la confiance en économie”, *Revue d'Economie Industrielle*, 84, pp. 67-84.
- [12] BOLLE F. [1998], “Rewarding Trust : An Experimental Study”, *Theory and Decision*, 45, pp.83-98.
- [13] BURDEKIN R., LANGDANA F. [1995], *Confidence, credibility and macroeconomic policy*, Routledge, Etats-Unis.
- [14] CAPET M. [1998], “La confiance des salariés dans le patron”, *Economies et Sociétés, Sciences de gestion*, 8-9, pp. 155-167.
- [15] CARROLL C.D., FUHRER J. C., WILCOX D. W. [1994], “Does Consumer Sentiment Forecast Household Spending? If so, Why?”, *American Economic Review*, 84, pp. 1397-1408.
- [16] COLEMAN J. [1990], *Foundations of social theory*, M A : Havard University Press, Cambridge.
- [17] CORIAT B., GUENNIF S. [1998], “Self interest, trust and institutions”, in Lazaric N., Lorenz E. (eds), *Trust and organizational learning*, Edward Elgar Publishing, pp. 48-64.
- [18] COUVREUR A., LEHUEDE F. [2002], *Les consommateurs se disent prêts à payer le prix de la qualité*, CREDOC, Consommation et modes de vie, 157, avril.
- [19] DANIEL K., HIRSHLEIFER D., SUBRAHMANYAN A., [1998], “Investor Psychology and Security Market Under- and Overreactions”, *Journal of Finance*, 53, December, pp.1839-1885.
- [20] DELLI GATTI D., GALLEGATI M., GARDINI L. [1993], “Investment Confidence, Corporate Debt and Income Fluctuations”, *Journal of Economic Behavior and Organization*, 22, October, pp. 161-187.
- [21] FAN C. S., WONG P. [1998], “Does Consumer Sentiment Forecast Household Spending? The Hong Kong Case”, *Economics Letters*, 58, January, pp. 77-84.
- [22] FAYOLLE J. [1987], *Pratique contemporaine de l'analyse conjoncturelle*, Economica, Insee, Paris.

- [23] FILSER M. [1998], “Confiance et comportement du consommateur”, *Economies et Sociétés, Sciences de gestion*, 8-9, pp. 279-294.
- [24] FRY M. J. [1995], *Money, Interest and Banking Economic Development*, The John Hopkins University Press, New-York.
- [25] FUKUYAMA F. [1995], *Trust. The Social Virtues and the Creation of Prosperity*, The Free Press, New-York. Version française de 1997, *La confiance et la puissance. Vertus sociales et prospérité économique*, Plon, France.
- [26] GALLOT J. [2002], “La position dominante collective”, *Revue de la concurrence et de la consommation*, 126, mars-avril, pp. 5-34.
- [27] GAMBETTA D. [1988], *Trust : Making and Breaking Cooperative Relations*, Basil Blackwell, New-York.
- [28] GARNER A. [1991], “Forecasting Consumer Spending : Should Economists Pay Attention to Consumer Confidence Surveys?”, *Economic Review, Federal reserve bank of Kansas City*, May-June, pp. 57-68.
- [29] GOMEZ P.-Y. [1994], *Qualité et théorie des conventions*, Economica, Paris.
- [30] GOMEZ P.-Y. [1995], “Le statut de la confiance dans la théorie économique”, in Bidault F., Gomez P.-Y., Marion G., *Confiance, entreprise et société*, Editions ESKA, Paris, pp. 27-37.
- [31] GRANOVETTER M.S. [1985], “Economic action and social structure : The problem of embeddedness”, *American Journal of Sociology*, 91, pp. 481-510.
- [32] GUENNIF S. [2000], *Incertitude, confiance et institution en échange marchand*, Thèse de Doctorat, Université de Paris 13, Paris.
- [33] JUSTER F. T., WACHTEL P. [1972], “Anticipatory bad Objective Models of Durable Goods Demand”, *American Economic Review*, 62, September, pp. 564-579.
- [34] KATONA G. [1975], *Psychological Economics*, Elsevier Scientific Publishing Company, Amsterdam.
- [35] KATONA G. [1979], “Consumer Expectations as a Guide to the Economy”, *Public Opinion Quarterly*, 43, pp. 15-19.
- [36] KEYNES J. M. [1921], *A treatise on probability*, in *The collected writings of John Maynard Keynes*, volume VIII, MacMillan, 1973, London.

- [37] KEYNES J. M. [1969], *Théorie générale de l'emploi, de l'intérêt et de la monnaie*, Editions PAYOT, Paris.
- [38] KNIGHT F. H. [1921], *Risk, Uncertainty and profit*, Houghton Mifflin, Boston.
- [39] KREPS D. [1990], "Corporate Culture and Economic Theory", in *Positive Perspectives on Political Economy*, J. ALT et K. SHEPSLE, Cambridge University Press, Cambridge.
- [40] KUMAR V., LEONE R. P., GASKINS J. N. [1995], "Aggregate and Disaggregate Sector Forecasting Using Consumer Confidence Measures", *International Journal of Forecasting*, September, pp. 361-77.
- [41] LA PORTA R., LOPEZ-DE-SILANES F., SHLEIFER A., VISHNY R. W. [1997], "Trust in Large Organizations", *American Economic Review*, 78, May, pp. 333-338.
- [42] LAZARIC N., LORENZ E. [1998], *Trust and organisational learning*, Edward Elgar Publishing, Cheltenham (UK), Northampton (USA).
- [43] LE CARDINAL G., GUYONNET J.-F., POUZOULLIC B. [1997], *La dynamique de la confiance*, Dunod, Paris.
- [44] MAHESWARAN D., SHAVITT S. [2000], "Issues and New Directions in Global Consumer Psychology", *Journal of Consumer Psychology*, 9, pp. 59-66.
- [45] MATSUSAKA J. G., SBORDONE A. M. [1995], "Consumer Confidence and Economic Fluctuations", *Economic Inquiry*, 33, pp. 296-318.
- [46] MISHKIN F. S. [1978], "Consumer Sentiment and Spending on Durable Goods", *Brooking Papers on Economic Activity*, 1, pp. 217-232.
- [47] MUELLER E. [1957], "Effects of Consumer Attitudes on Purchases", *American Economic Review*, 47, pp. 946-965.
- [48] NOOTEBOOM B. [2002], *Trust. Forms, Foundations, Functions, Failures and Figures*, Edward Elgar Publishing, United Kingdom and United States of America.
- [49] OFFICER L. H., WILLETT T. D. [1969], "Reserve-Asset Preferences and the Confidence Problem in the Crisis Zone", *The Quartely Journal of Economics*, 83, November, pp. 688-695.
- [50] ORLEAN A. [1994a], "Sur le rôle respectif de la confiance et de l'intérêt dans la constitution de l'ordre marchand", *La revue du MAUSS*, 4, deuxième trimestre, pp.16-36.

- [51] ORLEAN A., éd. [1994b], *Analyse économique des conventions*, Presses Universitaires de France, Paris.
- [52] PIGOU A. C. [1927], *Industrial Fluctuations*, Macmillan, London.
- [53] PUTMAN R. [1993], *Making democracy work : Civic traditions in modern Italy*, N J : Princeton University Press, Princeton.
- [54] REYNAUD B. [1998], “Les conditions de la confiance. Réflexions à partir du rapport salarial”, *Revue Economique*, 49, novembre, pp. 1455-1472.
- [55] REYNAUD M., SCHERRER S. [1996], “Une modélisation VAR de l’enquête mensuelle de conjoncture de l’INSEE dans l’industrie”, *Direction de la Prévision*, 96-12, décembre, pp. 1-45.
- [56] SAKO M. [1992], *Prices, Quality and Trust : Inter-Firm Relations in Britain and Japan*, Cambridge University Press, Cambridge.
- [57] SCHMIDT C. [1997], “Confiance et rationalité, sur quelques enseignements de la théorie des jeux”, *Revue d’économie politique*, 107, pp. 183-203.
- [58] SELIGMAN A.B. [1998], “Trust and Sociability : On the Limits of Confidence and Role Expectations”, *American Journal of Economics and Sociology*, 57, October, pp.391-404.
- [59] SERVET J.-M. [1994], “Paroles données : le lien de confiance”, *La revue du MAUSS*, 4, deuxième trimestre, pp. 37-56.
- [60] THUDEROZ C., MANGEMATIN V., HARRISSON D. [1999], *La confiance. Approches économiques et sociologiques*, Gaëtan Morin Editeur, Paris.
- [61] WEIL P. [1987], “Confidence and the Real Value of Money in a Overlapping Generations Economy”, *The Quartely Journal of Economics*, 1, February, pp. 1-22.
- [62] WILLIAMSON O. [1975], *Markets and Hierarchies*, Mac Millan, New York.
- [63] WILLIAMSON O. [1993], “Calculativeness, Trust, and Economic Organization”, *Journal of Law & Economics*, 36, April, pp. 453-486.
- [64] WILLIAMSON O. [1999], “Strategy research : Governance and competence perspectives”, *Strategic Management Journal*, 20, pp. 1087-1108.
- [65] WINTROBE R., BRETON A.[1986], “Organizational Structure and Productivity”, *American Economic Review*, 76, pp. 530-538.

- [66] ZAK P. J., KNACK S. [2001], “Trust and Growth”, *Economic Journal*, 111, April, pp. 295-321.

Chapitre 1

Etudes empiriques sur la confiance du consommateur : Quelques résultats liminaires

Introduction

La consommation est l'un des domaines où la recherche sur la confiance a le plus avancé. L'idée de base est relativement simple. Si le consommateur est un individu qui perçoit un revenu et possède un patrimoine, il a aussi accès à des informations personnelles, générales, économiques ou politiques à partir desquelles il forge une opinion, puis un sentiment. De ce sentiment dépendra son comportement : consommer ou ne pas consommer (épargner).

A partir de la fin des années quatre-vingt, des études empiriques ont cherché à tester cette hypothèse. Elles se fondent sur des enquêtes de conjoncture nationales apparues avec les trente glorieuses, dans les principaux pays industrialisés.

Les enquêtes de conjoncture sont élaborées par de grandes institutions comme le *Conference Board* aux Etats-Unis et l'Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques en France, dont l'objectif est de saisir les opinions des consommateurs. Les enquêtes contiennent en général des questions relatives à la situation économique et financière, personnelle ou non, des personnes interrogées. Les réponses à ces questions permettent de construire des indicateurs plus ou moins simples reflétant l'opinion positive, négative ou neutre du consommateur vis-à-vis du passé, du présent, et du futur. Une progression des opinions positives témoigne d'un accroissement de la confiance, et l'inverse d'une poussée du sentiment de méfiance. Un indicateur de confiance est donc tout autant un indicateur de méfiance, d'où la préférence de certaines institutions comme le *Survey Research Center* (Université de Michigan) pour l'expression "indice de sentiment".

Dans une première section, les caractéristiques des enquêtes de conjoncture des principaux pays industrialisés et celles des indicateurs qui en découlent seront présentées. Dans une deuxième, les travaux se préoccupant principalement de savoir si la confiance du consommateur permet de prévoir la consommation seront explorés. Une troisième section s'intéressera aux études sur les déterminants de la confiance du consommateur et la capacité de celle-ci à prévoir une variable de revenu. Dans une quatrième section, les principales variables ainsi qu'une étude préliminaire aux chapitres suivants seront présentées. Dans cette étude, une attention particulière sera portée aux soldes d'opinion qu'ils soient des composantes ou non de l'indice synthétique de confiance, notamment au niveau de leurs liens avec les variables comptables. Ensuite, une étude de causalité sera menée afin de déterminer la nature

des relations entre l'indice de confiance des consommateurs et quatre variables de consommation et de revenu. Enfin, une des relations les plus reprises dans la littérature sur la confiance des consommateurs, celle de Carroll, Fuhrer et Wilcox (1994), sera testée sur données françaises.

1.1 Les caractéristiques des enquêtes et des indicateurs

Tous les grands pays ont au moins un organisme qui réalise une enquête de conjoncture auprès des consommateurs. L'enquête sert de base à la construction d'un ou plusieurs indicateurs. Il est possible de dégager des principes communs à l'ensemble des méthodes. Toutefois, des différences plus ou moins importantes existent.

1.1.1 Les principes généraux

Les enquêtes et les indicateurs des organismes divers ont de nombreux points en commun qui forment un cadre général relativement harmonieux.

Une enquête est composée de questions simples à choix multiples du type "plus élevé / même / plus faible", ou "oui certainement / oui peut-être / non probablement pas / non certainement pas / ne sait pas". Les réponses sont donc facilement comptabilisées. Toutes n'interviennent pas dans l'élaboration de l'indicateur. Seules les réponses aux questions considérées comme les plus représentatives de l'opinion des consommateurs sont retenues (cinq environ). Après le choix du questionnaire, viennent ceux de la périodicité, de l'échantillon, et du mode d'interrogation. Les institutions cherchent toujours à publier leurs enquêtes de manière régulière, tout en préservant leur réputation. Ainsi, à leur début, les enquêtes sont trimestrielles, quadrimestrielles (trois fois par an), et au mieux bimestrielles. Puis, avec l'affinement des méthodes et la volonté de disposer d'une information à plus court terme, elles se mensualisent. Parallèlement, la taille des échantillons s'est ajustée lorsque cela était nécessaire. Pour illustration, alors que l'enquête quadrimestrielle de l'INSEE sollicitait environ huit mille ménages, l'enquête mensuelle n'est effectuée qu'à partir d'un échantillon de deux mille ménages. Enfin, les personnes ou ménages interrogés le sont par téléphone ou par courrier.

Une fois les réponses collectées, la phase de traitement commence. Compte tenu de la spécificité des questions, le traitement est automatique, ce qui permet l'application de règle de calcul parfois d'une rare simplicité. Pour chaque question, on calcule un solde d'opinion, c'est-à-dire la différence simple ou pondérée entre les opinions positives (ma situation financière s'est / améliorée nettement / peu améliorée)

et les négatives (elle s'est / un peu dégradée / nettement dégradée), lesdites neutres (elle est restée stationnaire / je ne sais pas) n'étant pas comptabilisées.¹ On affecte à chaque modalité de réponse les coefficients $\{+1; -1; 0\}$ ou $\{+1; +0,5; -0,5; -1; 0\}$.

Par la suite, des indicateurs généraux et spécifiques sont établis. En premier lieu, les indicateurs généraux agrègent les soldes d'opinion en fonction de la pertinence des questions de l'enquête. Evidemment, le choix d'une question au détriment d'une autre est propre à chaque institution. Néanmoins, l'harmonisation est de plus en plus recherchée. Plusieurs questions se retrouvent dans les enquêtes qu'elles soient américaines ou européennes (Annexe 1.1). De surcroît, les pays de l'Union Européenne à l'exception du Luxembourg réalisent des enquêtes mensuelles identiques. Ils publient chacun un indicateur résumé qui combine les réponses liées à la situation financière passée et future des ménages interrogés, au niveau de vie passé et futur du pays considéré, et à l'opportunité présente d'y effectuer des achats importants. En second lieu, les indicateurs spécifiques ne s'intéressent qu'à un seul aspect des questions. Ils peuvent refléter les conditions présentes ou la situation future. Cette pratique courante aux Etats-Unis présente l'avantage de distinguer la perception (passé et présent) de l'anticipation (futur). Dans les études empiriques, elle permet de mesurer avec plus de précision l'impact de la confiance du consommateur dans l'évolution des variables macroéconomiques.

D'une manière générale, les institutions réalisent des enquêtes et construisent des indicateurs qui respectent ces principes généraux, ce qui leur garantit une cohérence minimale. Cependant, à chaque étape, certaines retiennent des modalités particulières qui ne sont d'ailleurs pas sans conséquence.

1.1.2 Les particularités

L'Union Européenne a harmonisé l'enquête mensuelle de conjoncture auprès des ménages de ses pays membres. Quatorze pays (les quinze moins le Luxembourg) ont

¹Si le codage de l'INSEE relatif au solde d'opinion est jugé satisfaisant (Fansten,1976), il présente néanmoins deux inconvénients majeurs. D'une part, il ne prend pas en compte toute l'information disponible, puisqu'il considère les réponses extrêmes et modérées comme équivalentes (ma situation financière s'est nettement ou peu améliorée). D'autre part, il est indifférent aux poids des réponses dites neutres. En d'autres termes, un solde d'opinion peut être égal à -10 avec 60 % de réponses neutres ou 3 %. Il existe d'autres méthodes de codage qui pallient ces défauts : codage mécanique affectant des poids en fonction des modalités, codage à partir de variables indicatrices, codage utilisant une loi pour caractériser la distribution des réponses (Gardes et Madre 1991a et b). Toutefois, malgré ses limites, nous utiliserons l'indicateur synthétique proposé par l'INSEE.

donc des indicateurs comparables. Mais, il n'en a pas toujours été ainsi en Europe, et de grandes différences subsistent dans le reste du monde. Aux Etats-Unis, par exemple, les deux principales institutions, le *Survey Research Center* de l'Université du Michigan et le *National Conference Board* ont choisi des méthodes sensiblement éloignées.

L'enquête de l'Université du Michigan est réalisée auprès de 500 ménages interrogés par téléphone. L'indicateur général, appelé indice du sentiment du consommateur (ICS)² est obtenu à partir des réponses à cinq questions portant sur la situation financière personnelle et les conditions économiques générales (cf. Annexe 1.1). Il est calculé selon la méthode suivante. Premièrement, on calcule une mesure dite de diffusion qui est égale à 100 augmenté de la différence entre les pourcentages de réponses positives et négatives pour chaque période. Deuxièmement, on retient une période de base puis une mesure de base. Troisièmement, on obtient l'ICS pour une période donnée en divisant la mesure de diffusion correspondante par la mesure de base (le tout multiplié par 100).

Pour ce qui est de l'enquête du *Conference Board*, elle est effectuée par courrier auprès d'un échantillon de 5000 ménages (environ 3500 y répondent). Comme pour l'indicateur précédent, celui du *Conference Board* est issu des réponses à cinq questions portant notamment sur les conditions économiques générales. Les grandes différences viennent des questions explicites sur les emplois disponibles et le revenu familial, et de l'absence de question sur l'opportunité d'acheter.³ Pour le calcul de l'indicateur général, on établit également des mesures de diffusion. Pour une période quelconque, cette mesure correspond au pourcentage des réponses positives divisé par la somme des réponses non neutres (le tout multiplié par 100). A une date donnée, l'indicateur, appelé indice de confiance du consommateur (ICC), est le rapport entre la mesure de diffusion de cette date et celle de la période de base, le tout multiplié par 100.⁴ L'INSEE et les autres instituts de l'Union Européenne ont une règle de calcul autrement simple. En effet, l'indicateur général est la moyenne arithmétique simple des soldes d'opinion relatifs à cinq questions (cf. Annexe 1.1). En France, il

²ICS : *Index of consumer sentiment*.

³Les enquêtes de l'Union Européenne sont plus proches de celle de l'Université du Michigan car elles comportent les notions de situation financière personnelle et d'opportunité d'achat.

⁴Exemple : on suppose que les pourcentages de réponses positives, neutres, et négatives sont respectivement 30, 55 et 15 en t (période de base), puis 45, 45 et 10 en $t+j$. L'indice du sentiment du consommateur de l'Université du Michigan en $t+j$ est $117,4 = (100+35)/(100+15) \times 100$. L'indice de confiance du consommateur du Conference Board en $t+j$ est $122,7 = (45/55)/(30/45) \times 100$.

est appelé indicateur résumé. Une fois qu'il est harmonisé avec ceux des autres pays européens, l'INSEE le nomme indicateur de confiance du consommateur.⁵

Qu'elles soient minimales ou fondamentales, les particularités des indicateurs ne dérogent pas aux principes généraux précédemment répertoriés. Les indicateurs de confiance du consommateur sont par conséquent dans leur majorité des mesures statistiques fiables du sentiment éprouvé par les consommateurs au moment de l'enquête. Même lorsqu'ils sont différents, l'information qu'ils délivrent est homogène. La possibilité de disposer d'informations sur les anticipations des agents n'a pu laisser indifférent. Aussi, plusieurs travaux ont-ils cherché à évaluer l'apport des indicateurs de confiance du consommateur, en particulier, dans la prévision des dépenses de consommation.

⁵La différence entre les deux indicateurs se situe au niveau de la pondération appliquée pour les soldes d'opinion et de la méthode de désaisonnalisation.

1.2 Les indicateurs de confiance du consommateur aident-ils à prévoir les dépenses de consommation ?

Cette question a motivé la plupart des études empiriques sur la confiance du consommateur. La réponse a été le plus souvent positive, quelle que soit la méthode employée. Une grande partie des travaux concerne les Etats-Unis. Toutefois, les études publiées sur les autres pays notamment en France abondent dans le même sens. Le sujet n'est pourtant pas récent. Dès 1957, Eva Mueller, une des responsables du *Survey Research Center* de l'Université du Michigan, pose clairement la problématique :

*“The Economic Behavior Program of the Survey Research Center is engaged in research based on the proposition that measurements of consumer attitudes - of people's optimism and confidence - can help to explain and predict variations in consumer spending which cannot be explained by income changes.”*⁶

Nous verrons donc les travaux réalisés par les pionniers avant d'étudier de manière plus approfondie les études empiriques réalisées à partir de la fin des années quatre-vingt. Certains travaux ont révélé que les caractéristiques des enquêtes et des indicateurs contribuaient à expliquer l'existence ou l'absence de relation entre les dépenses de consommation et les indicateurs de confiance du consommateur. D'autres raisons, plus théoriques, ont été avancées.

1.2.1 Les pionniers

Le *Survey Research Center* (Université du Michigan) avec des économistes tels Georges Katona et Eva Mueller a été la première institution à procéder à des enquêtes par sondage pour mesurer les sentiments des consommateurs de manière régulière. Les études empiriques utilisant ces données économiques émergent assez

⁶Mueller E. (1957), p. 946 : “Le programme sur le comportement économique du *Survey Research Center* est engagé dans une recherche basée sur la proposition que les mesures des attitudes des consommateurs - de l'optimisme et de la confiance des ménages - peuvent aider à expliquer et à prévoir les variations dans les dépenses de consommation, lesquelles dépenses peuvent ne pas être expliquées par des variations de revenus.”

vite dans la littérature économique, même si elles ne couvrent que des périodes assez courtes. L'une des premières études est celle de Eva Mueller (1957) publiée dans l'*American Economic Review*. Elle analyse un indice des attitudes des consommateurs issus de l'enquête du *Survey Research Center* (SRC) sur la période allant de juin 1954 à décembre 1955. En 1969, elle démontre à partir d'une base de données plus longue que les attitudes des consommateurs sont utiles dans la prévision de la consommation.

Adams (1965) est le premier à s'intéresser à la nature des données d'enquête et au niveau d'analyse. Tout en confirmant certains résultats d'un travail de 1964, il montre que le pouvoir de prévision des attitudes des consommateurs diffèrent selon que les données d'enquête sont des séries temporelles ou en coupe transversale. Alors que la variable des attitudes des consommateurs prise en série temporelle contribue à prévoir les dépenses de consommation notamment liées au poste automobile, en coupe transversale, cette variable n'a presque aucune utilité en la matière.

Juster et Wachtel (1972) mène une étude à partir de deux enquêtes, celle du SRC et celle du *Census*, afin d'allonger leur base de données. Ils parviennent à la conclusion que l'indice de confiance du consommateur est un bon indicateur des anticipations d'achat lorsqu'il est mesuré de manière précise. En particulier, la contribution de l'indice du sentiment du consommateur de l'Université du Michigan (ICS) est significative dans la prévision des dépenses de consommation en biens durables et en automobiles. Thomas (1975) s'intéresse aussi à la mesure de la confiance des consommateurs proposée par l'Université du Michigan. En considérant des indices relatifs aux cinq questions servant au calcul de l'ICS, il montre que les indices liés à la "situation financière anticipée" et le "bon moment pour acheter" explique la demande et en particulier celle qui a trait à l'automobile. Pour cet auteur, l'utilité de l'ICS est par conséquent réduite par les trois autres composantes qui n'ont qu'une influence négligeable.

Les conclusions de Shapiro (1975) et de Mishkin (1978) sont les plus pessimistes sur le pouvoir de prévision de l'ICS. Shapiro (1975) montre que les prévisions des dépenses de consommation réalisées avec l'ICS ne sont pas de meilleure qualité que celles obtenues à partir des seules variables économiques, même si l'ICS permet d'expliquer les variations de la consommation. Des études empiriques pionnières, celle de Mishkin (1978) est sans doute la plus originale. Mishkin soutient que l'ICS

mesure la perception que les consommateurs ont de la probabilité d'apparition de difficulté financière. En cas d'incertitude, ils vont préférer les actifs liquides aux biens durables ce qui devrait se traduire par une corrélation positive entre l'ICS et la valeur des actifs financiers et négative entre celui-ci et l'endettement des ménages. L'étude empirique confirme cette hypothèse, mais révèle par ailleurs que l'ICS n'est généralement pas significatif dans une relation dont la variable expliquée est la consommation de biens durables une fois que les variables sur l'actif et le passif des consommateurs y sont prises en compte.

Les études pionnières portent essentiellement sur l'enquête du SRC de l'Université du Michigan, et par conséquent sur les Etats-Unis. S'il existe des études sur d'autres pays à cette période, elles ne bénéficient pas pour la plupart de la même diffusion, notamment à cause d'une pratique d'enquête conjoncturelle auprès des ménages encore récente. Les travaux d'Angevine échappent à cette généralité. Ainsi, Angevine (1974) mène une étude empirique à partir d'un indice composite de confiance des consommateurs issu du Survey of Consumer Buying Intentions. Les résultats de ses simulations révèlent que cet indice contient des informations pouvant améliorer la précision des prévisions des dépenses de consommation.

Les études qui ont été mentionnées ci-dessus (cf. Tableau 1.1) attestent que les variables du sentiment des consommateurs permettent d'expliquer les dépenses de consommation en particulier de biens durables comme l'automobile. En revanche, leur capacité à prévoir l'évolution de ces dépenses a été remise en cause à la fin des années soixante-dix, tout au moins aux Etats-Unis, d'où peut-être le relatif désintérêt pour la problématique perceptible au cours des années quatre-vingt.

1.2.2 Les travaux réalisés à partir de la fin des années quatre-vingt

La fin des années quatre-vingt marque un regain d'intérêt pour la capacité de prévision des dépenses de consommation par la confiance des consommateurs. Le grand nombre d'études empiriques menées sur le sujet interdit une revue exhaustive de la littérature. Néanmoins, les travaux qui seront présentés peuvent être considérés comme suffisamment représentatifs de l'ensemble à travers les approches statistiques et économétriques qu'ils retiennent.

Auteur	Enquête	Consommation	Pouvoir explicatif	Pouvoir prévision
Mueller 1957, 1969	SRC	Durable Non durable	+ +	+ +
Adams 1964, 1969	SRC - Séries temporelles	Durable Automobile	+ +	+ +
Adams 1969	SRC - Coupe transversale	Durable Automobile	Ø Ø	- -
Juster et Wachtel 1972	SRC et Census	Durable Automobile	+	+/-
Angevine 1974	Survey of Con- sumer Buying intentions	Totale et par fonctions	+	+
Shapiro 1975	SRC	Totale	+	-
Thomas 1975	SRC	Durable Automobile	+ +	+ +
Mishkin 1978	SRC	Durable	+/-	Ø

TAB. 1.1 – Etudes empiriques pionnières

L'une des études les plus connues est l'œuvre de Carroll, Fuhrer et Wilcox (1994). Ils estiment notamment l'équation suivante : $\Delta \ln(C_t) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^4 \beta_i S_{t-i} + \gamma Z_{t-1} + \varepsilon_t$ où C est la variable des dépenses de consommation, S , l'indice du sentiment du consommateur (ICS) et Z , un vecteur de variables de contrôle dans lequel ils incluent la croissance du revenu du travail réel. Ils parviennent à la conclusion que l'ICS de l'Université du Michigan (valeurs retardées) explique 14 % de la variation du taux de croissance des dépenses réelles de consommation globale. Ce pourcentage est de 17 % pour la consommation de biens hors automobile.

Bram et Ludvigson (1998) ont repris le modèle spécifié par Carroll, Fuhrer, et Wilcox, et ont comparé le pouvoir de prévision de l'ICS de l'Université du Michigan à l'indice de confiance du consommateur du *Conference Board*. Les variables de contrôle qu'ils retiennent sont les variables retardées de la consommation, le revenu du travail, le taux à trois mois des bons du trésor, et l'indice du *S&P 500*. La spécification qui intègre simultanément les deux indices par rapport à celle qui ne prend en compte qu'un indice à la fois améliore sensiblement la qualité de la prévision (13 % contre 9 %). L'apport est d'autant plus net pour les dépenses relatives aux véhicules motorisés. Alors que l'introduction d'un seul indicateur dans le modèle de base augmente de 5 % la prévision de la variation de croissance de la consommation de cette catégorie, l'emploi simultané des deux indicateurs l'améliore de 21 %. Par ailleurs, leurs tests montrent d'une façon générale la supériorité de l'indice du *Conference Board* sur celui de l'Université du Michigan et remettent en partie en cause l'utilisation exclusive de l'indice du sentiment dans l'immense majorité des études empiriques.

Selon Kumar, Leone, et Gaskins (1995), il est illusoire d'espérer une explication unidimensionnelle de la relation existant entre les dépenses de consommation et la confiance du consommateur. Car, si le sentiment peut être à l'origine de l'acte d'achat, un effet rétroactif est plausible (par exemple, des dépenses de consommation en pleine augmentation favorisent un climat de confiance). Ces auteurs préfèrent donc les modèles VAR (*Vector autoregression*) en général, et le BVAR (*Bayesian vector autoregression*) en particulier. En effet, ce dernier modèle associe l'approche bayésienne aux avantages du VAR. Avec lui, les paramètres ne sont plus fixes mais s'adaptent au fur et à mesure que les croyances sur les états de la nature évoluent. L'étude empirique arbore la supériorité du modèle BVAR intégrant l'ICS de l'Uni-

versité du Michigan sur tous les autres modèles.⁷ Ce modèle conserve sa suprématie quelle que soit la périodicité des données (mensuelle ou trimestrielle), même si l'estimation sur données mensuelles est meilleure. Kumar, Leone et Gaskins considèrent par conséquent qu'un modèle BVAR comportant l'ICS peut être très utile pour les hommes d'affaires désireux de prévoir les dépenses de consommation (surtout les biens durables).

Throop (1992) adopte aussi une spécification VAR intégrant toutefois des relations de cointégration, à savoir des modèles vectoriels à correction d'erreurs (VECM). Il met en évidence la pertinence de l'ICS dans la prévision des dépenses de consommation de biens durables, bien qu'il soit très influencé par les conditions économiques courantes. Il souligne également son avantage informationnel sur les variables économiques qui ne prennent en compte des événements économiques, sociaux ou politiques comme la guerre du Golfe qu'avec un certain retard.

En Europe, les pays les plus riches, et en particulier les membres de la Communauté Economique Européenne, puis de l'Union Européenne disposent d'au moins un institut produisant des statistiques sur la confiance du consommateur. Praet et Vuchelen (1989) ont mené une étude sur quatre grands pays européens (Allemagne, Royaume-Uni, Italie et France), et concluent que les indices de confiance du consommateur sont utiles pour expliquer le comportement des consommateurs, car ceux-ci contiennent des informations que l'on ne retrouve pas dans les variables macroéconomiques. Leur utilisation se traduit alors par une réduction des erreurs de prévision.

Acemoglu et Scott (1994) montrent que la consommation de biens non durables est expliquée par la confiance du consommateur au Royaume-Uni. Ils ont recours à des variables instrumentales sur données britanniques. Quand l'ensemble des variables instrumentales comprend seulement le taux de croissance du revenu net du travail et les taux d'intérêt retardés, la relation recueillie n'est pas significative, mais elle le devient avec l'introduction d'un indicateur de confiance du consommateur.

En revanche, en France, peu de travaux se sont intéressés à l'enquête de conjoncture réalisée par l'INSEE. Ils ont essentiellement utilisé les soldes d'opinion et non l'indicateur synthétique (Sterdyniak, 1988 ; Gardes et Madre, 1991a). Ainsi, Gardes, Ghabri, Madre, et Pichery (1997) exploitent l'enquête afin d'analyser la rationalité

⁷VAR avec ICS, BVAR sans ICS, VAR sans ICS, et régression avec ICS.

et la formation des anticipations des agents. Quelques conclusions peuvent être néanmoins relevées.

Charpin (1988) a cherché à savoir si l'enquête de conjoncture auprès des ménages effectuée par l'INSEE pouvait expliquer les dépenses de consommation en France. Elle a analysé les soldes d'opinion séparément et mis en exergue l'influence positive exercée sur la consommation de biens durables de deux variables d'enquête : l'opportunité de faire actuellement des achats importants et l'évolution récente du niveau de vie des français. Sans parler de confiance des ménages, Charpin a montré le lien entre des données d'enquête subjectives et des données comptables. Dans une étude réalisée dans des conditions quasi similaires, Sterdyniak (1988) a obtenu des résultats plus nuancés. Celle-ci révèle que l'utilisation des seules variables d'enquête pour la prévision du taux de consommation est inopérante. Les variables d'enquêtes ne semblent utiles que dans la mesure où elles sont associées aux variables macroéconomiques de la comptabilité nationale.

L'étude récente de Braun-Lemaire et Gautier (2001) se distingue des autres car elle considère de manière explicite le concept de la confiance des ménages. Si l'objectif de ces deux auteurs est de proposer une grille de lecture de l'enquête de conjoncture de l'INSEE, les résultats auxquels ils parviennent mettent en exergue l'apport informationnel des indicateurs de confiance des ménages une fois que ceux-ci sont associés aux variables explicatives traditionnelles de la consommation. Plus précisément, ils montrent que la confiance des ménages saisie par le facteur commun aux différents soldes d'opinion de l'enquête contribue pour près de 1 point à la progression annuelle de la consommation en 1999 et 2000.

Bien que les méthodes utilisées soient très différentes, le oui semble l'emporter quand il s'agit de répondre à la question de savoir si la confiance des consommateurs permet d'expliquer les dépenses de consommations. En revanche, à la question - l'indice de confiance des consommateurs permet-il de prévoir ces dépenses-, les réponses sont très partagées. En outre, quand celles-ci ne sont pas négatives, le plus souvent, elles ne mettent en lumière que l'apport marginal des données d'enquête par rapport aux données comptables. En cela, le renouveau des études empiriques opéré à partir de la fin des années quatre-vingt a confirmé la tendance que l'on pouvait déjà observé dans les années soixante-dix. Les tableaux 1.2 et 1.3 récapitulent quelques caractéristiques des travaux réalisés à partir de la fin des années quatre-vingt.

Auteur	Enquête	Méthode d'estimation	Consommation	Pouvoir explicatif	Pouvoir prévision
Charpin 1988	INSEE	MC (moindres carrés)	Totale et durable	+	Ø
Sterdyniak 1988	INSEE	MC	Totale	+	+/-
Praet et Vuchelen 1989	Communi- sty's survey	MC	Totale	+	+
Throop 1992	SRC	VECM	Durable Non durable et services	+	+
Acemoglu et Scott 1994	Gallup Survey (UK)	VI (variables instrum.)	Non durable	+	Ø
Carroll et al. 1994	SRC	MC, VI	Totale et par fonctions	+	+/-

TAB. 1.2 – Etudes empiriques de la première vague (88-94)

Auteur	Enquête	Méthode d'estimation	Consommation	Pouvoir explicatif	Pouvoir prévision
Kumar et al. 1995	SRC	VAR BVAR	Durable et groupes	+	+
Bram et Ludvigson 1998	SRC	MC	Totale et par fonctions	+	+/-
Bram et Ludvigson 1998	Conference Board	MC	Totale et par fonctions	+	+
Fan et Wong 1998	Survey Research Hong Kong	MC	Totale et par fonctions	-	-
Masden et McAleer 2000	SRC	VI	Non durable et services	+/-	-
Braun-Lemaire et Gautier 2001	INSEE	ECM	Totale	+	Ø

TAB. 1.3 – Etudes empiriques de la seconde vague (à partir de 1995)

1.2.3 Les principales explications

Si les études empiriques sur la relation entre la confiance des consommateurs et la consommation ont apporté des réponses pertinentes, la question du pourquoi n'a pas souvent été traitée. Avant de considérer les principales explications théoriques avancées au sujet de l'existence ou non de cette relation, les explications d'ordre statistique liées à l'enquête ou à l'indicateur seront relevées.

Sur le plan statistique, une des explications consiste à dire que les indicateurs de confiance reflètent le sentiment des consommateurs après que ces derniers ont effectué leurs dépenses. En d'autres termes, un individu ayant augmenté sa consommation répondra avec optimisme aux questions de l'enquête. Cette proposition revient à supposer que les indicateurs de confiance de consommateur sont uniquement des indicateurs retardés, ce que plusieurs travaux précédemment évoqués infirment. Une autre stipule qu'une partie des informations contenues dans les variables économiques et notamment la consommation se trouve résumée dans l'indicateur. L'indicateur a donc un pouvoir de prévision qui reste néanmoins très dépendant des variables comptables.

Mais les principaux arguments visant à expliquer la relation statistique entre la consommation et la confiance concerne les caractéristiques de l'enquête et *a fortiori* de l'indicateur, lesquelles peuvent influencer sensiblement sur les résultats des études empiriques.

Par exemple, aux Etats-Unis, les chercheurs doivent opter pour l'indice du sentiment du consommateur de l'Université du Michigan (ICS) ou pour l'indice de confiance du consommateur du *Conference Board* (ICC). Dans leur étude comparative, Bram et Ludvigson (1998) parviennent à la conclusion que l'ICC du *Conference Board* améliore de 9 % la prévision de la variation de croissance de la consommation totale, tandis que l'ICS de l'Université du Michigan la détériore. Quand la consommation est décomposée en fonctions (véhicules motorisés - biens hors véhicules motorisés - biens durables (hors véhicules motorisés) - services), les performances de l'ICS sont meilleures, même si elles restent en deçà de celles de l'ICC. Les tests réalisés à partir des questions des deux enquêtes servant de base au calcul des indices confirment la supériorité de l'ICC. En particulier, les questions de l'enquête du *Conference Board* ayant trait à l'emploi ont un grand pouvoir explicatif.⁸

⁸Avant Bram et Ludvigson (1998), Garner (1991) avait réalisé une étude comparative entre

Dans les autres pays, le problème du choix de l'indicateur ne se pose pas dans les mêmes termes qu'aux Etats-Unis. En général, un seul institut réalise une enquête de conjoncture à intervalle régulier. Par souci d'harmonisation, les instituts nationaux ont adopté peu ou prou les mêmes enquêtes, quand il aurait fallu peut-être des questionnaires spécifiques pour appréhender le sentiment d'individus de culture différente. Cette démarche présente néanmoins l'avantage de la simplicité ce qui en théorie des opinions est source d'efficacité. En la matière, l'expérience de Hong Kong est assez riche d'enseignements.

L'institut de Hong Kong effectue des enquêtes trimestrielles depuis 1985 à partir desquelles il calcule un indice de confiance économique et un indicateur de confiance politique (cf. Annexe 1.3). Fan et Wong (1998) se demandent si ces deux indicateurs de confiance permettent de prévoir les dépenses de consommation à Hong Kong à partir de la spécification de Carroll, Fuhrer et Wilcox (1994). Les deux indicateurs s'avèrent inaptes à expliquer la croissance de la consommation. Les auteurs invoquent deux raisons majeures pour commenter ces résultats. D'une part, l'indice de confiance économique et surtout l'indice de confiance politique tendent à ne faire cas que des anticipations de bien-être. Celles que la population ferait à propos du revenu étant sous-représentées, les indicateurs sont fortement influencés par les facteurs non économiques et singulièrement politiques.⁹ D'où le fait qu'ils décroissent, malgré l'expansion économique dont a bénéficié Hong Kong de 1985 à 1996. D'autre part, cette période coïncide aussi avec la forte détérioration du niveau de vie des travailleurs non qualifiés. Comme la majorité des personnes interrogées s'est sentie concernée par la distribution inégalitaire des fruits de la croissance, l'indice de confiance économique a reflété cet état d'esprit, sans que la croissance de la consommation en pâtisse.

L'étude de Fan et de Wong atteste de l'importance de l'enquête et de l'indicateur. Il apparaît que les questions doivent être suffisamment ciblées pour saisir du mieux possible le sentiment de l'individu sur son comportement de consommation. L'absence de relation entre un indicateur de confiance et les dépenses de consommation trouve parfois une explication relativement toute simple dans la faiblesse de celui-ci.

⁹L'ICC et l'ICS qui conduisait à des conclusions quasi similaires.

⁹Démocratie et liberté sont des préoccupations suscitées par le retour de Hong Kong dans le giron chinois.

Sur le plan théorique, la plupart des explications ont été exposées dans un cadre théorique préexistant. La référence la plus souvent proposée est le modèle cycle de vie - revenu permanent, et notamment la version qui intègre les anticipations rationnelles (Hall, 1978). Pour mémoire, la théorie du *Life Cycle* a été initiée par Harrod puis développée par Modigliani, après la seconde guerre mondiale. Elle stipule que le taux d'épargne d'un individu varie avec l'âge. Celui-ci quand il est jeune (il travaille) limite ses dépenses pour continuer à consommer une fois vieux (il est à la retraite). La théorie du revenu permanent formulée par Milton Friedman montre que le consommateur ne s'intéresse pas seulement au revenu courant mais à la richesse globale, laquelle comprend aussi le patrimoine et le capital humain. Tant la consommation que le revenu ont deux composantes, l'une transitoire, l'autre permanente. Mais seule la consommation permanente est stable à long terme, car déterminée par le revenu permanent. Le modèle pur de type cycle de vie ou de revenu permanent admet une corrélation contemporaine entre l'indice de confiance et les dépenses de consommation (en période d'activité ralentie, les ménages restreignent leurs consommations et le font savoir aux enquêteurs). Mais, il rejette la possibilité d'une corrélation avancée, la question de savoir si le sentiment cause la dépense restant alors sans réponse.

Le modèle de Campbell et de Mankiw (1991) apporte un éclairage nouveau sans abandonner les hypothèses du cycle de vie et du revenu permanent. Dans l'économie considérée par les auteurs, il existe deux types de consommateurs. Ces derniers obéissent à deux logiques : soit de cycle de vie, soit "à vue de nez". Les premiers (les *life-cyclers*) maximisent leur utilité intertemporelle anticipée sous la contrainte de leurs ressources intertemporelles. Les seconds (les *rule-of-thumbers*) consomment leur revenu courant. Dans l'explication avancée à partir de ce modèle, l'indice de confiance aide à prévoir la croissance de la consommation mais de manière transitive. En période d'activité embellie, les *life-cyclers* forment des anticipations favorables saisies plus ou moins convenablement par les indices de confiance. Lorsque celles-ci se réalisent, autrement dit le revenu augmente, les *rule-of-thumbers* accroissent leurs dépenses de consommation. Ce sont en fait les dépenses des *rule-of-thumbers* que les indices de confiance du consommateur contribuent à prévoir via la croissance du revenu.

Carroll, Fuhrer et Wilcox (1994) considèrent les modèles d'épargne de précaution et de formation d'habitudes pour expliquer l'existence d'une relation entre la

confiance et la consommation. Ils montrent notamment que ces deux modèles s'accommodent individuellement difficilement avec les résultats empiriques des études sur la confiance des consommateurs.¹⁰

Dans le modèle de formation d'habitudes (Dyner, 1993), la variable retardée de la croissance de la consommation fournit une prévision satisfaisante de sa valeur courante. L'introduction d'un indice de confiance du consommateur est par conséquent inutile.

Dans le modèle d'épargne de précaution, l'indicateur de confiance retardé devrait être corrélé négativement à la croissance de la consommation. En effet, d'un côté, le consommateur diminue ses dépenses ou épargne quand l'incertitude semble plus forte aujourd'hui que dans le passé. De l'autre, l'indice de confiance est d'autant plus élevé que l'incertitude est faible. Les corrélations seraient alors de signe négatif entre la croissance de la consommation et l'incertitude retardée, et de signe positif entre l'indice de confiance et l'incertitude contemporaine. Force est de constater avec Carroll et al. (1994) que les études empiriques aboutissent généralement aux résultats contraires.

En fin de compte, la recherche sur les explications de la relation entre les dépenses de consommation et un indicateur de confiance du consommateur est encore à ses balbutiements. En revanche, il semble bien établi qu'une telle relation n'est pas fortuite. Les différentes études empiriques que nous venons de voir concluent généralement à l'opportunité d'utiliser les indicateurs dans la prévision des dépenses. De plus, une attention particulière doit être portée sur le choix des indicateurs et en particulier des enquêtes. L'étude de Fan et de Wong montre à quel point leur orientation influe sur la pertinence des résultats. La recherche s'est également intéressée à d'autres questions comme celle des déterminants de la confiance des consommateurs.

¹⁰Les auteurs n'excluent pas qu'une explication hybride combinant les modèles d'épargne de précaution et de formation d'habitudes soit pertinente.

1.3 Les autres interrogations

Si une grande partie des études s'est interrogée sur la capacité des indicateurs de confiance du consommateur à prévoir les dépenses de consommation, les indicateurs de confiance du consommateur ont fait l'objet d'autres travaux. Par exemple, Ewing et Payne (1998) ont montré qu'il existait une relation de long terme entre l'ICS et le taux d'épargne personnel défini comme un pourcentage du revenu disponible personnel. Plus précisément, en période de forte confiance, les ménages tendent à réduire leur taux d'épargne. Mais la majorité des travaux s'est intéressée aux deux questions suivantes : - Quels sont les déterminants de la confiance du consommateur ? - Les indicateurs de confiance des consommateurs permettent-ils de prévoir le revenu ? Les réponses ont été des plus contrastées.

1.3.1 Quels sont les déterminants de la confiance du consommateur ?

Les indicateurs de confiance sont construits à partir d'enquêtes de conjoncture. Ils dépendent des perceptions et des anticipations des individus interrogés, lesquelles résultent du traitement des informations disponibles. Il n'est donc pas étonnant que l'indicateur de confiance du consommateur ait des déterminants subjectifs (nature optimiste, pessimiste ou pragmatique, aversion pour le risque...) et économiques (consommation, produit national, inflation, taux d'intérêt...).

Sur données américaines, Matsusaka et Sbordone (1995) considèrent que l'ICS de l'Université du Michigan est largement exogène par rapport aux autres variables du modèle. Même s'il est influencé par des variables comme le produit national brut, il explique à lui seul plus de 70 % de la variance de son innovation (sur la base des huit trimestres précédents). L'indice synthétise donc une information que l'on ne retrouve pas dans les autres variables économiques.

L'étude de Fan et Wong corrobore l'idée selon laquelle la confiance serait exogène. La confiance à Hong Kong dépendrait principalement de facteurs politiques et sociaux. Il semble en effet que la situation de ce pays vis-à-vis de la Chine et la dégradation de la répartition des revenus sont le ferment de la confiance.¹¹

¹¹ Avec la rétrocession de Hong Kong à la Chine, beaucoup de chinois non qualifiés ont immigré, provoquant une pression à la baisse des salaires de ce type de travailleurs à Hong Kong. Malgré la croissance soutenue, les ouvriers non qualifiés ont connu une détérioration de leur niveau de vie.

	Indice de confiance du consommateur
Constante	6.063 (2.280)
Confiance retardée	0.664 (7,869)
Taux d'intérêt réel courant	-1.265 (-5.566)
Inflation courante	-2.082 (-3.068)
Variation courante du patrimoine immobilier	0.831 (1.921)
R ²	0.822

Source : Acemoglu et Scott (1994)
Période d'estimation : 1974 : 2 - 1990 : 4

TAB. 1.4 – Déterminants macroéconomiques de la confiance

A contrario, d'autres auteurs ont trouvé que les variables comptables jouaient un rôle majeur dans la détermination de l'indicateur de confiance du consommateur. Charpin (1988) montre que les agrégats de la comptabilité nationale sont à l'origine des valeurs prises par les variables associées à l'enquête de conjoncture réalisée auprès des ménages français par l'INSEE. A titre d'exemple, la variable d'enquête "situation financière future des ménages" dépend positivement du revenu et négativement du taux de chômage et du prix.

Acemoglu et Scott (1994) sont parvenus à un épilogue quasi identique, mais avec un indice de confiance du consommateur issu de l'enquête britannique Gallup. Le meilleur modèle qu'ils aient estimé explique cet indicateur de confiance par l'indicateur retardé, les variations courantes du patrimoine immobilier, le taux d'intérêt réel courant, et l'inflation courante. Les deux premières variables explicatives confortent le sentiment de confiance, tandis que les deux dernières l'altèrent (cf. Tableau 1.4).

Delorme, Kamerschen, et Ford Voeks (2001) comparent les résultats qu'ils obtiennent sur données américaines à ceux obtenus par Acemoglu et Scott (1994). Ils montrent que la confiance des consommateurs est déterminée par la confiance retardée (ajustement), l'inflation, et la variation du chômage aux Etats-Unis.

D'un côté, les indicateurs de confiance du consommateur apparaissent liés aux variables économiques. De l'autre, ils semblent plus ou moins exogènes.¹² Cette am-

¹²Carrol et al. (1994), et Kumar et al. (1995) ne tranchent pas définitivement. Il semble que la

bivalence a conduit des auteurs à se demander si de pareils indicateurs pouvaient être utilisés dans la prévision d'un agrégat de revenu comme le produit national brut (PNB).

1.3.2 Les indicateurs de confiance du consommateur aident-ils à prévoir l'évolution d'un agrégat de revenu ?

Peu de chercheurs se sont intéressés à cette question, et leurs réponses sont parfois mitigées. Matsusaka et Sbordone (1995) observent qu'après la seconde guerre mondiale, toutes les récessions avaient été précédées d'une chute de la confiance. De plus, hormis l'année 1965, toutes les grandes chutes de la confiance avaient été suivies d'une récession. Aussi, se demandent-ils si le sentiment du consommateur cause les fluctuations du PNB. Dans cette éventualité, les mouvements du premier devraient précéder ceux du second. Condition nécessaire mais pas suffisante, car même quand ce fait est établi, la question de l'interprétation demeure. En effet, soit le sentiment du consommateur cause réellement le PNB, soit il l'anticipe. Si les deux auteurs préfèrent la première interprétation à la seconde, quelle que soit celle-ci, lorsque les mouvements du sentiment du consommateur précèdent ceux du PNB, l'indice du sentiment peut être utilisé dans la prévision du PNB.

Grâce à un test de causalité à la Granger, Matsusaka et Sbordone mettent en évidence une relation causale entre l'ICS du Michigan et le taux de croissance du PNB. Puis, à partir de modèles VAR et de décomposition de variances, ils concluent qu'un pourcentage non négligeable - entre 13 et 26 % - de la variance de l'innovation du PNB est due à l'innovation du sentiment du consommateur. Pour ces auteurs, le sentiment du consommateur est donc un facteur important dans les fluctuations du PNB, même si d'autres et en particulier les PNB retardés le sont davantage.

Batchelor et Dua (1998) retiennent le PNB comme Acemoglu et Scott. En revanche, leur approche est atypique. Ils proposent d'utiliser les données du service de prévision du *Blue Chip Economic Indicators*. Ce dernier collecte les prévisions des meilleures institutions américaines à partir desquelles il calcule des *consensus forecasts*. Le choix des auteurs obéit à la volonté de se rapprocher le plus possible de la pratique courante de la prévision.

question de l'exogénéité est surtout fonction du pays et de l'organisme enquêteur.

Leur objectif principal est de savoir si l'indice de confiance du consommateur comporte des informations ignorées des prévisionnistes, lesquels publient leur prévision avant la parution de l'ICC du *Conference Board*. Pour ce faire, ils cherchent à détecter d'éventuelles corrélations entre l'erreur de prévision (du *Blue Chip* ou des institutions individuelles) et le niveau de l'indice de confiance retardé d'une période. En cas de corrélation, les prévisions ne sont pas rationnelles au sens de Muth.¹³

Les résultats obtenus montrent que l'indice général et l'indice de la situation présente du *Conference Board* ne fourniraient aucune information supplémentaire. Par contre, les prévisionnistes gagneraient à s'inspirer de l'évolution de l'indice des anticipations. Ce dernier s'avère particulièrement utile pour la prévision de la récession de 1990-1991, accréditant ainsi l'analyse de Blanchard (1993) selon laquelle l'origine principale de cette récession est un choc de consommation. Pour les autres périodes, les résultats sont très mitigés, d'où le scepticisme non dissimulé de Batchelor et Dua sur la capacité d'un tel indice à prévoir le PNB.

Contrairement aux auteurs précédents, l'agrégat de revenu retenu par Acemoglu et Scott (1994) est le revenu du travail. Ils montrent sur données britanniques que l'indicateur de confiance réalisé à partir de l'enquête de Gallup explique de manière significative cet agrégat.¹⁴ Pour arriver à cette conclusion, ils estiment le revenu du travail à partir de plusieurs variables telles que les variations de l'indice de confiance, celles du chômage, du patrimoine financier, du patrimoine immobilier, ou encore l'inflation et le taux d'intérêt réel. Les tests de causalité réalisés établissent donc la significativité de l'indicateur de confiance au même titre que le revenu retardé, le chômage, et le patrimoine immobilier dans la prévision du revenu du travail.

Les différentes études empiriques présentées qu'elles concernent cette dernière problématique ou les deux autres (prévision de la consommation et déterminant de la confiance des consommateurs) témoignent de l'intérêt suscité par la confiance du consommateur notamment aux Etats-Unis. De plus, le fait que les travaux sur le sujet soient peu nombreux en France renforcent l'idée selon laquelle une étude approfondie des relations entre l'activité économique et la confiance en grande partie

¹³L'exploitation des enquêtes de conjoncture a permis aussi l'étude de la rationalité des anticipations des agents (Gardes, Ghabri, Madre et Pichery, 1997). Mais, ce domaine de recherche ne s'intéresse que très peu à la confiance.

¹⁴Acemoglu et Scott retiennent le revenu du travail, car ils testent l'hypothèse du revenu permanent sous anticipations rationnelles proposée par Hall (1978). Cette variable s'est révélée préférable, le PIB ou le PNB étant un indicateur trop large.

sur données françaises serait riche d'enseignements. En prélude à ces travaux, il a semblé intéressant de présenter une étude préliminaire visant principalement à retrouver des résultats généralement obtenus sur données anglo-saxonnes.

1.4 Etude préliminaire sur données françaises

L'étude préliminaire se compose d'une analyse des liens entre variables d'enquête (l'indice synthétique et les soldes d'opinion) et variables comptables, d'une étude de causalité portant sur les principales variables qui ont émergé de la revue de la littérature, et d'un test d'une relation proposée par Carroll, Fuhrer et Wilcox (1994). Cette étude suivra la présentation des différentes données et variables qui seront utilisées dans la thèse.

1.4.1 Les données et les variables

Les données qui seront utilisées dans la thèse proviennent de cinq sources statistiques : l'INSEE, la Banque de France, Eurostat, la Commission Européenne et l'Université du Michigan.

Pour les études sur données françaises (premier, deuxième et quatrième chapitres), trois types de variables ont été retenues : des variables comptables trimestrielles et corrigées des variations saisonnières issues des comptes trimestriels de l'INSEE, des variables qualitatives, numérisées et trimestrialisées, tirées des enquêtes de conjoncture effectuées par l'INSEE, et des variables financières (taux d'intérêt) construites à partir des données de la Banque de France.

Les données comptables françaises n'ont pas nécessité de traitement particulier, car elles ont l'avantage de reposer sur des fondements statistiques éprouvés par l'INSEE depuis la fin de la seconde guerre mondiale. Néanmoins, leur multiplicité nous a conduit à faire des choix reposant le plus souvent sur la littérature existante, mais parfois arbitraires. En outre, le changement de bases opéré par l'INSEE concernant le calcul en francs constants et la correction des variations saisonnières nous a contraint pour l'étude de cointégration (chapitre 2) à effectuer un raccordement de séries provenant de deux bases. En effet, la base des comptes trimestriels la plus récente commençait à partir du premier trimestre 1978, tandis que les indicateurs de confiance étaient disponibles à partir du premier trimestre 1973.

Les données de l'enquête de conjoncture que l'INSEE réalise auprès des ménages français ont fourni les différentes mesures de la confiance du consommateur retenues pour ce travail. Cette enquête a été effectuée trois fois par an sous le nom de "enquête quadrimestrielle" de 1958 à 1994, et existe sous sa forme mensuelle depuis 1987. Elle

est composée de questions simples à choix multiples dont les réponses sont facilement comptabilisées. Pour chaque question, un solde d'opinion est calculé, c'est-à-dire la différence entre les opinions positives (ma situation financière s'est / améliorée nettement / peu améliorée) et négatives (elle s'est / un peu dégradée / nettement dégradée), les réponses neutres (elle est restée stationnaire / je ne sais pas) n'étant pas comptabilisées.

L'enquête effectuée présente onze soldes d'opinion relatifs aux différentes questions sur le niveau de vie, la situation financière, l'épargne, les achats importants, le chômage et les prix. Seules cinq questions interviennent dans l'élaboration de l'indicateur synthétique que l'INSEE appelle indicateur résumé, et la presse, moral des français (cf. Annexe 1.1). Depuis 1987, elle est mensuelle. Comme elle était trimestrielle (janvier, mai ou juin, et novembre) jusqu'en 1987, il était nécessaire de trimestrialiser les données d'enquête pour mener une étude couvrant cette période.¹⁵ Depuis mars 2001, l'INSEE a édité une base trimestrielle de données d'enquête de conjoncture rétropolées à partir des séries mensuelles couvrant la période du premier trimestre 1973 au quatrième trimestre 2000.

Par conséquent, nous avons établi un indice de confiance trimestriel de 1973 à 2000, à partir de l'indicateur résumé rétropolé corrigé des variations saisonnières de l'INSEE, en prenant comme base 100 en 1995. Par la suite, nous avons établi les indices correspondant aux soldes d'opinion de l'enquête corrigés des variations saisonnières¹⁶ (cf. Annexe 1.4 : Tableau 1.15).

Dans le quatrième chapitre, nous utilisons une mesure de la confiance des entreprises issue de l'enquête mensuelle de conjoncture dans l'industrie réalisée par l'INSEE. Cette enquête est effectuée auprès d'un échantillon d'environ 4500 industries manufacturières, agroalimentaires, et pétrolières (raffineries). Les réponses permettent à l'INSEE de construire un indicateur qu'il nomme "indicateur synthétique du climat des affaires". Dans notre étude, cet indicateur mensuel disponible depuis janvier 1980 est trimestrialisé et nous l'appelons indice de confiance des industriels.

Concernant les variables financières, seul le taux de base bancaire choisi pour

¹⁵A la suite de Charpin (1988) et Sterdyniak (1988), on ajoutait un point à l'enquête trimestrielle qui correspondrait au mois d'août. Ce point était la moyenne des résultats des enquêtes de mai et de novembre. En outre, chaque fois qu'une donnée était manquante, on la remplaçait par interpolation linéaire.

¹⁶Deux soldes d'opinion n'ont pas été corrigés des variations saisonnières : la perception des prix passés et l'anticipation des prix futurs.

saisir l'influence de la sphère monétaire et financière sur la consommation a été traité. La série des taux de base bancaire à l'origine de périodicité irrégulière (la fixation du taux dépend des autorités bancaires) a été trimestrialisée.

Pour l'étude du troisième chapitre menée sur un panel de cinq pays, il fallait prendre en compte des variables comptables et d'enquête harmonisées afin de réaliser des comparaisons fiables. Les données d'Eurostat pour les premières variables et les données de la Commission Européenne pour les secondes répondent à cette exigence. Ainsi, les données comptables de la Grande Bretagne, l'Italie, l'Allemagne, la France et les Etats-Unis sont exprimées en SPA (Standard de Pouvoir d'Achat), tandis que les indicateurs de confiance du consommateur des quatre pays européens issus des enquêtes de conjoncture nationales sont harmonisés par la Commission Européenne. Ces indicateurs diffèrent de ceux publiés par les instituts nationaux au niveau de la pondération des modalités de réponse dans le calcul des soldes d'opinion et de la méthode de désaisonnalisation. Concernant l'indicateur de confiance du consommateur des Etats-Unis, le choix s'est porté sur l'indice du sentiment du consommateur du *Survey Research Center* de l'Université du Michigan. Nous l'avons par conséquent harmonisé aux indicateurs européens.

1.4.2 Les soldes d'opinion de l'enquête de l'INSEE

L'enquête de conjoncture auprès des ménages de l'INSEE est composée de onze questions dont les réponses numérisées donnent lieu à des soldes d'opinion (Annexe 1.1 et 1.2). Avant de considérer les liens entre ces différents soldes et quelques variables comptables, nous nous intéresserons à leur évolution les uns par rapport aux autres et en particulier, vis-à-vis de l'indicateur synthétique.¹⁷

Corrélations entre soldes d'opinion et indicateur de confiance

Pour étudier l'évolution des soldes d'opinion et de l'indicateur synthétique, des corrélations simples ont été calculés à partir des indicateurs corrigés des variations saisonnières (base rétropolée) sur la période du premier trimestre 1973 au quatrième trimestre 2000 (Tableau 1.5).

¹⁷Un glossaire des abréviations utilisées dans l'étude empirique est reporté en Annexe 1.4, Tableau 1.15.

	IFC	VIEP	VIEF	SFINP	SFINF	ACHA	SFINA	CAPE	CHOF	OPPE	PRIXP	PRIXF
IFC	1.00	0.98	0.81	0.89	0.75	0.77	0.66	0.22	0.70	-0.41	0.46	0.07
VIEP	0.98	1.00	0.77	0.90	0.73	0.72	0.70	0.25	0.71	-0.35	0.41	0.12
VIEF	0.81	0.77	1.00	0.73	0.86	0.31	0.63	0.56	0.85	0.07	-0.02	-0.32
SFINP	0.89	0.90	0.73	1.00	0.83	0.52	0.84	0.42	0.64	-0.13	0.28	0.12
SFINF	0.75	0.73	0.86	0.83	1.00	0.20	0.70	0.66	0.71	0.20	-0.08	-0.26
ACHA	0.77	0.72	0.31	0.52	0.20	1.00	0.25	-0.35	0.26	-0.86	0.82	0.34
SFINA	0.66	0.70	0.63	0.84	0.70	0.25	1.00	0.59	0.61	0.16	0.04	0.02
CAPE	0.22	0.25	0.56	0.42	0.66	-0.35	0.59	1.00	0.62	0.71	-0.65	-0.34
CHOF	0.70	0.71	0.85	0.64	0.71	0.26	0.61	0.62	1.00	0.10	-0.12	-0.16
OPPE	-0.41	-0.35	0.07	-0.13	0.20	-0.86	0.16	0.71	0.10	1.00	-0.86	-0.39
PRIXP	0.46	0.41	-0.02	0.28	-0.08	0.82	0.04	-0.65	-0.12	-0.86	1.00	0.45
PRIXF	0.07	0.12	-0.32	0.12	-0.26	0.34	0.02	-0.34	-0.16	-0.39	0.45	1.00

TAB. 1.5 – Corrélations entre soldes d'opinion et indicateur synthétique

Si l'indicateur synthétique (IFC) est une moyenne arithmétique de cinq soldes relatifs au niveau de vie passé et futur (VIEP et VIEF), à la situation financière personnelle passée et future (SFINP et SFINF), et à l'opportunité d'acheter (ACHA), l'importance de la corrélation varie selon ces soldes. De ces cinq soldes, le plus corrélé avec IFC est celui de l'évolution passée du niveau de vie en France (0,98), tandis que le moins corrélé concerne les perspectives d'évolution de la situation financière personnelle (0,75).

Parmi les soldes n'entrant pas dans la composition de IFC, les plus corrélés avec IFC sont la situation de l'emploi en France (CHOF) et la situation financière personnelle actuelle (SFINA) avec un coefficient respectivement de 0,70 et 0,66. Le seul solde à être corrélé négativement avec IFC est l'opportunité d'épargner dans la situation économique actuelle (- 0,41). Même si la corrélation n'est pas forte, le sens de la corrélation est normal puisque si les ménages ont confiance, ils consommeront davantage qu'ils n'épargneront.

Le solde relatif aux perspectives d'évolution des prix (PRIXF) n'est pas corrélé avec IFC (0,07). Les anticipations de prix ne semblent donc pas affecter la confiance des consommateurs. Cela ne signifie pas que les prix n'influent pas sur la confiance, car si les opinions sur l'évolution passée des prix sont faiblement corrélées avec IFC (0,46), elles le sont fortement avec les opinions sur l'opportunité d'effectuer des achats importants (0,82). Si les ménages pensent que les prix ont plutôt augmenté depuis les six derniers mois, il est possible qu'il préfère acheter aujourd'hui ce qui leur coûtera peut-être encore plus cher demain. Cette attitude serait renforcée par le fait que dans un contexte inflationniste, les encaisses réelles diminuent, d'où l'inopportunité de l'épargne (corrélation entre PRIXP et OPPE de - 0,86).

Lorsque l'on analyse les coefficients de corrélation entre soldes d'opinion, on constate la forte imbrication des questions sur le niveau de vie en France et la situation financière personnelle. A titre d'exemple, le coefficient de corrélation est de 0,90 entre VIEP et SFINP, et de 0,86 entre VIEF et SFINF. Ces résultats s'interprètent de deux manières différentes non exclusives l'une de l'autre. D'une part, le niveau de vie qui est une notion pouvant englober à la fois le revenu, le cadre de vie, les habitudes de consommation mais aussi les avantages sociaux facteurs de bien-être, serait en fait très dépendant de la situation financière des individus. D'autre part, il semble que les ménages français généralisent leur expérience à l'ensemble des français, l'inverse étant moins probable.

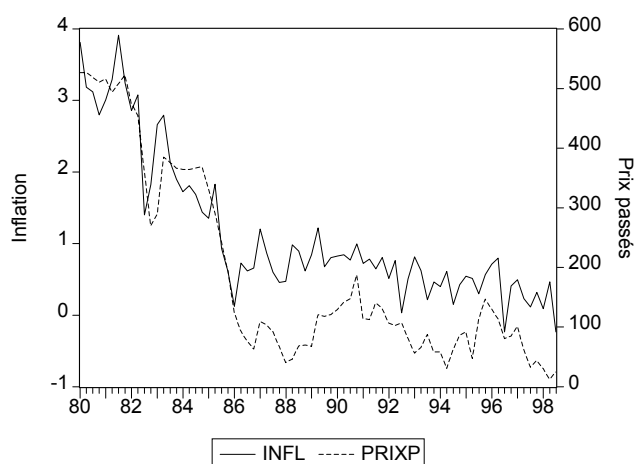


FIG. 1.1 – Inflation et perception des prix passés

L'analyse des coefficients relatifs aux prix conduit à s'interroger sur le processus d'anticipation des ménages puisque les opinions sur les perspectives d'évolution des prix paraissent être déconnectées des autres opinions. Le coefficient de corrélation le plus fort entre ce dernier solde et les autres est égal à 0,45, et il concerne précisément l'évolution passée des prix. Cette apparente indépendance n'étant pas satisfaisante, il convient d'ajouter à notre analyse deux dimensions supplémentaires à savoir le temps et la possibilité de comparer les soldes à des variables comptables.

Lien entre les soldes d'opinion et les variables comptables

L'étude des relations entre les soldes d'opinion et les variables comptables trouve sa justification dans le fait que plusieurs questions sont relatives à la perception des évolutions passées et présentes ou à l'anticipation de l'évolution future de variables macroéconomiques. Charpin (1988) compare ainsi quelques variables comme la consommation de biens durables, l'épargne ou le chômage aux soldes d'opinion de l'enquête de conjoncture que l'INSEE réalise auprès des ménages. L'analyse qui suit se limite à une comparaison graphique entre cinq variables macroéconomiques et cinq variables d'enquête. Tous les soldes d'opinion ont été mis sous forme d'indice base 100 en 1995, et à part les prix, toutes les variables comptables sont corrigées des variations saisonnières. La période d'analyse s'étend du premier trimestre 1980 au troisième trimestre 1998.

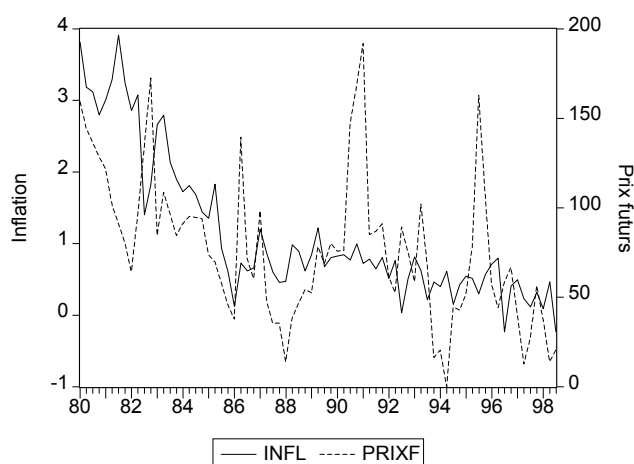


FIG. 1.2 – Inflation et anticipation des prix

Comparer le taux d'inflation aux soldes d'opinion relatifs aux prix s'avère très intéressant. La figure 1.1 stipule que les ménages ont une connaissance relativement bonne du taux d'inflation puisque leur opinion sur l'évolution passée des prix est conforme à l'évolution réelle des prix. En effet, de 1980 à 1982, l'inflation décroît, puis s'accélère au cours de l'année 1982 jusqu'au troisième trimestre de 1983, en raison sans doute de l'échec de la politique de relance menée par le gouvernement socialiste. Ensuite, l'inflation se ralentit de nouveau pour se stabiliser depuis 1986 autour de taux trimestriels inférieurs à 1 %.

L'observation de la figure 1.2 révèle que les anticipations des ménages sur les prix sont assez justes. Il semble que le solde d'opinion "Perspectives d'évolution des prix" est un indicateur avancé de l'inflation. L'amplitude du solde est néanmoins à certaines périodes beaucoup plus grande que celle de l'inflation, ce qui dénote une tendance à la surestimation de la part des ménages.

La deuxième comparaison a trait à l'épargne brute et aux soldes d'opinion qui y font référence. Dans l'enquête de l'INSEE, deux questions concernent de manière directe l'épargne, l'une portant sur le présent (OPPE) et l'autre sur le futur (CAPE). L'épargne brute rapportée au revenu disponible brut (tous deux en volume) donne le taux d'épargne, lequel a généralement baissé entre 1981 et 1988, et augmenté de 1988 à 1995.

De 1980 à 1986, les deux soldes et en particulier celui sur l'opportunité d'épargner évoluent de manière très différente voire opposée du taux d'épargne (Figures

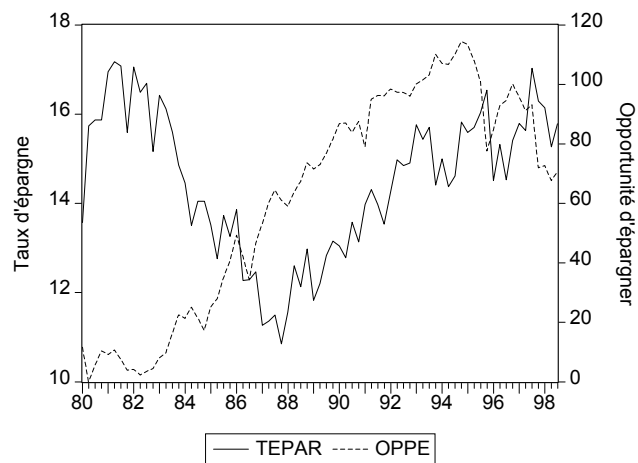


FIG. 1.3 – Epargne et opportunité d'épargner

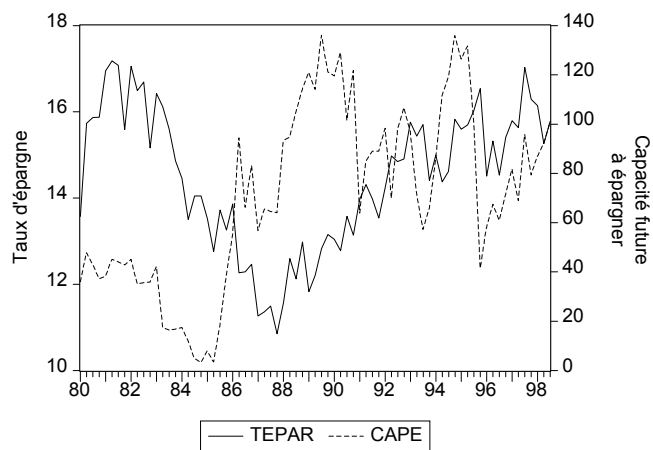


FIG. 1.4 – Epargne et capacité future à épargner

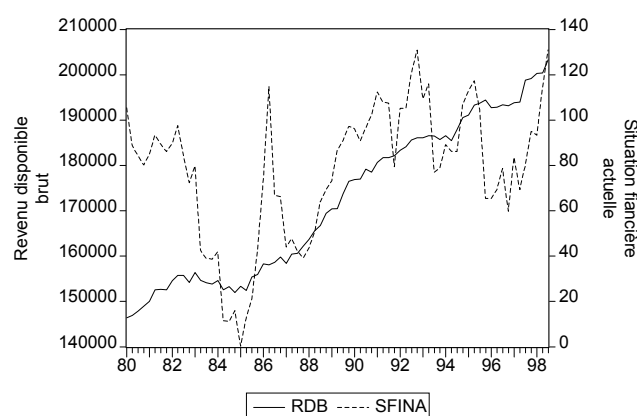


FIG. 1.5 – Revenu disponible et situation financière actuelle

1.3 et 1.4). Alors que le taux d'épargne a tendance à augmenter de 1980 à 1982 puis à diminuer de 1982 à 1986, l'indice de l'opinion des ménages français sur l'opportunité d'épargner relativement stable de 1980 à 1983, augmente de 1983 à 1986. En d'autres termes, durant la deuxième sous-période, les ménages pensent qu'il est raisonnable d'épargner compte tenu de la situation économique, mais dans la pratique, ils épargnent moins. Ce décalage entre les opinions et les faits peut s'expliquer comme l'impossibilité de faire ce que l'on veut (y compris ce qui est raisonnable) en situation conjoncturelle difficile. En revanche, à partir de 1986, les ménages semblent avoir une bonne perception de leur comportement réel d'épargne.

De plus, ils anticipent correctement leur capacité future à épargner. CAPE pourrait être utile dans l'optique de la prévision de l'épargne et par conséquent de la consommation. En effet, CAPE est davantage lié au revenu qu'au motif de précaution, c'est-à-dire qu'en cas de hausse du revenu, la consommation et l'épargne peuvent augmenter conjointement.

Le solde d'opinion "Situation financière personnelle actuelle" (SFINA) donne une estimation satisfaisante de l'évolution du revenu disponible brut en volume des ménages (RDB), même si son caractère micro-économique contraste avec le caractère macroéconomique de cet agrégat de la comptabilité nationale. L'observation de la figure 1.5 montre que SFINA évolue de concert avec RDB, à l'exception de l'année 1986. Au cours de cette année marquée par le début de la première cohabitation du Président François Mitterrand, les ménages ont surestimé l'amélioration de leur situation financière puis ont revu leur appréciation à la baisse.

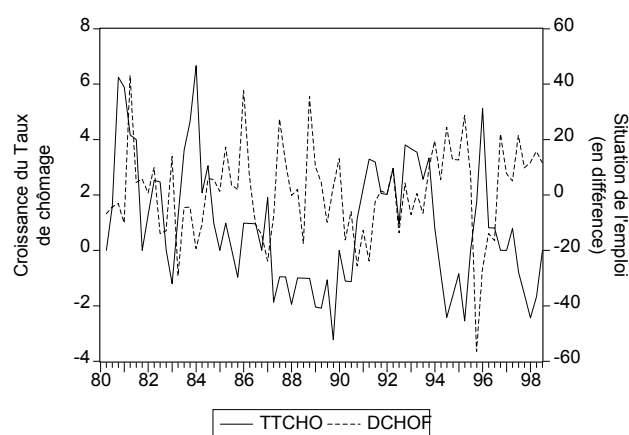


FIG. 1.6 – Chômage et situation de l'emploi

En ce qui concerne les opinions des ménages sur la situation de l'emploi, quand on compare l'indice correspondant pris en différence (DCHOF) au taux de croissance du taux de chômage (TTCHO) à partir de la figure 1.6, on constate que les deux évolutions sont symétriques. Les ménages français ont donc une bonne perception du marché de l'emploi, ce qui est conforme au fait que le chômage constitue une de leurs principales préoccupations.

Enfin, l'observation de la figure 1.7 montre que les opinions sur l'opportunité d'effectuer des achats importants (ACHA) évoluent sensiblement de la même manière que le taux de consommation de biens durable (TDURA), lequel est défini comme le rapport entre la consommation de biens durables et le revenu disponible brut (tous deux en volume). Le solde d'opinion ne reflète pas correctement l'évolution du taux de consommation du troisième trimestre 1989 au deuxième trimestre 1990. Il est possible que les ménages en anticipant que leur capacité réelle à effectuer des achats importants serait moindre dans les trimestres suivants aient sous-estimer leurs achats de biens durables. Par ailleurs, depuis 1990, l'indice de l'opportunité d'acheter semble être un indicateur avancé du taux de consommation de biens durables.

L'analyse des corrélations entre les différents soldes d'opinion et l'indicateur synthétique issus de l'enquête de conjoncture réalisée par l'INSEE ainsi que l'étude des relations existant entre quelques soldes et des variables comptables ont permis de tirer certaines conclusions. Premièrement, les coefficients de corrélation entre l'indi-

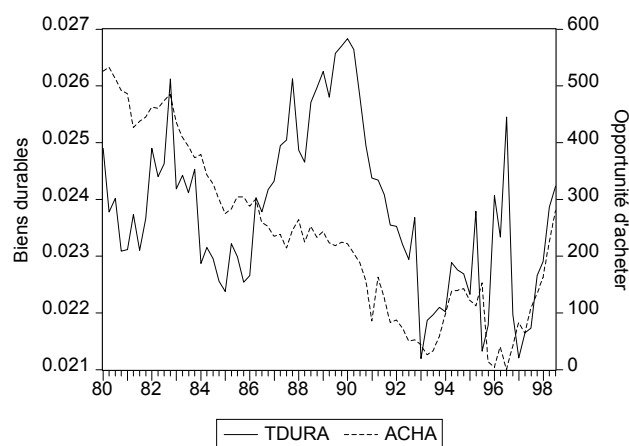


FIG. 1.7 – Biens durables et opportunité d’acheter

cateur synthétique de confiance des consommateurs et les soldes n’entrant pas dans sa composition sont assez hétéroclites quoique fondés théoriquement ou empiriquement, ce qui signifie que plusieurs soldes apportent une information spécifique qui n’est pas contenue dans d’autres. Deuxièmement, des liens entre variables comptables et d’enquête existent. D’une part, les anticipations des ménages concernant notamment les prix ne sont pas erronées en général. D’autre part, les ménages perçoivent souvent correctement les situations économiques qu’elles soient générales ou personnelles. Troisièmement, il apparaît que si les variables d’enquête ne peuvent remplacer les variables comptables, certaines d’entre elles fournissent des indications pertinentes sur l’évolution de celles-ci susceptibles d’aider le prévisionniste dans sa tâche.

L’étude de causalité qui suit vise à compléter ces analyses de corrélation et de graphiques en s’intéressant essentiellement à l’indicateur synthétique de confiance du consommateur et aux principales variables expliquées dans les études empiriques depuis le début des années cinquante.

1.4.3 Étude de causalité entre la confiance et quelques variables macroéconomiques

Les études empiriques qui ont été analysées dans les sections précédentes ont mis en exergue la contribution de la confiance dans l’explication de plusieurs variables

macroéconomiques. Cette étude de causalité sur données françaises vise à préciser la nature des relations entre l'indice synthétique de confiance du consommateur (IFC) et quatre variables : la consommation totale (CONSM), la consommation de biens durables (DURA), le revenu disponible (RD) et le produit intérieur brut (PIB). Ces quatre variables sont exprimées en volume et la période considérée s'étend du premier trimestre 1980 au troisième trimestre 1998.

Plusieurs tests permettent de mettre en évidence le sens de causalité. On distingue généralement les tests à la Granger des tests à la Sims. En 1969, Granger a défini le concept de causalité en termes de prédiction comme suit : une variable X_t cause une variable Y_t si l'information contenue dans X_t améliore la prévision de Y_t . En 1980, Sims propose une définition sensiblement différente : une variable X_t cause une variable Y_t si les valeurs futures de Y_t expliquent les valeurs présentes de X_t . Les notions de feedback et d'exogénéité sont intimement liées à ces deux types de tests, puisque si X_t cause Y_t et Y_t cause X_t , il existe une boucle rétroactive, et si X_t ne cause pas Y_t (les valeurs de X_t sont statistiquement indépendantes des valeurs des perturbations aléatoires), X_t est exogène.

Pour tester ces relations de causalité, une représentation VAR avec un nombre de retards maximum égal à p est adoptée. Geweke (1982, 1984) a proposé une définition de la causalité au sens de Granger ainsi que des mesures de feedback à partir des projections linéaires de X_t et Y_t .¹⁸ Il applique quatre tests d'hypothèses dont les hypothèses nulles sont les suivantes :

$$H01 : F_{Y \rightarrow X} = 0 \quad (Y \text{ ne cause pas } X)$$

$$H02 : F_{X \rightarrow Y} = 0 \quad (X \text{ ne cause pas } Y)$$

$$H03 : F_{X,Y} = 0 \quad (\text{feedback instantané nul dans le cas de Sims et} \\ \text{causalité non instantanée nulle dans le cas de Granger})$$

$$H04 : F_{(Y,X)} = 0 \quad (\text{Il n'existe pas de dépendance linéaire entre } X \text{ et } Y)$$

où F est la mesure de feedback linéaire, et $F_{(Y,X)} = F_{Y \rightarrow X} + F_{X \rightarrow Y} + F_{X,Y}$.

Pour mettre en œuvre ces tests, il est possible de considérer des statistiques de vraisemblance, lesquelles suivent une loi du χ^2 . Le nombre de degrés de liberté est MNp pour $H01$ et $H02$, MN pour $H03$, et $MN(2p + 1)$ pour $H04$, avec M , les

¹⁸Pour une présentation détaillée de ces tests, se reporter à Bresson et Pirotte (1995).

	Rapport de vraisemblance	Multiplicateur de Lagrange	Test de Wald	Degré de liberté
Granger				
$IFC \rightarrow CONSM$	49.495	12.371	14.815	6
$CONSM \rightarrow IFC$	27.759	21.227	29.606	6
$CONSM \leftrightarrow IFC$	0.760	0.756	0.764	1
IFC et $CONSM$	78.014	34.354	45.185	13
Sims				
$IFC \rightarrow CONSM$	70.100	36.233	49.495	6
$CONSM \rightarrow IFC$	33.593	23.201	27.759	6
$CONSM \leftrightarrow IFC$	0.764	0.756	0.760	1
IFC et $CONSM$	104.457	60.191	78.014	13

TAB. 1.6 – Causalité entre consommation et confiance

premières équations du système pour lesquelles Y_t est une projection linéaire sur $(Y_{t-j}, j \geq 1$ et $X_{t-j}, j \geq 0)$, et N les dernières équations pour lesquelles X_t est une projection linéaire sur $(Y_{t-j}, j \geq 0$ et $X_{t-j}, j \geq 1)$.

A la suite de Geweke (1984), les trois statistiques de vraisemblance qui ont été utilisées pour étudier la causalité entre l'indice de confiance des consommateurs et les quatre variables de consommation et de revenu sont le rapport de vraisemblance, le multiplicateur de Lagrange et le test de Wald.

Chaque test a donné lieu à un système bivarié comprenant l'indice de confiance pris en logarithme et l'une des variables macroéconomiques également transformée en logarithme ($M = N = 1$). Comme le nombre p de retards a été fixé à six conformément à la proposition de Geweke (1982), le nombre de degrés de liberté est 6 pour les hypothèses nulles $H01$ et $H02$, 1 pour $H03$, et 13 pour $H04$. Dans une table du χ^2 , la valeur critique associée à une probabilité de 0,05 est de 3,841 à 1 degré de liberté (*ddl*), de 12,592 à 6 *ddl*, et de 22,362 à 13 *ddl*. Le logiciel utilisé pour réaliser cette étude est RATS.

De 1980 à 1998, l'hypothèse d'une causalité "consommation \rightarrow confiance" est acceptée par les procédures de Sims et de Granger (Tableau 1.6). Par ailleurs, tous les tests révèlent que l'indice de confiance des consommateurs cause la consommation à l'exception de celui du multiplicateur de Lagrange qui accepte (de très peu) l'hypothèse nulle. En effet, la statistique calculée de ce test est égale à 12,371 et est donc inférieure au χ^2 critique à 6 degrés de liberté qui est de 12,592, d'où l'acceptation de l'hypothèse $H01$. Lorsque l'analyse porte sur les seuls biens de consommation du-

	Rapport de vraisemblance	Multiplicateur de Lagrange	Test de Wald	Degré de liberté
Granger				
<i>IFC</i> → <i>DURA</i>	44.121	12.688	15.272	6
<i>DURA</i> → <i>IFC</i>	34.805	22.348	31.833	6
<i>DURA</i> ↔ <i>IFC</i>	6.973	6.658	7.307	1
<i>IFC</i> et <i>DURA</i>	85.899	41.695	54.412	13
Sims				
<i>IFC</i> → <i>DURA</i>	60.066	33.354	44.121	6
<i>DURA</i> → <i>IFC</i>	44.290	27.846	34.805	6
<i>DURA</i> ↔ <i>IFC</i>	7.307	6.658	6.973	1
<i>IFC</i> et <i>DURA</i>	111.663	67.858	85.899	13

TAB. 1.7 – Causalité entre biens durables et confiance

	Rapport de vraisemblance	Multiplicateur de Lagrange	Test de Wald	Degré de liberté
Granger				
<i>IFC</i> → <i>RD</i>	56.195	15.145	18.977	6
<i>RD</i> → <i>IFC</i>	17.631	7.179	7.938	6
<i>RD</i> ↔ <i>IFC</i>	0.555	0.553	0.557	1
<i>IFC</i> et <i>RD</i>	74.382	22.877	27.473	13
Sims				
<i>IFC</i> → <i>RD</i>	83.660	39.547	56.195	6
<i>RD</i> → <i>IFC</i>	19.876	15.712	17.631	6
<i>RD</i> ↔ <i>IFC</i>	0.557	0.553	0.555	1
<i>IFC</i> et <i>RD</i>	104.093	55.812	74.382	13

TAB. 1.8 – Causalité entre revenu disponible et confiance

rables (Tableau 1.7), tous les tests concluent à l'existence d'une boucle rétroactive entre cette variable et la confiance des consommateurs. Pour illustration, la statistique calculée du rapport de vraisemblance relative à l'hypothèse d'un feedback est 7,307 dans le cadre de la procédure de Sims. Cette statistique étant supérieure au χ^2 théorique à 1 degré de liberté (3,841), on rejette l'hypothèse d'absence de feedback. Dans le cadre de la procédure de Granger, les hypothèses d'absence de causalités entre la confiance des consommateurs et la consommation (dans les deux sens) sont rejetées à 5 %, puisque toutes les statistiques calculées sont supérieures à 12,592.

En ce qui concerne les agrégats de revenu, l'analyse des statistiques de vraisemblance montre que les relations entre la confiance des consommations et le revenu dis-

	Rapport de vraisemblance	Multiplicateur de Lagrange	Test de Wald	Degré de liberté
Granger				
$IFC \rightarrow PIB$	41.650	4.734	5.0533	6
$PIB \rightarrow IFC$	28.988	13.729	16.805	6
$PIB \leftrightarrow IFC$	0.525	0.523	0.526	1
IFC et PIB	71.163	18.986	22.384	13
Sims				
$IFC \rightarrow PIB$	55.690	31.959	41.650	6
$PIB \rightarrow IFC$	35.387	24.043	28.988	6
$PIB \leftrightarrow IFC$	0.526	0.523	0.525	1
IFC et PIB	91.603	56.525	71.163	13

TAB. 1.9 – Causalité entre PIB et confiance

ponible d'une part, et le produit intérieur brut d'autre part, ne sont pas exactement les mêmes, tout en étant proches (Tableaux 1.8 et 1.9). Si la causalité "confiance \rightarrow revenu disponible" est acceptée quelle que soit la procédure, la causalité "revenu disponible \rightarrow confiance" est rejetée par les tests du multiplicateur de Lagrange et de Wald dans le cadre de la procédure de Granger. A contrario, si la causalité "produit intérieur brut \rightarrow confiance" est acceptée quelle que soit la procédure, la causalité "confiance \rightarrow produit intérieur brut" est rejetée par les tests du multiplicateur de Lagrange et de Wald dans le cadre de la procédure de Granger.

Afin de compléter cette étude de causalité qui montre généralement la validité de l'indice de confiance des consommateurs dans l'explication ou la prévision de la consommation et du revenu, l'échantillon a été décomposé en deux sous-échantillons 1980 : 1 – 1989 : 4 et 1990 : 1 – 1998 : 3.

Les résultats varient en fonction de la période pour la consommation totale (Tableau 1.10). Alors que pour la deuxième sous-période, on obtient les mêmes résultats que pour la période 1980-1998, pour la première sous-période, l'hypothèse d'un feedback entre la confiance des consommateurs et la consommation est acceptée. Pour la consommation de biens durables, les résultats des deux sous-périodes conduisent à la même conclusion que précédemment, à savoir qu'il existe une boucle rétroactive entre la confiance et la consommation de biens durables, à l'exception de la procédure de Granger pour la première sous-période (Tableau 1.11).

Les tests réalisés sur les agrégats de revenu (Tableaux 1.12 et 1.13) montrent qu'il existe selon la procédure de Sims sur la sous-période 1980-1989 des effets rétroactifs

	Rapport de vraisemblance		Multiplicateur de Lagrange		Test de Wald		Degré de liberté
	80-89	90-98	80-89	90-98	80-89	90-98	
Granger							
<i>IFC</i> → <i>CONSM</i>	21.870	80.899	9.865	11.002	13.094	16.046	6
<i>CONSM</i> → <i>IFC</i>	12.410	26.462	13.261	30.871	19.838	261.699	6
<i>CONSM</i> ↔ <i>IFC</i>	11.567	0.472	10.045	0.468	13.413	0.475	1
<i>IFC</i> et <i>CONSM</i>	45.847	107.833	33.171	42.342	46.345	278.221	13
Sims							
<i>IFC</i> → <i>CONSM</i>	29.105	318.096	16.847	31.531	21.870	80.899	6
<i>CONSM</i> → <i>IFC</i>	14.550	39.546	10.670	18.567	12.410	26.462	6
<i>CONSM</i> ↔ <i>IFC</i>	13.413	0.475	10.045	0.468	11.567	0.472	1
<i>IFC</i> et <i>CONSM</i>	57.068	358.117	37.561	50.566	45.847	107.833	13

TAB. 1.10 – Causalité par période entre consommation et confiance

	Rapport de vraisemblance		Multiplicateur de Lagrange		Test de Wald		Degré de liberté
	80-89	90-98	80-89	90-98	80-89	90-98	
Granger							
<i>IFC</i> → <i>DURA</i>	9.246	61.177	7.663	7.140	9.478	8.970	6
<i>DURA</i> → <i>IFC</i>	16.002	30.018	18.349	28.559	33.900	155.194	6
<i>DURA</i> ↔ <i>IFC</i>	10.577	4.710	9.293	4.407	12.107	5.041	1
<i>IFC</i> et <i>DURA</i>	35.825	95.905	35.306	40.106	55.485	169.205	13
Sims							
<i>IFC</i> → <i>DURA</i>	10.402	165.993	8.255	28.905	9.246	61.177	6
<i>DURA</i> → <i>IFC</i>	19.676	47.517	13.189	20.155	16.002	30.018	6
<i>DURA</i> ↔ <i>IFC</i>	12.107	5.041	9.294	4.401	10.577	4.710	1
<i>IFC</i> et <i>DURA</i>	42.185	218.551	30.738	53.446	35.825	95.905	13

TAB. 1.11 – Causalité par période entre biens durables et confiance

	Rapport de vraisemblance		Multiplicateur de Lagrange		Test de Wald		Degré de liberté
	80-89	90-98	80-89	90-98	80-89	90-98	
Granger							
<i>IFC</i> → <i>RD</i>	24.718	53.375	13.819	18.651	21.114	39.929	6
<i>RD</i> → <i>IFC</i>	27.512	20.167	29.870	25.710	117.942	96.863	6
<i>RD</i> ↔ <i>IFC</i>	11.632	0.369	10.093	0.367	13.500	0.371	1
<i>IFC</i> et <i>RD</i>	63.861	73.912	53.782	44.728	152.555	137.162	13
Sims							
<i>IFC</i> → <i>RD</i>	34.204	125.831	18.438	27.383	24.718	53.375	6
<i>RD</i> → <i>IFC</i>	39.573	27.275	19.893	15.329	27.512	20.167	6
<i>RD</i> ↔ <i>IFC</i>	13.500	0.371	10.093	0.367	11.632	0.369	1
<i>IFC</i> et <i>RD</i>	87.277	183.477	48.424	43.080	63.861	73.911	13

TAB. 1.12 – Causalité par période entre revenu disponible et confiance

	Rapport de vraisemblance		Multiplicateur de Lagrange		Test de Wald		Degré de liberté
	80-89	90-98	80-89	90-98	80-89	90-98	
Granger							
<i>IFC</i> → <i>PIB</i>	34.347	56.308	7.445	10.244	9.148	14.483	6
<i>PIB</i> → <i>IFC</i>	7.707	26.720	20.236	28.972	40.954	168.205	6
<i>PIB</i> ↔ <i>IFC</i>	5.935	1.275	5.515	1.252	6.398	1.299	1
<i>IFC</i> et <i>PIB</i>	47.989	84.304	33.196	40.468	56.499	183.986	13
Sims							
<i>IFC</i> → <i>PIB</i>	54.401	139.89	23.051	27.996	34.347	56.308	6
<i>PIB</i> → <i>IFC</i>	8.499	40.097	7.010	18.688	7.707	26.720	6
<i>PIB</i> ↔ <i>IFC</i>	6.398	1.299	5.516	1.252	5.935	1.275	1
<i>IFC</i> et <i>PIB</i>	69.298	181.29	35.576	47.936	47.989	84.304	13

TAB. 1.13 – Causalité par période entre PIB et confiance

entre la confiance des consommateurs et le revenu disponible d'une part, et entre la confiance et le produit intérieur brut d'autre part. Sur la sous-période 1990-1998, les tests ne permettent pas de rejeter l'hypothèse de feedback instantané nul ($H03$) tant pour le revenu disponible que pour le produit intérieur brut. Néanmoins, les causalités "confiance \rightarrow revenu disponible" et "revenu disponible \rightarrow confiance" sont acceptées par tous les tests des procédures de Granger et de Sims. Les deux sens de la causalité sont également acceptés entre la confiance des consommateurs et le produit intérieur brut par les deux procédures, à l'exception de celui du multiplicateur de Lagrange dans le cadre de la procédure de Granger qui refuse la causalité "confiance \rightarrow produit intérieur brut".

La décomposition en deux sous-périodes révèle que la rétroaction entre la confiance des consommateurs et les principaux agrégats de consommation et de revenu est plus évidente avant 1990 qu'après. Seule la consommation de biens durables a obtenu des résultats quasi similaires sur l'ensemble des périodes analysées, ce qui permet de mieux comprendre pourquoi plusieurs études ayant retenu cet agrégat concluent au pouvoir explicatif ou prédictif de la confiance des consommateurs.

L'analyse montre également que la confiance des consommateurs cause le revenu disponible quels que soient le test et la période. Nous retrouvons ici un résultat que Acemoglu et Scott (1994) avaient obtenu sur données britanniques. De plus, d'après la procédure de Sims, ainsi que pour la majorité des tests de la procédure de Granger, l'hypothèse selon laquelle la confiance ne causerait pas la consommation ou le produit intérieur brut est rejetée. En conséquence, une étude de causalité plus approfondie menée dans le cadre d'un modèle prenant en compte les éventuelles relations de cointégration entre les variables ne pourrait être qu'enrichissante. Elle sera réalisée dans le deuxième chapitre à partir d'une modélisation vectorielle autorégressive à correction d'erreur. Mais avant, dans le cadre de cette étude préalable, nous voulons tester un modèle proposé par Carroll, Fuhrer et Wilcox (1994), repris par plusieurs auteurs.

1.4.4 Test de la relation de Carroll, Fuhrer et Wilcox (1994)

Carroll, Fuhrer et Wilcox (1994) estiment des équations dont la variable dépendante est la différence logarithmique d'un agrégat de consommation (consommation totale, véhicules motorisés, biens hors automobiles, et services). Ils retiennent comme variables explicatives, toutes spécifiées avec quatre retards, le taux de croissance du

revenu du travail, l'indice du sentiment du consommateur de l'Université du Michigan, ainsi que la variable dépendante retardée. Sur données hongkongaises, Fan et Wong (1998) reprennent ce modèle en retenant toutefois à la place du revenu du travail, le revenu médian. Sur données américaines, Bram et Ludvigson (1998) reprennent le même modèle en conservant le revenu du travail mais en y adjoignant d'autres variables explicatives comme le bon du trésor à trois mois.

Nous suivons la même méthodologie pour mener l'étude sur données françaises. Une spécification minimale est retenue comme dans les papiers de Carroll et al. et de Fan et Wong avec un nombre de retards égal à quatre. Néanmoins, le revenu disponible réel est substitué au revenu du travail réel. De plus, si la variable expliquée reste la différence logarithmique de la consommation réelle, cette dernière en tant que variable explicative est prise en niveau et non en différence logarithmique (choix résultant de tests de spécification). Enfin, l'indicateur de confiance considéré est l'indice synthétique de confiance des consommateurs issu de l'enquête de conjoncture auprès des ménages que l'INSEE effectue.

Nous avons par conséquent estimé les deux équations suivantes :

$$\Delta \ln(C_t) = \alpha_0 + \gamma Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.1)$$

$$\Delta \ln(C_t) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^4 \beta_i S_{t-i} + \gamma Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.2)$$

où C est la variable de consommation, S , l'indice de confiance des consommateurs, et Z , un vecteur de variables de contrôle dans lequel sont inclus les variables retardées de consommation et le taux de croissance du revenu disponible réel.

Nous avons fait la distinction entre la consommation réelle totale et la consommation réelle de biens durables. Pour ces deux variables dépendantes, l'équation (1.1) sans indice de confiance a été estimée et ses caractéristiques, comparées à celles de l'équation (1.2) avec indice. Les estimations ont été réalisées à l'aide des moindres carrés en utilisant une matrice de variance-covariance robuste à l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation sous RATS.

Le tableau 1.14 présente les caractéristiques des quatre modèles estimés. Le premier modèle qui explique la consommation en ne tenant pas compte de la confiance des consommateurs admet un R^2 ajusté de 0,118 et un Durbin-Watson (DW) de 1,838. L'introduction de la confiance des consommateurs améliore l'ensemble des statistiques puisque le R^2 ajusté passe à 0,175, le DW à 1,881, et la $RMSE$ (*Root*

	Consommation totale		Biens durables	
	Sans confiance	Avec confiance	Sans confiance	Avec confiance
Cte	0.0126 (1.384)	0.0132 (1.213)	0.0843 (1.808)	0.0819 (1.997)
Y_{t-1}	—	—	—	—
Y_{t-2}	0.0027 (2.663)	0.0014 (1.113)	—	—
Y_{t-3}	0.0026 (2.320)	0.0027 (2.089)	0.0190 (2.707)	0.0208 (3.210)
Y_{t-4}	—	—	—	—
C_{t-1}	-1.802×10^{-6} (-2.679)	-1.607×10^{-6} (-2.428)	-7.750×10^{-5} (-2.178)	-7.146×10^{-5} (-2.117)
C_{t-2}	1.735×10^{-6} (2.605)	1.539×10^{-6} (2.339)	5.623×10^{-5} (1.682)	5.114×10^{-5} (1.661)
C_{t-3}	—	—	—	—
C_{t-4}	—	—	—	—
S_{t-1}		—		—
S_{t-2}		8.831×10^{-5} (2.485)		4.222×10^{-4} (2.526)
S_{t-3}		-8.925×10^{-5} (-2.989)		-4.436×10^{-4} (-2.599)
S_{t-4}		—		—
$R^2_{ajusté}$	0.118	0.175	0.160	0.195
DW	1.838	1.881	1.974	1.988
$RMSE$	0.0062	0.0060	0.0377	0.0369

Note : Les chiffres entre parenthèses sont les t-stat. Les estimations ont été conduites en utilisant une matrice variance-covariance robuste à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation.

TAB. 1.14 – Test de la relation de Carroll et al. (1994)

Mean Square Error) ou encore l'écart-type résiduel diminue pour s'établir à 0,6 %.

Lorsque l'on considère la consommation de biens durables, la qualité des deux modèles (avec ou sans confiance) est meilleure. Avec l'introduction de la confiance des consommateurs, le R^2 passe de 0,160 à 0,195, le DW de 1,974 à 1,988, et la $RMSE$ de 3,77 % à 3,69 %.

Ces résultats peuvent être rapprochés de ceux obtenus par Carroll et al. (1994). Sur la période 1955 : 1 – 1992 : 3, l'équation dans laquelle ils intègrent la confiance des consommateurs admet un R^2 ajusté de 0,14 lorsqu'il s'agit de la consommation totale (0,17 pour les biens hors automobile). Ils concluent en particulier que l'indice du sentiment du consommateur augmente le pouvoir explicatif de l'équation de la consommation totale et celle de la consommation de biens durables respectivement de 3 % et de 5 %.

Conclusion

Dans la plupart des pays industrialisés, des institutions réalisent des enquêtes de conjoncture auprès des consommateurs afin de saisir leurs sentiments. Ces enquêtes ainsi que les indicateurs qui en découlent obéissent à des principes plus ou moins homogènes d'un pays à l'autre. Nous avons vu que des chercheurs essentiellement anglo-saxons ont évalué l'utilité de ces indicateurs à travers trois points. Pour le premier, la plupart des études empiriques que nous avons vues concluent à l'opportunité d'utiliser les indicateurs de confiance du consommateur dans la prévision des dépenses de consommation. Toutefois, les raisons de cette relation ne sont pas encore bien définies. Pour le deuxième (recherche des déterminants) et le troisième point (capacité à prévoir un agrégat de revenu), les résultats des travaux sont assez contrastés. Tantôt les indicateurs de confiance du consommateur sont intimement liés aux variables économiques. Tantôt, ils sont exogènes. En outre, certains auteurs montrent que ces indicateurs permettent de prévoir un agrégat de revenu comme le produit national brut. D'autres ne parviennent pas à une telle conclusion.

Il ne pouvait être question dans ce chapitre de répertorier tous les travaux sur la confiance du consommateur. Néanmoins, la vision proposée se veut relativement complète. Le sentiment général qui ressort de cette présentation est que les indicateurs de confiance du consommateur peuvent être utiles. Ils semblent être de bonnes approximations du sentiment des consommateurs et peuvent par conséquent constituer des variables explicatives pertinentes dans l'analyse des comportements de consommation ou des cycles conjoncturels. Aussi avons-nous mené une étude préliminaire afin de tester sur données françaises un certain nombre de résultats obtenus jusqu'ici principalement sur données américaines.

L'étude préliminaire a permis de montrer en premier lieu la spécificité de l'information contenue dans les soldes d'opinion de l'enquête de l'INSEE, et de manière explicite les liens qui existent entre les variables comptables et ces soldes. Il est apparu que si les variables d'enquête ne pouvaient remplacer les variables comptables, plusieurs d'entre elles fournissaient des indications pertinentes sur l'évolution de celles-ci, susceptibles d'aider le prévisionniste dans sa tâche. En deuxième lieu, une étude de causalité entre la confiance des consommateurs et des variables de consommation et de revenu a été conduite. Elle a pour une large part confirmé que la relation entre la confiance et ces variables n'était pas univoque (existence de feedback). Par

dessus tout, l'enseignement principal de ces tests de causalité à la Granger et à la Sims est que la confiance des consommateurs cause la consommation et en particulier la consommation de biens durables, mais également le revenu disponible et le produit intérieur brut. En troisième lieu, la relation proposée par Carroll, Fuhrer et Wilcox dans leur article de 1994, reprise par plusieurs auteurs, a été testée sur données françaises. Les résultats sont conformes à ceux qu'ils avaient obtenus à savoir que la confiance des consommateurs améliore le pouvoir explicatif d'une équation de consommation surtout lorsqu'il s'agit de biens durables.

Ces résultats encourageants nous amènent à approfondir l'étude de la relation confiance - consommation - revenu dans le cadre d'un modèle plus riche prenant en compte les éventuelles relations de cointégration qui existeraient entre ces différentes variables.

Annexes

Annexe 1.1 : Les questions utilisées pour la construction des indicateurs de confiance du consommateur

Aux Etats-Unis, deux enquêtes retiennent toute l'attention : celle du *Survey Research Center* de l'Université du Michigan et celle du *National Conference Board*. En Europe, les pays de l'Union Européenne (à l'exception du Luxembourg) ont une enquête identique. Cette dernière est réalisée par l'INSEE en France.

Les questions entrant directement dans la construction des indicateurs de confiance du consommateur du SRC, du *Conference Board* et de l'INSEE sont présentées ci-dessous.

Survey Research Center de l'Université du Michigan

- 1- Do you think now is a good or bad time for people to buy major household items?
 - good time to buy
 - uncertain, depends
 - bad time to buy
- 2 - Would you say that you (and your family living there) are better off or worse off financially than you were a year ago ?
 - better
 - same
 - worse
- 3 - Now turning to business conditions in the country as a whole - do you think that during the next twelve months, we'll have good times financially or bad times or what ?
 - good times
 - uncertain
 - bad times

4 - Looking ahead, which would you say is more likely - that in the country as a whole we'll have continuous good times during the next five years or so or that we'll have periods of wide-spread unemployment or depression, or what?

- good times
- uncertain
- bad times

5 - Now looking ahead - do you think that a year from now, you (and your family living there) will be better off financially, or worse off, or just about the same as now?

- better
- same
- worse

National Conference Board

1 - How would you rate present general business conditions in your area?

- good
- normal
- bad

2 - What would you say about available jobs in your area right now?

- plentiful
- not so many
- hard to get

3 - Six months from now, do you think business conditions in your area will be?

- better
- same
- worse

4 - Six months from now, do you think there will be jobs available in your area?

- more

- same

- fewer

5 - How would you guess your total family income to be six months from now ?

- higher

- same

- lower

Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques

1 - Depuis six mois, votre situation financière...

- s'est nettement améliorée

- s'est un peu améliorée

- est restée stationnaire

- s'est un peu dégradée

- s'est nettement dégradée

- ne sait pas.

2 - Croyez-vous que, dans les mois qui viennent, votre situation financière va...

- s'améliorer nettement

- s'améliorer un peu

- rester stationnaire

- se dégrader un peu

- se dégrader nettement

- ne sait pas.

3 - A votre avis, depuis un an, le niveau de vie en France dans l'ensemble...

- s'est nettement amélioré

- s'est un peu amélioré

- est resté stationnaire

- s'est un peu détérioré

- s'est nettement détérioré
 - ne sait pas.
- 4 - Pensez-vous que d'ici un an, le niveau de vie en France dans l'ensemble...
- s'améliorera nettement
 - s'améliorera un peu
 - restera stationnaire
 - se dégradera un peu
 - se dégradera nettement
 - ne sait pas.
- 5 - Pensez-vous que les gens aient intérêt à faire, actuellement, des achats importants (meubles, machines à laver, télévision...) ...
- oui, le moment est plutôt favorable
 - le moment n'est ni favorable ni défavorable
 - non, le moment est plutôt défavorable
 - ne sait pas.

Annexe 1.2 : Les autres questions de l'enquête de conjoncture de l'INSEE

- 1 - Quelle est votre situation financière actuelle...
- vous arrivez à mettre pas mal d'argent de côté
 - vous arrivez à mettre un peu d'argent de côté
 - vous bouclez juste votre budget
 - vous tirez un peu sur vos réserves
 - vous êtes en train de vous endetter
 - ne sait pas.
- 2 - Pensez-vous réussir à mettre de l'argent de côté dans les six mois qui viennent
- oui, certainement
 - oui, peut-être

- non, probablement pas
- non, certainement pas
- ne sait pas.

3 - Dans la situation économique actuelle, pensez-vous qu'il soit raisonnable d'épargner

- oui, certainement
- oui, peut-être
- non, probablement pas
- non, certainement pas
- ne sait pas.

4 - Pensez-vous que, dans les mois qui viennent, le nombre de chômeurs

- augmentera nettement
- augmentera un peu
- restera stationnaire
- diminuera un peu
- diminuera nettement
- ne sait pas.

5 - Pensez-vous que, depuis six mois, les prix ont

- beaucoup augmenté
- moyennement augmenté
- un peu augmenté
- peu varié
- légèrement diminué
- peu varié

6 - Par rapport à ce qui se passe actuellement, pensez-vous que dans les mois qui viennent...

- il y aura une hausse des prix plus rapide
- il y aura une hausse des prix aussi rapide
- il y aura une hausse des prix moins rapide

- les prix resteront stationnaires
- les prix vont légèrement diminuer
- ne sait pas.

Annexe 1.3 : L'enquête du *Survey Research Hong Kong*.

Tous les trois mois, plus de 1000 personnes choisies au hasard sont interrogées par téléphone. Les questions entrant directement dans la construction de l'indice de confiance économique et de l'indice de confiance politique sont présentées ci-dessous.

Pour l'indice de confiance économique

- 1 - How would you rate the present economic situation in Hong Kong : good, average or bad ?
- 2 - Compared to last year, do you feel the economic situation of Hong Kong in the next 12 months will improve, will remain about the same or will deteriorate ?
- 3 - Compared to last year, do you feel your financial situation in the next 12 months will improve, will remain about the same or will deteriorate ?

Pour l'indice de confiance politique

Which of these statements best describes your attitude towards the future of Hong Kong ?

- I am very confident about the future of Hong Kong
- I am quite confident about the future of Hong Kong
- I am not quite confident about the future of Hong Kong
- I am not at all confident about the future of Hong Kong

<i>Variables comptables</i>	
<i>CONSM</i>	Dépenses de consommation des ménages (francs constants 1995, millions de francs)
<i>DURA</i>	Biens durables (francs constants 1995, millions de francs)
<i>RDB</i>	Revenu disponible brut des ménages (francs constants 1995, millions de francs)
<i>RD</i>	Revenu disponible ajusté des ménages (francs constants 1995, millions de francs)
<i>PIB</i>	Produit intérieur brut total (francs constants 1995, millions de francs)
<i>EPAR</i>	Epargne des ménages (francs constants 1995, millions de francs)
<i>TCHO</i>	Taux de chômage
<i>PC</i>	Prix de la consommation marchande des ménages (base 100 en 1995)
<i>POP</i>	Population totale (en milliers)
<i>Variables d'enquête</i>	
<i>IFC</i>	Indicateur synthétique de confiance des consommateurs
<i>VIEP</i>	Niveau de vie passé
<i>VIEF</i>	Niveau de vie futur
<i>SFINP</i>	Situation financière passée
<i>SFINF</i>	Situation financière future
<i>ACHA</i>	Opportunité d'acheter
<i>SFINA</i>	Situation financière actuelle
<i>CAPE</i>	Capacité future à épargner
<i>CHOF</i>	Situation de l'emploi
<i>OPPE</i>	Opportunité d'épargner
<i>PRIXP</i>	Prix passés
<i>PRIXF</i>	Prix futurs

TAB. 1.15 – Définition des variables de l'étude préliminaire

Bibliographie

- [1] ACEMOGLU D., SCOTT A. [1994], “Consumer Confidence and Rational Expectations : Are Agents’Beliefs Consistent with Theory?”, *The Economic Journal*, 104, January, pp. 1-19.
- [2] BATCHELOR R. DUA R. [1998], “Improving Macro-Economic Forecasts : The Role of Consumer Confidence”, *International Journal of Forecasting*, 14, March, pp. 71-81.
- [3] BLANCHARD O. [1993], “Consumption and the Recession of 1990-91”, *American Economic Review*, Papers and Proceedings, 83, pp. 270-274.
- [4] BRAM J., LUDVIGSON S. [1998], “Does Consumer Confidence Forecast Household Expenditure ? A Sentiment Index Horse Race”, *FRBNY Economic Policy Review*, 4, June, pp. 59-78.
- [5] BRAUN-LEMAIRE I., GAUTIER A. [2001], “Opinion des ménages et analyse conjoncturelle”, *Note de conjoncture*, INSEE, mars, pp. 30-39.
- [6] BRESSON G., PIROTTE A. [1995], *Econométrie des séries temporelles. Théorie et applications*, Presses Universitaires de France, Paris.
- [7] CAMPBELL J. Y., MANKIW N. G. [1991], “The Response of Consumption to Income : A Cross-Country Investigation”, *European Economic Review*, 35, May, pp. 723-767.
- [8] CARROLL C.D., FUHRER J. C., WILCOX D. W. [1994], “Does Consumer Sentiment Forecast Household spending? If so, Why?”, *American Economic Review*, 84, pp. 1397-1408.
- [9] CHARPIN F. [1988], “Analyse rétrospective de l’enquête de conjoncture auprès des ménages”, *Observations et Diagnostics Economiques*, 23, avril, pp. 125-150.

- [10] DELORME C. D., KAMERSCHEN D. R., FORD VOEKS L. [2001], "Consumer confidence and rational expectations in the United States compared with the United Kingdom", *Applied Economics*, 33, pp. 863-869.
- [11] DYNAN K. E. [1993], "Habit Formation in Consumer Preferences : Evidence from Panel Data", *Board of Governors of the Federal Reserve System Economic Activity Working Paper*, n° 143, October.
- [12] EWING B T., PAYNE J. E. [1998], "The Long-Run Relation Between The Personal Savings Rate And Consumer Sentiment", *Financial Counseling and Planning*, 9, pp. 89-96.
- [13] FAN C. S., WONG P. [1998], "Does Consumer Sentiment Forecast Household spending? The Hong Kong Case", *Economics Letters*, 58, January, pp. 77-84.
- [14] FANSTEN M. [1976], "Introduction à une théorie mathématique de l'opinion", *Annales de l'INSEE*, 21, janvier-mars.
- [15] FILSER M. [1998], "Confiance et comportement du consommateur", *Economies et Sociétés, Sciences de gestion*, 8-9, pp. 279-294.
- [16] GARDES F., GHABRI S., MADRE J.-L., PICHERY M.-C. [1997], "Rationalité des anticipations des ménages. Tests qualitatifs sur données individuelles françaises", *Revue Economique*, 48, mai, pp. 639-652.
- [17] GARDES F., MADRE J.-L. [1991a], "Les anticipations des ménages dans les enquêtes de conjoncture de l'INSEE : revenu et intentions d'achat", *Economie et prévision*, 99, pp. 1-11.
- [18] GARDES F., MADRE J.-L. [1991b], "Les anticipations des ménages dans les enquêtes de conjoncture de l'INSEE : Comment se forment les anticipations d'inflation?", *Economie et prévision*, 99, pp. 13-29.
- [19] GARNER A. [1991], "Forecasting Consumer Spending : Should Economists Pay Attention to Consumer Confidence Surveys?", *Economic Review*, Federal reserve bank of Kansas City, May-June, pp. 57-68.
- [20] GEWEKE J. [1982], "Measurement of Linear Dependence and Feedback Between Time Series", *Journal of the American Statistical Association*, 79, pp. 304-324.
- [21] GEWEKE J. [1984], "Influence and Causality in Economic Time Series Models", in *Handbook of Econometrics*, Volume II, Griliches Z. et Intriligator M. D. (Eds), North Holland.

- [22] GRANGER C. W. J. [1969], "Investigating Causal Relationship between Econometric Methods and Cross-Spectral Methods", *Econometrica*, 37, pp. 424-438.
- [23] HALL R. E. [1978], "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis : Theory and Evidence", *Journal of Political Economy*, 86, pp. 971-987.
- [24] HYMANS S. H. [1970], "Consumer Durable Spending : Explanation and Prediction", *Brooking Papers on Economic Activity*, 2, pp. 173-206.
- [25] JUSTER F. T., WACHTEL P. [1972], "Anticipatory and Objective Models of Durable Goods Demand", *American Economic Review*, 62, September, pp. 564-579.
- [26] KATONA G. [1975], *Psychological Economics*, Elsevier Scientific Publishing Company, Amsterdam.
- [27] KATONA G. [1979], "Consumer Expectations as a Guide to the Economy", *Public Opinion Quaterly*, 43, pp. 15-19.
- [28] KUMAR V., LEONE R. P., GASKINS J. N. [1995], "Aggregate and Disaggregate Sector Forecasting Using Consumer Confidence Measures", *International Journal of Forecasting*, September, pp. 361-77.
- [29] MASDEN J. B., McLEER M. [2000], "Direct Tests of the Permanent Income Hypothesis under Uncertainty, Inflationary Expectations and Liquidity Constraints", *Journal of Macroeconomics*, 22, Spring, pp. 229-252.
- [30] MATSUSAKA J. G., SBORDONE A. M. [1995], "Consumer Confidence and Economic Fluctuations", *Economic Inquiry*, 33, pp. 296-318.
- [31] MISHKIN F. S. [1978], "Consumer Sentiment and Spending on Durable Goods", *Brooking Papers on Economic Activity*, 1, pp. 217-232.
- [32] MUELLER E. [1957], "Effects of Consumer Attitudes on Purchases", *American Economic Review*, 47, pp. 946-965.
- [33] PRAET P., VUCHELEN J. [1989], "The contribution of consumer confidence indexes in forecasting the effects of oil prices on private consumption", *International Journal of Forecasting*, 5, pp. 393-397.
- [34] SIMS C.A. [1980], "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, 48, pp. 1-48.
- [35] STERDYNIAK H. [1988], "Opinions, anticipations et consommation des ménages", *Observations et Diagnostics Economiques*, 23, avril, pp. 151-174.

- [36] THOMAS R. W. [1975], “The Effects of Averaging Components on the Predictability on the Index of Consument Sentiment”, *Review of Economics and Statistics*, 1, February, pp. 84-91.
- [37] THROOP A. W. [1992], “Consumer Sentiment : Its Causes and Effects”, *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, 1, pp. 35-59.

Chapitre 2

Consommation, confiance et cointégration : Une application sur données françaises

Introduction

C'est dans le but de saisir l'influence de la confiance sur l'activité économique, et en particulier sur les dépenses de consommation que des économistes et en particulier des conjoncturistes ont construit des enquêtes de conjoncture auprès des consommateurs ainsi que des indicateurs de confiance. En effet, les enquêtes de conjoncture comportent des questions subjectives dont les réponses qualitatives codées entrent dans l'élaboration d'indicateurs qui reflètent l'opinion des consommateurs (confiant, neutre, méfiant).

L'idée sous-jacente est qu'en parvenant à cette mesure, il est possible d'obtenir des informations précieuses sur l'évolution de la consommation. Par rapport aux données comptables, les enquêtes de conjoncture sont non seulement disponibles plusieurs semaines à l'avance, mais aussi moins sujettes à révision. Si l'information qu'elles distillent s'avère pertinente, elles peuvent améliorer sensiblement les prévisions des dépenses de consommation.

Aux Etats-Unis, deux indicateurs, l'indice du sentiment du consommateur (ICS) de l'Université du Michigan (Katona, 1975) et l'indice de confiance du consommateur du *Conference Board* mobilisent toutes les attentions. Leur utilité dans la prévision des dépenses de consommation a été testée dans le cadre de programmes de recherche (cf. Chapitre 1). En France, le principal indicateur de confiance des consommateurs est l'indicateur résumé de l'INSEE issu de l'enquête de conjoncture que cet institut effectue auprès des ménages. Par contre, les travaux visant à montrer le pouvoir explicatif ou de prévision de la confiance des consommateurs vis-à-vis de la consommation sont fort rares (Braun-Lemaire et Gautier, 2001).

L'objectif de ce chapitre est d'apporter une réponse à la question de savoir si la confiance des consommateurs permet d'expliquer les dépenses de consommation des ménages français. Pour atteindre cet objectif, l'optique conjoncturelle a été écartée au profit d'une étude sur la cointégration entre la consommation des ménages français, le revenu disponible brut, l'indicateur de confiance des ménages de l'INSEE, les soldes d'opinion de l'enquête de conjoncture, et quelques variables supplémentaires (prix, taux d'intérêt). A l'instar de Throop (1992) ou de Ewing et Payne (1998), une spécification VECM issue de la méthode du maximum de vraisemblance de Johansen est retenue.

L'étude économétrique a montré que sur la période 1973-1999, l'utilisation de

l'indicateur de confiance résumé de l'INSEE n'expliquait pas de manière très satisfaisante la consommation, les coefficients de court terme de l'indicateur de confiance n'étant pas significatifs. Le recours aux soldes d'opinion issus de l'enquête de conjoncture auprès des ménages (cf. Chapitre 1) a permis d'améliorer le modèle. En particulier, les paramètres de long terme et de court terme des soldes d'opinion relatifs aux questions sur la situation financière personnelle actuelle et la capacité future à épargner sont significatifs. Toutefois, la décomposition de la variance ainsi que l'analyse des fonctions de réponses impulsionnelles montrent qu'à long terme seules deux variables ont une influence déterminante : le revenu disponible et la capacité future à épargner. Enfin, l'interprétation des résultats conduit à distinguer deux types de comportement des consommateurs français : à court terme, conformément aux théories keynésiennes, la consommation serait fonction du revenu courant et des habitudes de consommation, tandis qu'à long terme, elle serait aussi fonction des revenus futurs anticipés approximés par la capacité future à épargner, ce qui est conforme aux hypothèses du revenu permanent et du cycle de vie.

Dans la première section, les variables et les données de l'étude empirique sont présentées. La deuxième section est consacrée à la comparaison de trois spécifications VECM - sans indice de confiance des ménages synthétique - avec indice de confiance synthétique - avec soldes d'opinion. Comme il ressort que le troisième modèle est le meilleur, sa dynamique est étudiée dans la troisième section par l'intermédiaire de tests de causalité, de fonctions de réponses impulsionnelles et de décompositions de variance. Enfin, la dernière section regroupe les principales conclusions de l'étude.

2.1 Variables et étude de stationnarité

Pour cette étude de la relation entre la consommation et la confiance sur la période 1973-1999, trois types de variables ont été retenus : des variables comptables trimestrielles et corrigées des variations saisonnières tirées des comptes trimestriels de l'INSEE, des variables qualitatives, numérisées et trimestrialisées, issues de l'enquête de conjoncture auprès des ménages effectuée par l'INSEE, et une variable de taux d'intérêt de périodicité irrégulière obtenue auprès de la Banque de France (cf. Annexe 2.2, Tableau 2.10).

2.1.1 Définition des variables et présentation des données

Les données comptables trimestrielles sont la consommation des ménages en biens et services marchands, le revenu disponible brut des ménages, l'indice des prix de la consommation marchande des ménages, et la population totale. Compte tenu des études menées précédemment sur la consommation (Artus, Legros et Nicolaï, 1990, Bresson et Pirote, 1995), la consommation et le revenu disponible des ménages par tête déflatés par l'indice des prix ont été pris sous forme logarithmique, soient *LCONS* et *LREV*. Cette spécification a l'avantage d'éviter les problèmes d'hétéroscédasticité. Concernant l'indice des prix, la différence première de son logarithme a été calculée afin d'avoir une bonne approximation du taux d'inflation. Soit *TPC*.

Depuis mars 2001, l'INSEE a édité une base trimestrielle de données d'enquête de conjoncture rétropolées à partir des séries mensuelles. Cette base comprend l'indicateur synthétique ainsi que les onze soldes d'opinion relatifs aux différentes questions de l'enquête.

Par conséquent, nous avons établi un indice de confiance trimestriel de 1973 à 2000, à partir de l'indicateur synthétique rétropolé corrigé des variations saisonnières de l'INSEE, en prenant comme base 100 en 1995. Par la suite, nous avons établi les indices correspondant aux soldes d'opinion de l'enquête corrigés des variations saisonnières¹ (cf. Annexes : Tableau 2.10). Tous ces indices ont été considérés sous leur forme logarithmique, soient : *LIF*, *LSFINA*, *LSFINP*, *LSFINF*, *LCAPE*, *LACHA*, *LEPAR*, *LVIEP*, *LVIEF*, *LCHOF*, *LPRIXP*, *LPRIXF*.

¹Deux soldes d'opinion n'ont pas été corrigés des variations saisonnières : la perception des prix passés et l'anticipation des prix futurs.

Enfin, nous avons choisi le taux de base bancaire pour saisir l'influence de la sphère monétaire et financière sur la consommation. La série des taux de base bancaire à l'origine irrégulière (la fixation du taux dépend des autorités bancaires) a été trimestrialisée. La spécification retenue est le taux de base déflaté par le taux d'inflation en glissement annuel, mis sous forme logarithmique suivant la formule $\ln(1 + t/100)$, soit *LTBR*.

L'étude qui sera réalisée prend en compte des variables macroéconomiques, des variables d'enquête et une variable financière. Une bonne spécification des modèles de régression requiert que toutes les variables soient intégrées du même ordre afin d'éviter les problèmes de régression fallacieuse (dans l'optique d'une analyse de la cointégration, cette condition est indispensable). C'est pourquoi il convient d'effectuer des tests de stationnarité.

2.1.2 Les tests de racines unitaires

L'étude de la stationnarité permet de voir si une série temporelle est stable dans le temps, étant entendu qu'une série relativement invariante est utile à la prévision. Pour travailler avec des séries qui ne sont pas stationnaires, on recourt généralement à la différenciation ou à la régression sur trend, de manière à les rendre stationnaires. Il est donc important de déterminer la stationnarité ou non des séries avant d'appliquer une méthode d'estimation, et ce, d'autant plus que l'utilisation de variables n'ayant pas le même ordre d'intégration dans une équation invalide l'économétrie sur variables non stationnaires.

Plusieurs outils tels la fonction d'autocorrélation estimée permettent de tester la stationnarité d'une série, ce qui revient à déterminer son ordre d'intégration. Les plus utilisés sont les tests de racines unitaires de Dickey et Fuller (1979, 1981), de Sargan et Bhargava (1983), de Phillips et Perron (1986, 1987), de Cochrane (1988) et de KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin, 1992).

Pour tester la stationnarité des séries précitées, nous avons opté pour les tests de racines unitaires de Dickey-Fuller augmentés (ADF) et de Phillips-Perron. Les tests de racines unitaires ont été effectués sur les séries log-linéarisées.

Le test ADF et le test de Phillis-Perron

Pour une série y , les tests ADF portent sur l'équation suivante :

$$\Delta y_t = (\alpha - 1)y_{t-1} + \sum_{j=1}^P \gamma_j \Delta y_{t-j} + u_t \quad (2.1)$$

avec

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$$

L'objectif est de savoir si cette équation admet une racine unitaire, en testant deux hypothèses alternatives :

$$\begin{cases} H_0 : \alpha - 1 = 0 \\ H_1 : \alpha - 1 < 1 \end{cases} \quad (2.2)$$

Si le modèle admet une racine unitaire, la série étudiée est dite intégrée d'ordre un. Autrement dit, elle est non stationnaire. Par convention, cette série est notée $y \sim I(1)$. Si le modèle n'admet pas une racine unitaire, le processus est dit asymptotiquement stationnaire et intégrée d'ordre zéro. Ce processus est noté $y \sim I(0)$.

Pour obtenir une bonne spécification, Dickey et Fuller testent aussi l'existence d'une tendance déterministe ($H_0 : \beta_1 = 0$) et/ou d'une constante ($H_0 : \beta_0 = 0$). Les deux autres équations sont :

$$\Delta y_t = \beta_0 + (\alpha - 1)y_{t-1} + \sum_{j=1}^P \gamma_j \Delta y_{t-j} + u_t \quad (2.3)$$

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 t + (\alpha - 1)y_{t-1} + \sum_{j=1}^P \gamma_j \Delta y_{t-j} + u_t \quad (2.4)$$

Une fois estimée par les moindres carrés ordinaires, les trois modèles permettent d'avoir les statistiques des t de student relatives aux coefficients estimés sous l'hypothèse nulle. Ensuite, celles-ci sont comparées aux valeurs théoriques tabulées par Dickey et Fuller. Si l'hypothèse d'une racine unitaire est acceptée, la série y n'est pas stationnaire.

Le test de Phillips et Perron est une correction non paramétrique des statistiques de tests de Dickey et Fuller. Les statistiques de Phillips-Perron visent à éliminer de manière asymptotique les effets de l'autocorrélation et de l'hétérogénéité des perturbations. Leur utilisation reste néanmoins simple, car elles peuvent être comparées aux seuils théoriques tabulés par Dickey et Fuller.

L'application des tests de Dickey-Fuller augmentés et de Phillips-Perron

Les tests de racines unitaires ont été menés sur les séries log-linéarisées LCONS (consommation réelle par tête), LREV (revenu disponible réelle par tête), LTBR (taux de base bancaire réel), LIF (indice de confiance des ménages), TPC (taux d'inflation), ainsi que sur les logarithmes des onze soldes d'opinion de l'enquête de conjoncture auprès des ménages. Les différentes estimations ont été réalisées à partir des logiciels TSP-Eviews et RATS.

Pour mettre en œuvre le test de Dickey Fuller augmenté, nous avons retenu un nombre p de retards égal à 4, ce qui élimine les biais de spécification compte tenu des données trimestrielles. A titre d'exemple, la régression de la consommation est considérée avec la constante et la tendance. Soit :

$$\Delta \log C_t = \underset{2.277}{\beta_0} + \underset{1.766}{\beta_1} t + \underset{-2.201}{(\alpha - 1)} \log C_{t-1} + \sum_{j=1}^4 \gamma_j \Delta \log C_{t-j} \quad (2.5)$$

La valeur du t de student du coefficient de la tendance (1,766) est inférieure à la valeur théorique 2,80 au seuil 5 % (table de Dickey et Fuller, 1981). L'hypothèse nulle ($H_0 : \beta_1 = 0$) est donc acceptée, c'est-à-dire que la présence d'une tendance est rejetée.

En effectuant une régression sans la tendance, on obtient :

$$\Delta \log C_t = \underset{2.167}{\beta_0} + \underset{-2.107}{(\alpha - 1)} \log C_{t-1} + \sum_{j=1}^4 \gamma_j \Delta \log C_{t-j} \quad (2.6)$$

La valeur du t de student de la constante (2,167) est inférieure à la valeur théorique 2,55 au seuil 5 % (table de Dickey et Fuller, 1981). L'hypothèse nulle étant acceptée ($H_0 : \beta_0 = 0$), il faut alors réaliser une nouvelle régression sans la constante.

$$\Delta \log C_t = \underset{3.049}{(\alpha - 1)} \log C_{t-1} + \sum_{j=1}^4 \gamma_j \Delta \log C_{t-j} \quad (2.7)$$

Le t de student du coefficient affecté à $\log C_{t-1}$ (3,049) est supérieur à la valeur théorique du t de student lorsque $\alpha = 1$ (-1,95). Par conséquent, l'hypothèse nulle d'existence d'une racine unitaire est acceptée. En d'autres termes, la consommation des ménages suit un processus intégré d'ordre un.

Avant d'utiliser le test de Phillips-Perron, il faut déterminer la valeur du para-

	$LCONS_t$	$LREV_t$	TPC_t	$LTBR_t$	LIF_t	$LCAPE_t$	$LSFINA_t$
β_0	2.277	3.025	2.998	0.893	3.314	4.359	2.753
β_1	1.766	2.779	-2.966	0.452	-1.454	0.974	0.545
$\alpha - 1$	-2.201	-3.013	-3.112	-0.884	-3.551	-3.841	-3.053
β_0	2.167	1.416	0.536	1.553	3.243	4.254	3.039
$\alpha - 1$	-2.107	-1.379	-1.069	-0.962	-3.273	-4.002	-3.050
$\alpha - 1$	3.049	2.286	-1.117	0.352	-0.418	0.941	-0.285

TAB. 2.1 – Résultats (t de Student) des tests de Dickey-Fuller Augmentés

	$LCONS_t$	$LREV_t$	TPC_t	$LTBR_t$	LIF_t	$LCAPE_t$	$LSFINA_t$
β_0	2.367	2.604	4.370	0.526	4.201	4.752	3.783
β_1	1.884	2.241	-4.074	1.146	-1.434	2.917	0.524
$\alpha - 1$	-2.339	-2.584	-4.683	-1.728	-4.580	-5.737	-4.223
β_0	2.473	1.934	1.493	1.597	4.278	4.693	4.172
$\alpha - 1$	-2.390	-1.869	-2.178	-1.394	-4.356	-4.793	-4.225
$\alpha - 1$	5.985	5.417	-1.632	-0.251	-0.761	-0.897	-0.625

TAB. 2.2 – Résultats (t de Student) des tests de Phillips-Perron

mètre l . Celle-ci est généralement donnée par la condition $l = T^{1/4}$ où T est la taille de la série. Le nombre d'observations pour la série consommation comme pour toutes les autres est 97 soit $l = 4$. En effectuant la régression avec constante et tendance, la statistique de test de Phillips-Perron (-2,339) du coefficient affecté à est supérieure au student théorique (-3,50) au seuil de 5 %. L'hypothèse nulle est acceptée, et la même conclusion que pour le test de Dickey-Fuller prévaut, à savoir $\log C_t \sim I(1)$.

Nous avons procédé de la même manière pour les autres séries. Toutes les séries sont non stationnaires et intégrées d'ordre 1. Les tableaux 2.1 et 2.2 récapitulent les résultats des tests de Dickey-Fuller augmentés et de Phillips-Perron pour les variables présentes dans les modèles qui seront exposés plus avant.

2.2 Modèle vectoriel à correction d'erreurs et intégration de la confiance

La théorie de la cointégration est le fruit du rapprochement de l'économétrie dynamique traditionnelle ECM (modèles à correction d'erreur) avec l'économétrie des séries temporelles de Box et Jenkins. Ce sont les travaux fondateurs de Granger (1981, 1983) et en particulier le théorème de la représentation du même nom qui ont établi la relation entre séries cointégrées et modélisation ECM, les premières pouvant être modélisées à partir de la seconde. Engle et Granger (1987) se sont attachés à démontrer ce théorème et ont proposé une approche dite méthode à deux étapes. L'autre approche est la méthode du maximum de vraisemblance proposée par Johansen (1988, 1991) avec la collaboration de Juselius (Johansen et Juselius, 1990).

De ces deux grandes approches de la cointégration, la seconde a été privilégiée. Avant de voir les trois spécifications retenues pour les estimations ainsi que l'étude de la cointégration, la méthodologie du modèle vectoriel à correction d'erreur sera exposée.

2.2.1 Méthodologie du modèle vectoriel à correction d'erreur

L'approche alternative de Engle et Granger (1987) et ses limites

L'approche de Engle et Granger consiste lors de la première étape à montrer qu'il existe une relation de long terme entre une variable dépendante et des variables explicatives, puis lors de la seconde étape, à exprimer ces variables cointégrées sous la forme d'un modèle à correction d'erreur, l'estimation de ce dernier permettant notamment de déterminer les ajustements de court terme.

La relation de long terme existe si la combinaison linéaire de deux variables non stationnaires est elle-même stationnaire. On dit alors de ces variables qu'elles sont cointégrées. Cela peut s'écrire de la façon suivante :

$$\begin{cases} y_t \sim I(d) \\ x_t \sim I(d) \end{cases} \text{ avec } d \neq 0 \implies y_t - \alpha_0 - \alpha_1 x_t = u_t \sim I(0),$$

alors y_t et x_t cointégrées.²

Etant donné que u_t est le résidu de la relation, le test de cointégration cherche à savoir si la série des résidus est stationnaire. Pour l'étude de la stationnarité, Engle et Granger recommande les tests de Dickey-Fuller augmentés.

Lors de la deuxième étape, on recherche la dynamique de court terme. Quand des variables sont cointégrées, il est possible de les exprimer sous la forme d'un modèle à correction d'erreurs de ce type :

$$\Delta y_t = \alpha + \sum_{i=1}^T \psi_i \Delta y_{t-i} - \sum_{j=0}^T \lambda_j \Delta x_{t-j} + \rho \varepsilon_{t-1}, \quad \text{où } \rho < 0 \quad (2.8)$$

ε_{t-1} est le terme de correction d'erreur ou encore la valeur retardée d'une période du résidu de la relation cointégrée. L'estimation de cet ECM permet de déterminer les ajustements de court terme.

Si la méthode d'Engle et Granger est opérationnelle, elle présente certaines limites. Banerjee, Dolado, Hendry et Smith (1986) ont montré que les estimations à distance finie qui y sont issues peuvent être biaisées. En particulier, les biais sont d'autant plus importants que la périodicité des données est élevée (hebdomadaire, journalière) ou l'échantillon, de petite taille. Mais la limite fondamentale en ce qui nous concerne vient du fait que la méthode à deux étapes est une approche univariée. Elle impose donc des *a priori* théoriques et présume du sens causal de la relation.

La méthode du maximum de vraisemblance de Johansen a les avantages d'une approche multivariée. Elle permet de différencier plusieurs vecteurs cointégrants et de les estimer en faisant intervenir une dynamique d'ajustement.

Le modèle VECM de Johansen

Soit un processus vectoriel non contraint X_t d'ordre p :

$$X_t = \sum_{i=1}^p \phi_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.9)$$

où X_t est le vecteur des n variables individuelles intégrées du même ordre à savoir un pour Johansen, et $\varepsilon_t \sim iid(0, \Gamma)$ est le vecteur d'erreurs.

²Dans ce cas le vecteur cointégrant est $(\alpha_0, \alpha_1)'$.

Pour obtenir les estimateurs des paramètres contraints par l'hypothèse de cointégration, la relation précédente peut être réécrite sous une forme de correction d'erreur. Soit :

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-1} + \Pi X_{t-p} + BZ_t + \varepsilon_t \quad (2.10)$$

où $\Gamma_i = -I + \phi_1 + \phi_2 + \dots + \phi_i$, pour $i = 1, \dots, p - 1$, avec I , la matrice unité et ϕ des matrices carrées de dimension n ,

$\Pi = -I + \phi_1 + \phi_2 + \dots + \phi_p$, Z_t est le vecteur des variables exogènes.

Π est une matrice carrée de dimension n et de rang $r \leq n$. Ce dernier permet de déterminer le nombre de variables stationnaires en niveau et le nombre de variables intégrées d'ordre un. Nous avons les cas suivants :

$r = 0$, la matrice Π est nulle. Le modèle est un modèle vectoriel autorégressif sur les variables prises en différence première.

$r = n$, les variables sont intégrées d'ordre zéro et le modèle VAR est stationnaire. Le modèle est un VAR sur les variables prises en niveau.

$0 < r < n$, il existe une représentation de Π de la forme $\Pi = \alpha\beta'$, où la matrice β de taille (n, r) dite matrice de cointégration contient r colonnes appelés vecteur de cointégration. La matrice α de taille (n, r) contient les poids relatifs à chaque vecteur de cointégration.

On appelle paramètres de long terme, les paramètres de la matrice Π associés aux termes en niveau, et paramètres de court terme, les paramètres de la matrice Γ_i associés aux termes en différence.

Pour estimer les matrices α et β de Π , Johansen utilise la méthode du maximum de vraisemblance. La détermination du nombre de relations de cointégration est obtenue à partir de deux tests reposant sur un rapport de vraisemblance : le test de la trace et celui de la valeur propre maximale. La statistique de la trace teste l'hypothèse nulle $r \leq q$. La statistique de la valeur propre maximale teste l'hypothèse nulle $r = q$ contre l'hypothèse alternative $r = q + 1$. Comme les lois asymptotiques de ces deux statistiques sont non standards, Johansen et Juselius (1990) et Osterwald-Lenum (1992) les ont tabulées par simulation.

Après avoir déterminé le nombre de relations de cointégration, on passe à l'élaboration et à l'estimation du VECM. Pour le construire correctement, il faut recher-

cher le nombre de retards optimal à inclure dans le modèle. En général, les tests de Akaike, de Schwarz, et de Hannan et Quinn sont utilisés à cette fin. Les deux tests s'appuient sur l'apport d'information généré par des retards supplémentaires dans le modèle, le nombre de retards optimal étant la valeur qui les optimise simultanément. Une fois cette phase achevée, l'analyse de l'estimation du modèle VECM peut être approfondie par les tests de causalité, les décompositions de variance et les fonctions de réponses impulsionnelles.

2.2.2 La spécification des modèles à estimer

Avant d'entreprendre la procédure d'estimation, des relations cherchant à expliquer la consommation par le revenu disponible, l'inflation et le taux de base bancaire ont été estimées. Il apparaît que la présence simultanée de l'inflation et du taux de base bancaire dans le modèle conduit à l'exclusion de l'une des deux variables, les ménages semblant arbitrer entre l'effet prix et l'effet taux d'intérêt. Par conséquent, seules trois variables ont été prises en compte dans le modèle VECM de base : la consommation, le revenu et le taux de base bancaire (l'indice des prix intervenant comme déflateur).

Pour déterminer si la confiance des consommateurs contribue à expliquer la consommation, on a intégré au modèle vectoriel de base en premier lieu l'indice synthétique de confiance, et en second lieu, les soldes d'opinion relatifs aux questions de l'enquête de conjoncture de l'INSEE. Compte tenu des variables et de l'échantillon retenus, des tests stepwise sous le logiciel SAS ont été effectués pour sélectionner les meilleurs soldes d'opinion. Les résultats ont fait ressortir la situation financière personnelle actuelle (*LSFINA*) et la capacité future à épargner (*LCAPE*). Aucun de ces deux soldes n'entre dans la composition de l'indicateur synthétique. Il y a donc trois modèles à tester en fonction de la composition du vecteur des variables explicatives :

Modèle I : $X_t = (LCONS, LREV, LTBR)$

Modèle II : $X_t = (LCONS, LREV, LTBR, LIF)$

Modèle III : $X_t = (LCONS, LREV, LTBR, LSFINA, LCAPE)$ ³

³Dans le modèle III, une variable dummy a été spécifiée, prenant la valeur 1 au premier trimestre 1985 et 0 aux autres dates. Elle vise à annuler l'influence de la chute conjointe des indices de la situation financière personnelle actuelle et de la capacité future à épargner.

Recherche du nombre de retards optimal

Pour rechercher le nombre de retards optimal à inclure dans le modèle, on observe généralement des critères d'information (Lutkepohl, 1991). S'il existe de nombreux critères comme le FPE (*Final Prediction Error*) ou le CAT (*Criterion of Autoregressive Transfer Function*), les critères retenus pour cette étude sont le critère AIC de Akaike (1973, 1977), le critère SC de Schwarz (1978) et le critère HQ de Hannan et Quinn.

Les critères d'information sont des mesures qui permettent de trouver l'équilibre entre la qualité de l'ajustement d'un modèle et la parcimonie de sa spécification. Ils reposent sur la maximisation de la fonction log-vraisemblance suivante :

$$l = -\frac{nm}{2}(1 + \log 2\pi) - \frac{n}{2} \log |\hat{\Omega}| \quad (2.11)$$

où

$$|\hat{\Omega}| = \det \left(\frac{\sum_i \hat{\varepsilon}_i \hat{\varepsilon}'_i}{n} \right)$$

et n le nombre d'observations et m le nombre d'équations.

Les critères AIC, SC et HQ ont pour expression :

$$AIC(k) = -\frac{2l}{n} + \frac{2k}{n} \quad (2.12)$$

$$SC(k) = -\frac{2l}{n} + \frac{k \log n}{n} \quad (2.13)$$

$$HQ(k) = -\frac{2l}{n} + \frac{2k \log(\log n)}{n} \quad (2.14)$$

où k est le nombre de paramètres estimés et l la valeur de la fonction log-vraisemblance utilisant les k paramètres estimés.

Ces critères sont observés sur les modèles I, II et III, toutefois spécifiés comme des processus vectoriels autorégressifs en niveau (Tableau 2.3). Lorsque le critère est à sa valeur minimale, il donne le nombre de retards adéquat pour l'estimation du VAR.

		Critère AIC	Critère SC	Critère HQ
Nombre de retards				
<i>Modèle I</i>	1	-21.105	-20.803	-20.983
	2	-21.236	-20.705	-21.020
	3	-21.278	-20.515	-20.969
<i>Modèle II</i>	1	-19.216	-18.713	-19.012
	2	-19.360	-18.450	-18.992
	3	-19.359	-18.037	-18.824
<i>Modèle III</i>	1	-19.455	-18.576	-19.099
	2	-19.654	-18.138	-19.040
	3	-19.568	-17.406	-18.692

TAB. 2.3 – Les critères d’information

Pour le modèle I, le critère AIC est minimum à trois retards (-21,278), le SC à un retard (-20,803), et le HQ à deux retards (-20,983). Il n’est donc pas possible de choisir le nombre de retards optimal pour le modèle I par la seule observation de ces trois critères. Pour le modèle II et le modèle III, le critère AIC est minimum à deux retards tandis que les critères SC et HQ le sont à un retard. Le nombre de retard optimal de ces deux derniers modèles se situe par conséquent entre un et deux retards.

Afin d’effectuer le choix entre un et deux retards, une autre procédure a été utilisée, celle de la préférence empirique (Nisima-Calmel, 1999). Il s’agit de déterminer le nombre de retards en comparant les caractéristiques et propriétés statistiques de plusieurs modèles se différenciant uniquement par le nombre de retards retenu. L’une des caractéristiques des VECM est que les coefficients de la relation de long terme ne sont pas sujets à fluctuations en fonction du nombre de retards choisi. Le nombre de retard optimal est par conséquent celui qui permet aux coefficients de la relation de long terme de se stabiliser et qui préserve la qualité générale du modèle. L’application de cette procédure a conduit à une spécification à deux retards pour les trois modèles.⁴

⁴Comme deux critères d’information sur trois (SC et HQ) désigne la spécification à un retard comme la meilleure pour le modèle III, ce dernier sera néanmoins présenté avec cette spécification en annexes (cf. Annexe 2.2, Tableaux 2.14, 2.15 et 2.16).

Hypothèse	Modèle I		Modèle II		Modèle III		
	0	1	0	1	0	1	2
Valeur propre	0.18	0.16	0.25	0.18	0.62	0.38	0.20
Rapport de vrais.	40.43	19.90	61.29	30.76	182.33	81.74	32.41
Valeur crit. à 5%	34.91	19.96	53.12	34.91	76.07	53.12	34.91

Période d'estimation : 1973 :1 1999 :3

TAB. 2.4 – Tests de cointégration

Les test de cointégration

La deuxième étape de la méthode consiste à déterminer le nombre de relations de cointégration. Les tests de la valeur propre maximale de Johansen ont été réalisés avec comme hypothèse de test, l'absence de tendance déterministe dans les données. Le test se déroule comme suit. D'abord, l'hypothèse d'aucune relation de cointégration est testée. Lorsque la valeur critique à 5 % est inférieure au rapport de vraisemblance, l'hypothèse est rejetée. Il faut alors tester l'hypothèse de l'existence d'au plus une relation de cointégration, et ainsi de suite, jusqu'à ce que la valeur critique soit supérieure au rapport de vraisemblance.

Les résultats des tests stipulent que les modèles I et II admettent tous deux une seule relation de cointégration tandis que le modèle III en admet deux (Tableau 2.4). Il est alors possible d'estimer des modèles vectoriels à correction d'erreurs.

Les trois modèles estimés sont relativement satisfaisants, la qualité statistique des relations de long terme et de la dynamique de court terme étant correcte. Les élasticités de long terme mettent en évidence l'influence positive du revenu disponible, du taux de base bancaire, de l'indice synthétique de confiance et de la capacité future à épargner (variables retardées d'une période) sur la variation de la consommation. La dynamique de court terme semble bien représentée pour la consommation, le taux de base bancaire, et d'une manière générale, pour les variables d'enquête (indice synthétique de confiance des ménages, situation financière actuelle et capacité future à épargner). En revanche, les coefficients relatifs à l'équation du revenu disponible en différence première sont tous non significatifs (sauf celui de la consommation en différence retardée de deux périodes).⁵

⁵Se reporter en annexes aux tableaux 2.11, 2.12, et 2.13.

$LCONS_t$	$LREV_t$	$LTBR_t$	$LSFINA_t$	$LCAPE_t$	C
1.000	0.000	-1.930 (-3.035)	-0.046 (-0.902)	-0.104 (-3.255)	-9.077 (-56.292)
0.000	1.000	-1.643 (-2.185)	-0.132 (-2.198)	0.078 (-2.059)	-8.992 (-47.177)

TAB. 2.5 – Vecteurs de cointégration du modèle III (coefficients normalisés)

Pour différencier les modèles, on s'intéresse plus particulièrement au processus d'ajustement de la consommation, et on cherchera à savoir si l'introduction des variables de confiance des ménages améliore la qualité du modèle. Les critères usuels de sélection des modèles par rapport à ce type de modélisation montrent la supériorité du modèle III sur les deux autres. Par exemple, l'écart-type résiduel estimé (RMSE) qui mesure la déviation de la variable estimée par rapport aux vraies observations est le plus faible dans le modèle III (0,66 % contre 0,72 % dans le modèle I et 0,73 % dans le modèle II).⁶ Par ailleurs, lorsque l'on compare le modèle III avec le même modèle spécifié avec un seul retard (cf. Annexes 2.2, Tableaux 2.14, 2.15 et 2.16), on constate que si la qualité statistique des paramètres de court terme est meilleure avec cette dernière spécification, la qualité générale du modèle III est supérieure avec la spécification retenant deux retards. C'est pourquoi dans la section suivante, l'analyse se concentre sur le modèle avec deux retards intégrant les indices de la situation financière actuelle et de la capacité future à épargner, afin notamment de mieux appréhender la contribution de la confiance à l'explication de la consommation. On retrouve ci-dessus les caractéristiques générales du troisième modèle à savoir la matrice contenant les r vecteurs de cointégration (Tableau 2.5), la matrice alpha contenant les poids relatifs à chaque vecteur de cointégration (Tableau 2.6), les paramètres de long terme associés à l'équation de la consommation en différence (Tableau 2.7), et la première colonne de la matrice des paramètres de court terme (Tableau 2.8).⁷

⁶Le modèle ayant le plus petit RMSE (*Root mean square error*) est celui qui est le plus proche des observations.

⁷Les autres caractéristiques du modèle III sont reportées en annexes, Tableau 2.13 et suivants.

$DLCONS_t$	$DLREV_t$	$DLTBR_t$	$DLSFINA_t$	$DLCAPE_t$
-0.177 (-4.888)	-0.048 (-1.131)	0.025 (0.765)	-7.218 (-5.128)	7.673 (2.243)
0.125 (4.498)	0.033 (0.995)	-0.012 (-0.471)	7.360 (6.811)	-4.388 (-1.671)

TAB. 2.6 – Matrice alpha du modèle III

	Relation 1	Relation 2	Ensemble
$LCONS_t$	-0.177	0.000	-0.177
$LREV_t$	0.000	0.125	0.125
$LTBR_t$	0.342	-0.206	0.136
$LSFINA_t$	0.008	-0.016	-0.008
$LCAPE_t$	0.018	-0.010	0.009
C	-1.609	1.126	-0.483

* variable non significative à 5%

TAB. 2.7 – Paramètres de long terme associés à la consommation (Modèle III)

$DLCONS_{t-1}$	-0.232	$DLREV_{t-1}$	0.120*	$DLCAPE_{t-1}$	0.006
$DLCONS_{t-2}$	0.127*	$DLREV_{t-2}$	0.094*	$DLCAPE_{t-2}$	-0.003
$DLTBR_{t-1}$	0.158*	$DLSFINA_{t-1}$	0.007		
$DLTBR_{t-2}$	-0.025*	$DLSFINA_{t-2}$	0.005		

* variable non significative à 5%

TAB. 2.8 – Paramètres de court terme associés à la consommation (Modèle III)

2.3 Analyse de la pertinence de la confiance

L'analyse des causalités, des fonctions de réponses impulsionnelles et des décompositions de variance permettra de mieux appréhender la nature de la relation entre la consommation et la confiance mesurée par les indices relatifs à la capacité future à épargner et la situation financière personnelle actuelle. L'utilisation des deux derniers outils nécessite que l'on choisisse l'ordre des variables car les résultats sont fonction de la variable affectée par les transformations nécessaires aux procédures d'orthogonalisation de matrice. La sélection se fait suivant l'influence contemporaine des variables et la théorie économique. Lorsqu'un choc sur une variable X influence de manière contemporaine une autre variable Y , sans qu'il y ait réciprocité, alors l'ordre des variables est (Y, X) . L'étude des causalités dans le cadre du modèle III rend plus aisé le rangement des variables.

2.3.1 Analyse des causalités

Les concepts de causalité et d'exogénéité proposés par Granger stipulent qu'une variable X est la cause d'une autre variable quand l'information contenue dans X améliore la prévision de Y . La figure 2.1 représente les causalités significatives du modèle III à un test de Fischer à 5 %. Il apparaît que le revenu disponible influence de manière instantanée la consommation (l'hypothèse nulle "LREV ne cause pas LCONS" est rejetée avec une probabilité de 0,961). Le solde d'opinion relatif à la situation financière personnelle actuelle qui est très lié au revenu disponible (il est précisément déterminé par lui) cause aussi la consommation. Ce solde cause selon Granger par ailleurs le taux de base bancaire et l'autre solde d'opinion, la capacité future à épargner. La probabilité que LSFINA ne cause pas LTBR est de 5 % et celle que LSFINA ne cause pas LCAPE est inférieure à 1 % (0,81 %). Enfin, le seul effet rétroactif que l'étude de causalité révèle existe entre le taux de base bancaire et la capacité future à épargner.⁸

Pour le rangement des variables, en plus de l'observation des causalités instantanées, on a privilégié les variables d'ordre comptable au détriment des variables d'enquête, ce qui a conduit à l'ordre des variables suivant : consommation, revenu disponible, taux de base bancaire, capacité future à épargner, situation financière personnelle actuelle.

⁸Pour des résultats détaillés, se reporter à l'Annexe 2.2, Tableau 2.21.

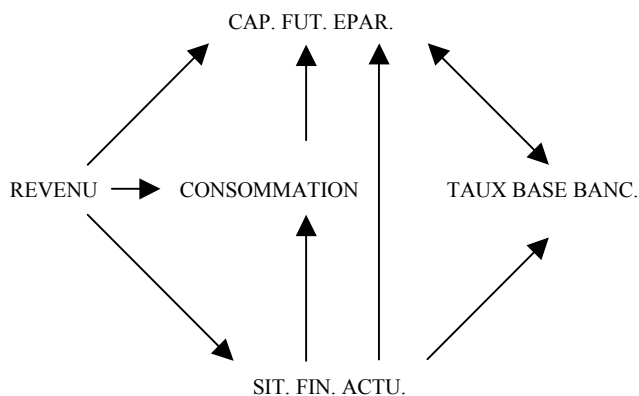


FIG. 2.1 – Organigramme des causalités selon Granger

2.3.2 Fonctions de réponses impulsionnelles et décomposition de variance

Une fonction de réponses impulsionnelles permet d’analyser l’impact d’un choc sur une variable. Il est en conséquence intéressant de voir quelles sont les réponses impulsionnelles de la consommation à la suite d’un choc sur une autre variable endogène (Figure 2.2).

L’analyse des fonctions révèle l’influence quasi inexistante à moyen long terme du taux de base bancaire et de la situation financière personnelle actuelle. Si pour la première variable, ce résultat n’est en rien étonnant puisque les individus sont indifférents aux taux d’intérêt remontant à plusieurs années, pour la seconde, l’explication est moins évidente. L’observation de la figure 2.3 met en évidence un choc positif sur la situation financière actuelle qui induit une réponse positive à court terme sur la capacité future à épargner, avant que l’effet ne s’estompe rapidement.

Il semble donc que la situation financière actuelle personnelle n’influe à long terme sur la consommation que par le biais des intentions d’épargner. En fait, lorsque la

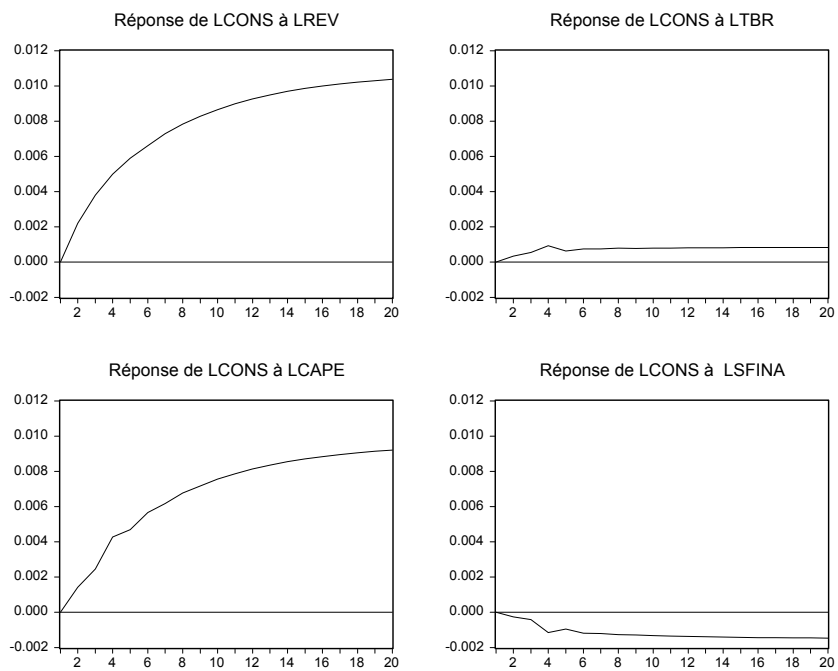


FIG. 2.2 – Réponses impulsionnelles de LCONS

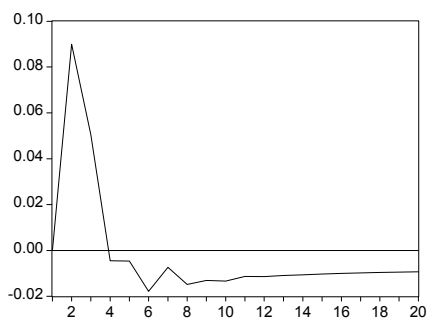


FIG. 2.3 – Réponse de LCAPE à LSFINA

situation financière s'améliore, les individus augmentent leur consommation immédiatement (coefficients de court terme significativement différents de zéro, Tableau 2.8), mais faiblement.

Dans leur étude, Braun-Lemaire et Gautier (2001) avaient déjà souligné la difficulté d'interpréter ce solde d'opinion. Non seulement, la situation financière actuelle s'écarte du facteur commun à l'ensemble des soldes d'opinion entre 1982 et 1994, mais elle a aussi une évolution contracyclique pendant le ralentissement conjoncturel du début des années quatre-vingt-dix. Si l'interprétation n'est pas aisée, l'information contenue dans ce solde par sa spécificité peut être importante dans la caractérisation des perceptions et des anticipations des individus. En effet, la perception du niveau de leur situation financière en partie liée à leur revenu courant conduit à une augmentation faible de la consommation. Mais pour qu'il y ait une augmentation plus conséquente de la consommation, les individus doivent anticiper plusieurs paramètres dans un environnement incertain, et singulièrement leur revenu futur. En considérant que dans le cas où le revenu futur augmenterait, ils augmenteraient à la fois leur consommation et leur épargne, la variable d'enquête "capacité future à épargner" peut être une approximation de l'anticipation du revenu futur. Ces anticipations ne se traduiraient en terme de consommation qu'à moyen et long terme.

L'étude de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision de la consommation des ménages vient renforcer cette analyse (Tableau 2.9). La décomposition de variance à la Choleski informe sur l'importance relative des innovations. Un pourcentage j obtenu après la décomposition correspond à la contribution à la variance de la consommation de la j ème innovation pour un horizon de prévision de s trimestres.

Il ressort de la décomposition qu'environ 39,9 % et 31,1 % de la variance de l'erreur de prévision de la consommation sont attribués aux innovations respectivement du revenu disponible et de l'indice de la capacité future à épargner, au bout de dix ans (quarante trimestres). Par ailleurs, la contribution des innovations du taux de base bancaire et de la situation future à la variance de l'erreur de prévision de la consommation est faible et décroît au court du temps.

L'étude de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision des autres variables du modèle est intéressante (cf. Annexe 2.2, Tableaux 2.22 à 2.25. Après

	Ecart-type	$LCONS_t$	$LREV_t$	$LTBR_t$	$LSFINA_t$	$LCAPE_t$
Période						
1	0.006	100.00	0.000	0.000	0.000	0.000
2	0.008	88.794	7.761	0.185	0.110	3.149
3	0.011	76.019	16.540	0.358	0.211	6.872
4	0.014	62.801	22.429	0.653	0.797	13.319
6	0.020	50.152	29.227	0.532	0.923	19.166
8	0.027	43.060	32.789	0.472	0.958	22.721
10	0.033	38.840	34.828	0.425	0.928	24.959
14	0.044	34.174	37.026	0.368	0.912	27.520
18	0.055	31.754	38.140	0.336	0.884	28.885
40	0.095	27.829	39.915	0.281	0.826	31.149

Ordre : LCONS LREV LTBR LCAPE LSFINA

TAB. 2.9 – Décomposition de la variance de l’erreur de prévision de LCONS

quarante trimestres, 75 % de la variance de l’erreur de prévision du revenu sont dus aux innovations du revenu lui-même, mais 15,9 % de celle-ci sont attribués aux innovations de la capacité future à épargner (contre 8,4 % aux innovations de la consommation).

En ce qui concerne le taux de base bancaire, il est à l’origine au bout d’un an et demi de 81 % de la variance. Après dix ans, ce pourcentage s’élève à 84,5 %, ce qui fait de LTBR, la variable la plus indépendante des autres variables du modèle. La contribution des soldes d’opinion à la variance de l’erreur de prévision de cette variable est négligeable (au bout de deux ans, 0,3 % pour LSFINA et 0,4 % pour LCAPE).

Le lien étroit entre la situation financière personnelle actuelle et le revenu disponible est confirmé par l’étude de la décomposition de la variance. La contribution des innovations de LSFINA à la variance de son erreur de prévision décroît au profit essentiellement de celle du revenu. De 72 % au premier trimestre, elle passe à 9 % au quarantième trimestre, alors que la contribution des innovations de revenu passe de 18 % à 73 % sur la même période. Il faut noter également la contribution significative de la capacité future à épargner à la variance de l’erreur de prévision de la situation financière personnelle actuelle (18,7 % après un an et demi). Cette dernière relation n’est toutefois pas symétrique puisque quel que soit le nombre de trimestres considéré, la contribution des innovations de LSFINA à la variance de l’erreur de prévision de LCAPE est inférieure à 2 %.

Si la capacité future à épargner reste majoritairement déterminée par elle-même (plus de 50 %), cette variable se distingue par la variété des contributions. En effet, au bout de dix ans, la variance de l'erreur de prévision se décompose comme suit : 13,1 % provenant des innovations de LCONS, 14,7 % des innovations de LTBR, et 19,1 % des innovations de LREV.

Au total, si à court terme la consommation est principalement déterminée par les niveaux de consommation antérieure (formation d'habitudes) et par le revenu disponible, à long terme, elle l'est aussi par la capacité future à épargner. A moyen long terme, il semble donc que les ménages français font des choix intertemporels de consommation étant donné leurs revenus futurs anticipés approximés ici par la capacité future à épargner. Ce dernier résultat peut être rapproché de ceux obtenus par Bloch et Maurel (1991) sur l'acceptation de l'hypothèse du revenu permanent avec anticipations rationnelles dans son implication faible, à savoir que le taux d'épargne corrigé du taux d'intérêt réel, en causant au sens de Granger le taux de croissance du revenu du travail, est un indicateur satisfaisant de l'évolution des revenus futurs. Toutefois, par rapport au taux d'épargne, la capacité future à épargner a l'avantage d'être un solde d'opinion disponible plusieurs semaines avant la publication des données comptables, moins sujet à révision, et qui constitue une appréciation directe des anticipations des agents.

Conclusion

Cette étude a montré l'opportunité d'introduire des indices de confiance dans l'explication de la consommation des ménages en France sur la période 1973-1999. Les tests de cointégration ont conclu à l'existence d'au moins une relation de long terme entre la consommation, le revenu, le taux de base bancaire et la confiance des consommateurs. On a donc estimé plusieurs modèles par la méthode du maximum de vraisemblance de Johansen. Il est apparu que la capacité future à épargner et la situation financière personnelle actuelle, deux soldes d'opinion tirés de l'enquête de conjoncture auprès des ménages réalisée par l'INSEE, se sont avérées plus pertinentes dans l'explication de la consommation que l'indice synthétique de confiance des ménages proposé par le même institut.

L'analyse des fonctions de réponses impulsionnelles et des décompositions de variance ont révélé que seules deux variables sur les quatre expliquaient à moyen et long terme la consommation : le revenu disponible et la capacité future à épargner. La situation financière personnelle actuelle intervient néanmoins dans l'explication de long terme de la consommation dans la mesure où à court terme cette variable exerce une grande influence sur la façon dont les ménages anticipent leur comportement futur d'épargne.

En revanche, l'analyse des causalités de court terme (causalité au sens de Granger et paramètres de court terme du VECM) a mise en évidence le revenu disponible et la situation financière actuelle, deux variables étroitement liées, pour expliquer la consommation à court terme. Les ménages français auraient alors deux types de comportement en fonction de l'horizon temporel. A court terme, conformément aux théories keynésiennes, la consommation serait fonction du revenu courant et des habitudes de consommation, tandis qu'à long terme, elle serait aussi fonction des revenus futurs anticipés, conformément aux hypothèses du revenu permanent et du cycle de vie.

Annexes

Annexe 2.1 :

Questions de l'enquête de conjoncture auprès des ménages français de l'INSEE présentes dans l'étude de cointégration

Les cinq premières questions de l'enquête de conjoncture présentées ci-dessous entrent dans la construction de l'indicateur résumé.

1 - Depuis six mois, votre situation financière...

- s'est nettement améliorée
- s'est un peu améliorée
- est restée stationnaire
- s'est un peu dégradée
- s'est nettement dégradée
- ne sait pas.

2 - Croyez-vous que, dans les mois qui viennent, votre situation financière va...

- s'améliorer nettement
- s'améliorer un peu
- rester stationnaire
- se dégrader un peu
- se dégrader nettement
- ne sait pas.

3 - A votre avis, depuis un an, le niveau de vie en France dans l'ensemble...

- s'est nettement amélioré
- s'est un peu amélioré
- est resté stationnaire
- s'est un peu détérioré
- s'est nettement détérioré
- ne sait pas.

4 - Pensez-vous que d'ici un an, le niveau de vie en France dans l'ensemble...

- s'améliorera nettement
- s'améliorera un peu
- restera stationnaire
- se dégradera un peu

- se dégradera nettement
 - ne sait pas.
- 5 - Pensez-vous que les gens aient intérêt à faire, actuellement, des achats importants (meubles, machines à laver, télévision...) ...
- oui, le moment est plutôt favorable
 - le moment n'est ni favorable ni défavorable
 - non, le moment est plutôt défavorable
 - ne sait pas.
- 6 - Quelle est votre situation financière actuelle...
- vous arrivez à mettre pas mal d'argent de côté
 - vous arrivez à mettre un peu d'argent de côté
 - vous bouclez juste votre budget
 - vous tirez un peu sur vos réserves
 - vous êtes en train de vous endetter
 - ne sait pas.
- 7 - Pensez-vous réussir à mettre de l'argent de côté dans les six mois qui viennent...
- oui, certainement
 - oui, peut-être
 - non, probablement pas
 - non, certainement pas
 - ne sait pas.

Annexe 2.2 : Tableaux

Variables comptables

<i>CONS</i>	consommation des ménages par tête (francs constants 1995, millions)
<i>REV</i>	Revenu disponible brut des ménages par tête (francs constants 1995, millions)
<i>POP</i>	Population totale (en milliers)
<i>PC</i>	prix de la consommation marchande des ménages (base 100 en 1995)

Variables d'enquête

<i>IF</i>	Indice de confiance des consommateurs (base 100 en 1995)
<i>SFINA</i>	Indice de la situation financière personnelle actuelle (base 100 en 1995)
<i>SFINP</i>	Indice de la situation financière personnelle passée (base 100 en 1995)
<i>SFINF</i>	Indice de la situation financière personnelle future (base 100 en 1995)
<i>CAPE</i>	Indice de la capacité future à épargner (base 100 en 1995)
<i>ACHA</i>	Indice de l'opportunité d'acheter actuelle (base 100 en 1995)
<i>EPAR</i>	Indice de l'opportunité d'épargner actuelle (base 100 en 1995)
<i>VIEP</i>	Indice du niveau de vie passée (base 100 en 1995)
<i>VIEF</i>	Indice du niveau de vie future (base 100 en 1995)
<i>CHOF</i>	Indice du chômage futur (base 100 en 1995)
<i>PRIXP</i>	Indice des prix passés (base 100 en 1995)
<i>PRIXF</i>	Indice des prix futurs (base 100 en 1995)

Variable de taux d'intérêt

<i>TBR</i>	Taux de base bancaire déflaté par le taux d'inflation en glissement annuel (%)
------------	--

TAB. 2.10 – Définition des variables

	<i>DLCONS</i>	<i>DLREV</i>	<i>DLTBR</i>
<i>DLCONS(-1)</i>	-0.195780 (-2.05696)	0.127026 (1.23607)	0.011347 (0.14430)
<i>DLCONS(-2)</i>	0.168969 (1.86006)	0.334569 (3.41113)	0.158584 (2.11311)
<i>DLREV(-1)</i>	0.294670 (2.90489)	0.115426 (1.05388)	0.138101 (1.64791)
<i>DLREV(-2)</i>	0.142661 (1.40763)	0.082442 (0.75339)	-0.036674 (-0.43801)
<i>DLTBR(-1)</i>	-0.098472 (-0.87162)	-0.228053 (-1.86958)	0.273653 (2.93197)
<i>DLTBR(-2)</i>	0.092498 (0.78897)	0.020722 (0.16370)	-0.243449 (-2.51350)
<i>R² ajusté</i>	0.127953	0.002941	0.186886
<i>RMSE</i>	0.007184	0.007756	0.005935
<i>Log vraisembl.</i>	369.3943	361.418	389.2565
<i>Akaike AIC</i>	-6.969122	-6.815731	-7.351087
<i>Schwarz SC</i>	-6.791134	-6.637743	-7.1731

TAB. 2.11 – Modèle I

	<i>DLCONS</i>	<i>DLREV</i>	<i>DLTBR</i>	<i>DLIF</i>
<i>DLCONS(-1)</i>	-0.203665 (-2.08246)	0.131627 (1.26325)	0.026873 (0.33981)	13.05014 (1.66089)
<i>DLCONS(-2)</i>	0.151483 (1.56027)	0.336795 (3.25599)	0.185293 (2.36016)	-16.26972 (-2.08583)
<i>DLREV(-1)</i>	0.287447 (2.63649)	0.110848 (0.95428)	0.130879 (1.48452)	15.89729 (1.81491)
<i>DLREV(-2)</i>	0.131935 (1.23773)	0.084513 (0.74417)	-0.029041 (-0.33692)	17.37834 (2.02926)
<i>DLTBR(-1)</i>	-0.088162 (-0.76561)	-0.229454 (-1.87026)	0.257650 (2.76696)	9.947054 (1.07518)
<i>DLTBR(-2)</i>	0.088890 (0.72498)	0.018152 (0.13895)	-0.246533 (-2.48656)	15.62214 (1.58591)
<i>DLIF(-1)</i>	-0.000601 (-0.51498)	0.000620 (0.49850)	0.001789 (1.89385)	-0.194006 (-2.06764)
<i>DLIF(-2)</i>	0.000344 (0.30442)	0.000784 (0.65146)	0.001825 (1.99854)	-0.183088 (-2.01753)
<i>R² ajusté</i>	0.090670	-0.012323	0.187696	0.257446
<i>RMSE</i>	0.007335	0.007815	0.005932	0.589334
<i>Log vraisembl.</i>	368.3008	361.7114	390.3918	-87.87167
<i>Akaike AIC</i>	-6.909631	-6.782911	-7.334457	1.862917
<i>Schwarz SC</i>	-6.680789	-6.554069	-7.105615	2.091758

TAB. 2.12 – Modèle II

	<i>DLCONS</i>	<i>DLREV</i>	<i>DLTBR</i>	<i>DLSFINA</i>	<i>DLCAPE</i>
<i>DLCONS(-1)</i>	-0.231575 (-2.58014)	0.136195 (1.28383)	0.034046 (0.41279)	7.779467 (2.23340)	1.623264 (0.19178)
<i>DLCONS(-2)</i>	0.126575 (1.45129)	0.276805 (2.68520)	0.185733 (2.31747)	9.883943 (2.92013)	15.91923 (1.93548)
<i>DLREV(-1)</i>	0.120275 (1.17256)	0.054193 (0.44699)	0.018526 (0.19654)	4.765860 (1.19719)	20.90286 (2.16084)
<i>DLREV(-2)</i>	0.094537 (0.93974)	0.032969 (0.27727)	-0.043844 (-0.47428)	0.428503 (0.10975)	-0.915088 (-0.09646)
<i>DLTBR(-1)</i>	-0.157994 (-1.29262)	-0.242243 (-1.67678)	0.220879 (1.96653)	-11.63481 (-2.45275)	-26.51506 (-2.30029)
<i>DLTBR(-2)</i>	-0.025316 (-0.21538)	-0.050198 (-0.36132)	-0.206989 (-1.91631)	-0.153132 (-0.03357)	-3.098882 (-0.27956)
<i>DLSFINA(-1)</i>	0.007088 (3.79785)	0.003512 (1.59190)	0.000732 (0.42708)	-0.028666 (-0.39579)	0.217534 (1.23599)
<i>DLSFINA(-2)</i>	0.004556 (3.11960)	0.000725 (0.42016)	0.000536 (0.39960)	0.065759 (1.16030)	0.214422 (1.55698)
<i>DLCAPE(-1)</i>	-0.005712 (-3.66629)	-0.002410 (-1.30886)	0.003102 (2.16720)	-0.039127 (-0.64716)	-0.243246 (-1.65569)
<i>DLCAPE(-2)</i>	-0.002987 (-2.48353)	-0.000960 (-0.67568)	0.000197 (0.17785)	0.029066 (0.62279)	0.047863 (0.42203)
<i>DUM85_1</i>	0.016299 (2.34130)	0.008886 (1.07992)	-0.002448 (-0.38259)	-4.240424 (-15.6951)	0.281512 (0.42879)
<i>R² ajusté</i>	0.270984	0.001120	0.158991	0.812498	0.399697
<i>RMSE</i>	0.006568	0.007763	0.006036	0.254901	0.619406
<i>Log vraisembl.</i>	382.0303	364.6434	390.8228	1.529633	-90.81060
<i>Akaike AIC</i>	-7.096737	-6.762373	-7.265823	0.220584	1.996358
<i>Schwarz SC</i>	-6.766188	-6.431824	-6.935274	0.551133	2.326907

TAB. 2.13 – Modèle III

	<i>DLCONS</i>	<i>DLREV</i>	<i>DLTBR</i>	<i>DLSFINA</i>	<i>DLCAPE</i>
<i>DLCONS(-1)</i>	-0.217779 (-2.42227)	0.076815 (0.75764)	-0.027854 (-0.34315)	6.695347 (1.97502)	-0.313339 (-0.03816)
<i>DLREV(-1)</i>	0.219745 (2.19304)	0.078990 (0.69905)	0.055639 (0.61503)	6.089703 (1.61182)	23.67668 (2.58717)
<i>DLTBR(-1)</i>	-0.196629 (-1.75755)	-0.356950 (-2.82929)	0.130874 (1.29569)	-11.37482 (-2.69649)	-27.77008 (-2.71778)
<i>DLSFINA(-1)</i>	0.003316 (2.26957)	0.003797 (2.30447)	0.001105 (0.83733)	-0.030872 (-0.56036)	0.163352 (1.22408)
<i>DLCAPE(-1)</i>	-0.002947 (-2.90628)	-0.002751 (-2.40634)	0.002971 (3.24579)	-0.083314 (-2.17926)	-0.302760 (-3.26941)
<i>DUM85_1</i>	0.020284 (2.86777)	0.011195 (1.40348)	-0.001745 (-0.27320)	-4.195021 (-15.7296)	0.486549 (0.75317)
<i>R² ajusté</i>	0.180959	0.011430	0.098454	0.801024	0.367282
<i>RMSE</i>	0.006932	0.007817	0.006259	0.261386	0.633140
<i>Log vraisembl.</i>	377.1868	364.5683	387.9183	-3.943554	-96.83628
<i>Akaike AIC</i>	-7.032129	-6.791778	-7.236538	0.227496	1.996882
<i>Schwarz SC</i>	-6.829922	-6.589571	-7.034332	0.429703	2.199088

TAB. 2.14 – Modèle III spécifié avec un retard

<i>LCONS</i>	<i>LREV</i>	<i>LTBR</i>	<i>LSFINA</i>	<i>LCAPE</i>	<i>C</i>
1.000000	0.000000	-1.937288 (-2.92325)	-0.037869 (-0.68062)	-0.098800 (-2.89246)	-9.145142 (-53.5343)
0.000000	1.000000	-1.664994 (-2.17716)	-0.127535 (-1.98634)	-0.069794 (-1.77066)	-9.054255 (-45.9304)

TAB. 2.15 – Vecteurs de cointégration du modèle III spécifié avec un retard

<i>DLCONS</i>	<i>DLREV</i>	<i>DLTBR</i>	<i>DLSFINA</i>	<i>DLCAPE</i>
-0.112552 (-4.26190)	-0.065135 (-2.18713)	0.010087 (0.42306)	-7.379905 (-7.41127)	6.133144 (2.54278)
0.068918 (3.26995)	0.036300 (1.52730)	-0.005270 (-0.27694)	7.182815 (9.03853)	-3.770238 (-1.95864)

TAB. 2.16 – Matrice alpha du modèle III spécifié avec un retard

	Relation 1	Relation 2	Ensemble
LCONS	-0,0485	0,0000	-0,0485
LREV	0,0000	0,0328	0,0328
LTBR	0,0935	-0,0538	0,0397
LSFINA	0,0022	-0,0043	-0,0021
LCAPE	0,0050	-0,0026	0,0025
C	0,4399	-0,2946	0,1453

TAB. 2.17 – Paramètres de long terme associés à REV

	Relation 1	Relation 2	Ensemble
LCONS	0,0255	0,0000	0,0255
LREV	0,0000	-0,0120	-0,0120
LTBR	-0,0492	0,0198	-0,0294
LSFINA	-0,0012	0,0016	0,0004
LCAPE	-0,0027	0,0009	-0,0017
C	-0,2313	0,1083	-0,1230

TAB. 2.18 – Paramètres de long terme associés à TBR

	Relation 1	Relation 2	Ensemble
LCONS	-7,2178	0,0000	-7,2178
LREV	0,0000	7,3603	7,3603
LTBR	13,9315	-12,0917	1,8398
LSFINA	0,3300	-0,9693	-0,6394
LCAPE	0,7514	-0,5731	0,1784
C	65,5170	-66,1834	-0,6664

TAB. 2.19 – Paramètres de long terme associés à SFINA

	Relation 1	Relation 2	Ensemble
LCONS	7,6728	0,0000	7,6728
LREV	0,0000	-4,3877	-4,3877
LTBR	-14,8097	7,2083	-7,6014
LSFINA	-0,3508	0,5779	0,2271
LCAPE	-0,7988	0,3416	-0,4572
C	-69,6470	39,4540	-30,1930

TAB. 2.20 – Paramètres de long terme associés à CAPE

Hypothèse nulle	Probabilité
LREV ne cause pas selon Granger LCONS	0.03920
LCONS ne cause pas selon Granger LREV	0.10371
LTBR ne cause pas selon Granger LCONS	0.80656
LCONS ne cause pas selon Granger LTBR	0.13354
LSFINA ne cause pas selon Granger LCONS	0.06087
LCONS ne cause pas selon Granger LSFINA	0.36302
LCAPE ne cause pas selon Granger LCONS	0.26028
LCONS ne cause pas selon Granger LCAPE	0.02358
LTBR ne cause pas selon Granger LREV	0.47559
LREV ne cause pas selon Granger LTBR	0.55880
LSFINA ne cause pas selon Granger LREV	0.25590
LREV ne cause pas selon Granger LSFINA	0.00644
LCAPE ne cause pas selon Granger LREV	0.86900
LREV ne cause pas selon Granger LCAPE	0.04183
LSFINA ne cause pas selon Granger LTBR	0.05030
LTBR ne cause pas selon Granger LSFINA	0.48196
LCAPE ne cause pas selon Granger LTBR	0.01031
LTBR ne cause pas selon Granger LCAPE	0.00999
LCAPE ne cause pas selon Granger LSFINA	0.11132
LSFINA ne cause pas selon Granger LCAPE	0.00811

TAB. 2.21 – Tests de causalité de Granger

Période	Ecart-type	LCONS	LREV	LTBR	LSFINA	LCAPE
1	0,007	1,860	98,140	0,000	0,000	0,000
2	0,011	2,705	96,152	1,056	0,071	0,017
3	0,014	5,681	92,477	1,443	0,066	0,333
4	0,018	5,829	91,375	1,114	0,119	1,564
6	0,025	6,643	87,913	0,678	0,183	4,584
8	0,031	7,181	85,129	0,516	0,200	6,974
10	0,038	7,490	83,006	0,408	0,214	8,882
14	0,050	7,856	80,164	0,297	0,229	11,454
18	0,061	8,049	78,456	0,240	0,237	13,018
40	0,104	8,366	75,322	0,151	0,251	15,910

TAB. 2.22 – Décomposition de la variance de l’erreur de prévision de LREV

Période	Ecart-type	LCONS	LREV	LTBR	LSFINA	LCAPE
1	0,006	2,991	6,046	90,963	0,000	0,000
2	0,009	4,895	7,579	86,743	0,065	0,718
3	0,011	9,139	7,207	82,926	0,204	0,525
4	0,012	11,125	6,959	81,235	0,169	0,513
6	0,014	11,114	7,287	80,944	0,264	0,391
8	0,017	11,203	7,024	81,074	0,325	0,374
10	0,018	11,058	6,632	81,495	0,368	0,447
14	0,021	10,722	5,859	82,322	0,412	0,685
18	0,024	10,414	5,243	82,965	0,432	0,947
40	0,035	9,541	3,664	84,540	0,462	1,793

TAB. 2.23 – Décomposition de la variance de l’erreur de prévision de LTBR

Période	Ecart-type	LCONS	LREV	LTBR	LSFINA	LCAPE
1	0,238	0,982	18,036	0,590	72,045	8,348
2	0,302	1,934	31,453	2,009	49,966	14,638
3	0,362	4,095	39,530	2,704	37,087	16,584
4	0,409	3,541	46,943	2,665	29,253	17,598
6	0,481	3,116	54,778	2,246	21,119	18,741
8	0,527	2,741	58,830	2,240	17,628	18,561
10	0,558	2,459	61,504	2,295	15,703	18,040
14	0,600	2,142	64,908	2,538	13,603	16,809
18	0,629	2,019	67,093	2,822	12,376	15,691
40	0,739	2,161	73,045	4,128	8,973	11,693

TAB. 2.24 – Décomposition de la variance de l’erreur de prévision de LSFINA

Période	Ecart-type	LCONS	LREV	LTBR	LSFINA	LCAPE
1	0,579	6,730	12,294	6,255	0,000	74,721
2	0,663	7,231	16,562	9,800	1,844	64,563
3	0,748	11,474	15,721	10,860	1,901	60,045
4	0,803	11,115	18,376	10,621	1,654	58,234
6	0,903	11,587	20,895	9,347	1,350	56,820
8	0,969	11,940	21,575	9,462	1,201	55,823
10	1,019	12,096	21,855	9,596	1,120	55,333
14	1,091	12,350	21,695	10,294	1,019	54,642
18	1,145	12,529	21,283	11,095	0,954	54,139
40	1,362	13,083	19,109	14,717	0,766	52,325

TAB. 2.25 – Décomposition de la variance de l’erreur de prévision de LCAPE

Bibliographie

- [1] ACEMOGLU D., SCOTT A. [1994], “Consumer Confidence and Rational Expectations : Are Agents’Beliefs Consistent with Theory ?”, *The Economic Journal*, 104, January, pp. 1-19.
- [2] AKAIKE H. [1973], “Maximum Likelihood Estimation of Gaussian Autoregressive Moving Average Models”, *Biometrika*, 60, pp. 255-265.
- [3] AKAIKE H. [1977], “*An Entropy Maximization Principle*”, in Proceedings of Symposium on Applied Statistics, Krishnaiah P.(Eds), North-Holland.
- [4] ARTUS P., LEGROS F., NICOLAÏ J.-P. [1990], “Cycle de vie consommation : quelques tests empiriques”, *Revue d’Economie Politique*, 100, pp. 495-511.
- [5] BANERJEE A., DOLADO J., HENDRY D. F., SMITH G. [1986], “Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics Through Static Models : Some Monte Carlo Evidence”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, pp. 253-277.
- [6] BLANCHARD O. [1993], “Consumption and the Recession of 1990-91”, *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 83, pp. 270-274.
- [7] BLOCH L., MAUREL F. [1991], “Consommation - revenu permanent : un regard d’économètre”, *Economie et Prévision*, 99, pp. 113-144.
- [8] BRAM J., LUDVIGSON S. [1998], “Does Consumer Confidence Forecast Household Expenditure ? A Sentiment Index Horse Race”, *FRBNY Economic Policy Review*, 4, June, pp. 59-78.
- [9] BRAUN-LEMAIRE I., GAUTIER A. [2001], “Opinion des ménages et analyse conjoncturelle”, *Note de conjoncture*, INSEE, mars, pp. 30-39.
- [10] BRESSON G., PIROTTE A. [1995], *Econométrie des séries temporelles. Théorie et applications*, Presses Universitaires de France, Paris.

- [11] BURDEKIN R., LANGDANA F. [1995], *Confidence, credibility and macroeconomic policy*, Routledge, Etats-Unis.
- [12] CARROLL C.D., FUHRER J. C., WILCOX D. W. [1994], "Does Consumer Sentiment Forecast Household spending? If so, Why?", *American Economic Review*, 84, pp. 1397-1408.
- [13] CHARPIN F. [1988], "Analyse rétrospective de l'enquête de conjoncture auprès des ménages", *Observations et Diagnostics Economiques*, 23, avril, pp. 125-150.
- [14] COCHRANE J. H. [1988], "How Big is the Random Walk in GNP", *Journal of Political Economy*, 96, pp. 893-920.
- [15] DICKEY D. A., FULLER W. A. [1979], "Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp. 427-431.
- [16] DICKEY D. A., FULLER W. A. [1981], "The Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49, pp. 1057-1072.
- [17] ENGLE R. F., GRANGER C. W. J. [1987], "Co-Integration and Error Correction : Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55, pp. 251-276.
- [18] EWING B T., PAYNE J. E. [1998], "The Long-Run Relation Between The Personal Savings Rate And Consumer Sentiment", *Financial Counseling and Planning*, 9, pp. 89-96.
- [19] FANSTEN M. [1976], "Introduction à une théorie mathématique de l'opinion", *Annales de l'INSEE*, 21, janvier-mars.
- [20] FILSER M. [1998], "Confiance et comportement du consommateur", *Economies et Sociétés, Sciences de gestion*, 8-9, pp. 279-294.
- [21] GARDES F., GHABRI S., MADRE J.-L., PICHERY M.-C. [1997], "Rationalité des anticipations des ménages. Tests qualitatifs sur données individuelles françaises", *Revue Economique*, 48, mai, pp. 639-652.
- [22] GARDES F., MADRE J.-L. [1991], "Les anticipations des ménages dans les enquêtes de conjoncture de l'INSEE : revenu et intentions d'achat", *Economie et prévision*, 99, p.1-11.
- [23] JOHANSEN S. [1988], "Statistical Analysis of Co-Integration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp. 231-254.

- [24] JOHANSEN S. [1991], “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models”, *Econometrica*, 59, pp. 1551-1580.
- [25] JOHANSEN S., JUSELIUS K. [1990], “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, pp. 169-210.
- [26] KATONA G. [1975], *Psychological Economics*, Elsevier Scientific Publishing Company, Amsterdam.
- [27] KWIATKOWSKI D., PHILLIPS P. C. B., SCHMIDT P., SHIN Y. [1992], “Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root : How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root ?”, *Journal of Econometrics*, 54, pp. 159-178.
- [28] LUTKEPOHL H. [1991], *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer-Verlag.
- [29] NISIMA-CALMEL W. [1999], *Monnaie, finances et fluctuations macroéconomiques, linéarité et non linéarité*, Thèse de Doctorat en Sciences Economiques, Université de Paris X Nanterre, Paris.
- [30] PHILLIPS P. C. B., PERRON P. [1986], *Testing for a Unit Root in Time Series Regression*, Document de Travail, Department of Economics, Université de Montréal.
- [31] PHILLIPS P. C. B., PERRON P. [1987], “Does GNP have a Unit Root ?”, *Economics Letters*, 23, pp. 139-145.
- [32] OSTERWALD-LENUM M. [1992], “A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, pp. 461-472.
- [33] RAULT C. [1997], “Prédétermination, causalité, exogénéité dans un modèle vectoriel à correction d’erreur : identifiabilité d’une forme structurelle”, *Cahier de recherche Eco&Maths*, Université de Paris1-Panthéon-Sorbonne, 97.60, pp. 1-24.
- [34] SARGAN J. D., BHARGAVA A. [1983], “Testing Residuals from Least Squares Regression for Being Generated by the Gaussian Random”, *Econometrica*, 51, pp. 153-174.

- [35] SCHWARZ G. [1978], “Estimating the Dimension of a Model”, *Annals of Statistics*, 6, pp. 461-464.
- [36] STERDYNIAK H. [1988], “Opinions, anticipations et consommation des ménages”, *Observations et Diagnostics Economiques*, 23, avril, pp. 151-174.
- [37] THROOP A. W. [1992], “Consumer Sentiment : Its Causes and Effects”, *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, 1, pp. 35-59.

Chapitre 3

Confiance des consommateurs et système de demande

Introduction

Depuis la fin des années quatre-vingt, les analyses économiques intégrant le concept de la confiance ont connu un regain d'intérêt. L'un des pans les plus développés de la recherche est celui qui concerne la confiance des consommateurs. Des auteurs comme Carrol, Fuhrer et Wilcox (1994), Masden et McLeer (2000) ou Braun-Lemaire et Gautier (2001) ont réalisé des travaux dont l'objectif consistait notamment à savoir si la confiance des consommateurs permettait de prévoir les dépenses de consommation. S'ils ont pour la plupart montré la contribution de la confiance dans l'explication de la consommation, certains ont abouti à des résultats plus mitigés. D'autres auteurs comme Matsusaka et Sbordone (1995) ou Batchelor et Dua (1998) ont montré que les indices de confiance contenaient une information spécifique pertinente dans la prévision des cycles économiques en étudiant les rapports entre la confiance et les fluctuations économiques.

Cependant, la littérature ne semble pas s'être intéressée à des analyses d'ordre plus microéconomique qui montreraient la réaction de la demande des consommateurs de certains biens et services à la suite d'un choc de confiance. Le modèle AIDS (*Almost Ideal Demand System*) proposé par Deaton et Muellbauer en 1980, en permettant l'évaluation d'un système de demande et l'estimation d'élasticités de la demande de biens et services par rapport notamment à la dépense totale (revenu) et aux prix, peut constituer un cadre propice à ce type d'exercice. Plusieurs extensions à ce modèle ont été proposées ces dernières années, notamment en économétrie, en économie monétaire, ou en économie agricole (Alston, Foster et Green, 1994, Collins et Anderson, 1998). Par exemple, Banks, Blundell, et Lewbel (1997) ont développé le modèle QUAIDS (Quadratic Almost Ideal Demand System) qui, comme son nom l'indique, introduit une forme logarithmique quadratique dans le modèle AIDS de base. Cette spécification leur permet de mieux mesurer l'impact d'une réforme des impôts indirects sur le comportement des consommateurs britanniques.

L'objectif de cet article consiste à mesurer l'impact de la confiance des consommateurs sur la demande de certains postes de biens et services à partir d'une modélisation AIDS dans laquelle la confiance est intégrée. En d'autres termes, il s'agit d'estimer de manière satisfaisante des élasticités-confiance de la demande. La méthode d'estimation des paramètres du modèle est celle utilisée par Bresson et Pirotte

(2000).¹ Ces derniers estiment leur système de demande AIDS à partir d'un système SURE contraint à erreurs composées général appliqué aux données de panel. Ils parviennent ainsi à prendre en compte l'hétérogénéité des comportements individuels au niveau tant statique que dynamique.

Cette nouvelle modélisation AIDS que nous proposons est appelée AIDSC pour *Almost Ideal Demand System with Confidence* (Système de Demande Presque Idéal intégrant la confiance). L'étude empirique porte sur cinq postes de consommation : Alimentation, Logement, Transport & Communication, Loisir & Culture, et Autres Biens & Services. L'échantillon de panel observé sur la période 1987-1995 est constitué de quatre pays européens, l'Allemagne, la France, l'Italie et le Royaume-Uni, et des Etats-Unis.

Il ressort de notre étude que les rapports entre la demande et la confiance mesurés par des élasticités-confiance sont caractérisés par une double hétérogénéité. La première est liée aux postes de consommation, la confiance des consommateurs n'ayant pas le même impact sur la demande adressée à chaque poste. En moyenne pour les cinq pays du panel, on obtient dans l'ordre croissant de sensibilité de la demande à un choc de confiance : Logement, Alimentation, Loisir & Culture, et Transport & Communication. La seconde hétérogénéité est relative aux pays. D'un pays à l'autre, l'impact de la confiance sur la demande diffère de telle sorte que l'on peut établir une cartographie des pays en fonction de l'influence de la confiance des consommateurs. Ainsi, si pour l'Italie, le poste Transport & Communication est le plus sensible, pour la France et le Royaume-Uni, c'est celui des loisirs et de la culture, et pour l'Allemagne et les Etats-Unis, celui de l'alimentation. De plus, l'analyse des élasticités-confiance montre que l'Allemagne a souvent des élasticités plus faibles que celles des autres pays tandis que le Royaume-Uni a les élasticités les plus élevées.

L'étude montre également que le poste Alimentation est dans la classe des biens inférieurs tandis que celui des transports et communications se trouve dans la classe des biens normaux avec une élasticité-revenu proche de l'unité, les trois autres postes ayant, sans être des biens de luxes, une demande qui augmente plus que proportionnellement à la dépense totale. L'analyse des élasticités-prix croisées montre qu'il existe un lien de complémentarité entre les couples Transport & Communication /

¹Je remercie Georges Bresson et Alain Pirotte de m'avoir autorisé, d'une part, à utiliser leur programme AIDS, et d'autre part, à l'amender en vue de l'estimation du modèle AIDSC et de sa confrontation avec le modèle AIDS.

Loisir & Culture, et Logement / Autres Biens & Services. Il existe en revanche un lien de substituabilité entre les couples Logement / Transport & Communication, et Loisir & Culture / Autres Biens & Services.

Le Chapitre s'organise comme suit. Dans la première section, le modèle AIDSC est exposé. Dans la deuxième, après avoir estimé les modèles AIDS et AIDSC, nous confrontons les élasticités de la demande par rapport à la dépense totale, et les élasticités-prix directes et croisées auxquelles ils donnent lieu. Dans la troisième section, des élasticités-confiance de la demande par poste et par pays sont estimées afin d'étudier l'impact d'un choc de confiance sur chaque poste en moyenne ainsi que l'évolution des élasticités sur la période. La quatrième présente quelques éléments de synthèse des résultats empiriques obtenus.

3.1 An Almost Ideal Demand System with Confidence (AIDSC)

Le modèle AIDS proposé par Deaton et Muellbauer (1980) s'appuie sur ses deux précurseurs que sont le modèle de Rotterdam (Theil, 1965) et le modèle Translog (Christensen, Jorgenson et Lau, 1975). Alors que le modèle de Rotterdam utilise une approximation des fonctions de demande elles-mêmes, le modèle Translog recourt à une approximation d'une fonction d'utilité directe ou indirecte. Ces deux modèles permettent néanmoins de tester l'homogénéité et les restrictions de symétrie de la théorie de la demande (ces propriétés seront présentées plus avant).

Le modèle de Deaton et Muellbauer (1980) se veut aussi général que le modèle Translog et celui de Rotterdam, tout en combinant les avantages de chacun d'eux. Il présente quatre avantages majeurs. Il permet d'obtenir une approximation de premier ordre pour une grande variété de système de demande. Il satisfait aux axiomes du choix. Il permet également une agrégation exacte des consommateurs. Enfin, son caractère évolutif et général le rend propice à l'intégration d'une variable comme la confiance.

Le modèle AIDSC pour *an Almost Ideal Demand System with Confidence* est un modèle AIDS dans lequel on introduit la confiance des consommateurs, l'objectif étant de mesurer l'influence de la confiance sur plusieurs postes de consommation via l'estimation d'élasticités-confiance. Sa vocation est par conséquent essentiellement empirique.

Après avoir présenté les fonctions de demande du modèle AIDS, nous exposerons le modèle empirique AIDSC ainsi que les élasticités de la demande qui en découlent.

3.1.1 Les fonctions de demande du modèle AIDS

Deaton et Muellbauer (1980) ont proposé des préférences représentées par une fonction de coût de classe PIGLOG (*Price independent generalized log linearity*) laquelle définit les dépenses minimales permettant d'obtenir un certain niveau d'utilité à prix donnés.² La fonction de coût appelée aussi fonction de dépense qui dépend du niveau d'utilité u et du vecteur de prix p est notée $d(u, p)$. Lorsqu'elle est sous la forme PIGLOG, elle correspond à la fonction de dépense AIDS qui s'écrit pour M biens de la façon suivante :

$$\log d(u, p) = \sum_{i=1}^M \alpha_i \log p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^M \sum_{j=1}^M \gamma_{ij}^* \log p_i \log p_j + u \beta_0 \prod_{i=1}^M p_i^{\beta_i} \quad (3.1)$$

où p_i et p_j sont les prix respectivement des biens i et j , et α_i , β_i et γ_{ij} sont des paramètres.

Pour que la fonction de dépense soit linéairement homogène en p , condition nécessaire à une bonne représentation des préférences, il faut que :

$$\sum_{i=1}^M \alpha_i = 1, \quad \sum_{i=1}^M \beta_i = \sum_{i=1}^M \gamma_{ij} = \sum_{j=1}^M \gamma_{ij} = 0 \quad (3.2)$$

En vertu du lemme de Shephard selon lequel les dérivées partielles des fonctions de dépenses par rapport aux prix sont égales aux quantités demandées ($\frac{\partial d(u, p)}{\partial p_i} = q_i$), la part budgétaire du bien i (w_i) s'exprime comme suit :

$$\frac{\partial \log d(u, p)}{\partial \log p_i} = \frac{p_i q_i}{d(u, p)} = w_i \quad (3.3)$$

En différenciant l'équation (3.1) par rapport à p_i , on obtient :

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^M \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i u \beta_0 \prod_{j=1}^M p_j^{\beta_j} \quad (3.4)$$

²Deaton et Muellbauer (1980) ne donnent pas de forme particulière à la fonction d'utilité. Cette dernière doit être néanmoins continue et différentiable par rapport à ses arguments sur l'intervalle $[0, 1]$.

$$\text{où } \gamma_{ij} = \frac{1}{2} (\gamma_{ij}^* + \gamma_{ji}^*)$$

La dépense totale C étant égale à la fonction de dépense ($C = \sum p_i q_i = d(u, p)$) lorsque le consommateur représentatif maximise son utilité, la fonction d'utilité indirecte qui exprime le niveau d'utilité en fonction de C et p est obtenue en inversant la fonction de dépense (Deaton et Muellbauer, 1980). Le résultat de l'inversion de (3.1) dans (3.4) définit les fonctions de demande AIDS exprimées sous la forme de part budgétaire, le coefficient budgétaire du bien i étant une fonction du vecteur de prix et de la dépense totale. On a par conséquent :

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^M \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log \left(\frac{C}{P} \right) \quad (3.5)$$

où P est un indice des prix défini par :

$$\log P = \sum_{i=1}^M \alpha_i \log p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^M \sum_{j=1}^M \gamma_{ij} \log p_i \log p_j \quad (3.6)$$

Aux restrictions (3.2), il convient d'ajouter une restriction supplémentaire sur les paramètres γ afin que les fonctions AIDS soient additives ($\sum w_i = 1$), homogènes de degré zéro par rapport aux prix et à la dépense totale, et qu'elles satisfassent à la symétrie de Slutsky. Soit :

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (3.7)$$

Par ailleurs, afin de pallier d'éventuels problèmes de colinéarité entre les prix d'une part et d'endogénéité des coefficients budgétaires d'autre part, l'indice de prix P est approximé par l'indice de prix de Stone (Stone, 1954) pondéré par les coefficients budgétaires pris au point moyen de l'échantillon \bar{w}_i . Ce nouvel indice noté P^* est défini par :

$$P^* = \prod_{i=1}^M p_i^{\bar{w}_i} \quad (3.8)$$

L'équation (3.5) réécrite donne alors :

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^M \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log (C) - \beta_i \log \left(\sum_{j=1}^M \bar{w}_j \log p_j \right) \quad (3.9)$$

Enfin, compte tenu des restrictions (3.2) et (3.7), il est possible de ramener le modèle AIDS à un système de demande à $N - 1$ biens, soit :

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^{M-1} \gamma_{ij} \log \left(\frac{p_j}{p_M} \right) + \beta_i \log \left(\frac{C}{P^*} \right) \quad (3.10)$$

3.1.2 Le modèle AIDSC

L'intégration de la confiance dans le modèle AIDS

Plusieurs études empiriques sur la confiance du consommateur ont montré que les individus effectuent des dépenses de consommation en fonction notamment de leur revenu courant et de leur confiance (Throop, 1992, Acemoglu et Scott, 1994). Ces résultats accréditent l'hypothèse selon laquelle les dépenses peuvent être divisées en deux types. Le premier concerne les dépenses que les consommateurs réalisent indépendamment de leur état psychologique, à l'opposé du second qui a trait aux dépenses liées au degré de confiance des consommateurs. Suivant cette hypothèse, on pourrait considérer que la dépense totale C de l'équation (3.10) intégrerait la confiance et serait décomposable en une consommation de type classique et une consommation influencée par la confiance. Cependant, ces deux composantes ne seraient pas observables empiriquement.

Par conséquent, afin d'extraire l'influence de la confiance des consommateurs sur leurs comportements de consommation, nous avons choisi de spécifier, à côté de la variable de dépense totale C , une variable de confiance des consommateurs notée F .

Le choix de la spécification de cette variable s'est avéré déterminant. S'il est apparu souhaitable que F intervienne dans le modèle comme les prix sous forme d'indice, prendre cet indice en logarithme s'est avéré être un mauvais choix en particulier dans l'optique d'une comparaison internationale. En effet, l'observation des courbes retraçant l'évolution des indices harmonisés de confiance de plusieurs pays a montré qu'il existait des différences significatives entre pays que l'utilisation des logarithmes ne permettrait pas de prendre en compte (cf. Figure 3.8). En conséquence, afin de ne pas se priver des précieuses informations contenues dans les évolutions brutes, les indices de confiance des consommateurs ont été spécifiés en niveau. Le modèle AIDSC est alors semi-logarithmique et s'écrit comme suit :

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^{M-1} \gamma_{ij} \log \left(\frac{p_j}{p_M} \right) + \beta_i \log \left(\frac{C}{P^*} \right) + \theta_i F \quad (3.11)$$

où F est l'indice de confiance des consommateurs.

Cette spécification relativement simple a l'avantage de conserver les propriétés satisfaisantes des fonctions de demande du modèle AIDS présenté précédemment, en permettant en plus le calcul d'élasticités-confiance de la demande.

Les élasticités de la demande

A partir du modèle AIDSC (3.11), nous pouvons déterminer les élasticités de la demande par rapport à la dépense totale, aux prix et à la confiance du consommateur. Toutes ces élasticités sont déterminées au point moyen de l'échantillon \bar{w}_i afin d'éviter les problèmes d'endogénéité des coefficients budgétaires.

L'élasticité de la demande d'un bien i par rapport à la dépense totale correspond à la différenciation logarithmique de la demande (q_i) par rapport à la dépense totale C . D'après (3.3) et (3.11), on obtient³ :

$$\eta_{q_i/C} = \frac{\partial \log q_i}{\partial \log C} = \frac{\beta_i}{\bar{w}_i} + 1 \quad (3.12)$$

L'élasticité-prix directe de la demande d'un bien i est égale à la différenciation logarithmique de la demande (q_i) par rapport au prix de ce bien (p_i). Elle s'écrit :

$$\eta_{q_i/p_i} = \frac{\partial \log q_i}{\partial \log p_i} = \frac{\gamma_{ii}}{\bar{w}_i} - \beta_i - 1 \quad (3.13)$$

L'élasticité-prix croisée de la demande d'un bien i est égale à la différenciation logarithmique de la demande q_i par rapport au prix p_j d'un bien j , et s'écrit :

$$\eta_{q_i/p_j} = \frac{\partial \log q_i}{\partial \log p_j} = \frac{\gamma_{ij}}{\bar{w}_i} - \beta_i \frac{\bar{w}_j}{\bar{w}_i} \quad (3.14)$$

Pashardes (1993) a démontré que l'estimation des élasticités-prix avec l'indice de Stone était biaisée surtout lorsque les données sont micro-économiques. Ses tests sur données macroéconomiques montrent que le biais est faible, voire inexistant. Néanmoins, nous appliquerons la re-paramétrisation qu'il propose pour le coefficient

³Pour la détermination des élasticités, les calculs intermédiaires sont reportés en Annexe 3.1.

du logarithme des prix. Les élasticités-prix seront donc estimées d'une part, avec l'approximation de Stone, et d'autre part, avec la correction de Pashardes qui suit :

$$\tilde{\gamma}_{ij} \simeq \gamma_{ij} + (w_{jt} - \alpha_j)\beta_i \quad (3.15)$$

L'élasticité-confiance de la demande d'un bien i au point moyen de l'échantillon \bar{w}_i est la variation relative du coefficient budgétaire de ce bien par rapport à la variation relative de la confiance des consommateurs, soit :

$$\eta_{q_i/F} = \frac{\partial w_i}{\partial F} \cdot \frac{F}{\bar{w}_i} = \theta_i \frac{F}{\bar{w}_i} \quad (3.16)$$

3.2 Présentation des variables et des données

L'étude qui concerne un panel constitué des Etats-Unis et de quatre pays européens (Allemagne, France, Italie et Royaume-Uni) a requis trois types de variables : les variables de consommation, les indices de prix, et les indices de confiance. Tout d'abord, les fonctions de consommation ainsi que les indices des prix s'y rapportant seront présentés. Ensuite, l'évolution des parts budgétaires des différents pays sera analysée. Enfin, les variables et les données concernant la confiance des consommateurs seront présentées.

3.2.1 Les fonctions de consommation et les prix

Les variables de consommation sont exprimées en millions de Standards de Pouvoir d'Achat (SPA) par tête, à savoir les cinq postes de consommation et la consommation totale. Les indices de prix relatifs à chaque poste de consommation et à la consommation totale sont pris en base 100 en 1990. Ces données harmonisées sont issues de la base New Cronos Eurostat. Les figures 3.1 à 3.6 retracent l'évolution de la consommation totale, des différents postes de consommation ainsi que celle des indices de prix s'y rapportant (divisés par 100) sur la période 1987-1995.

Ce sont les Etats-Unis qui atteignent les niveaux de consommation les plus élevés quel que soit le poste à l'exception de celui de l'alimentation. On observe un fléchissement général de la consommation au début des années quatre-vingt-dix dans l'ensemble des pays du panel. La récession qui a touché les économies développées à cette période, renforcée notamment par les contrecoups de la guerre du Golfe,

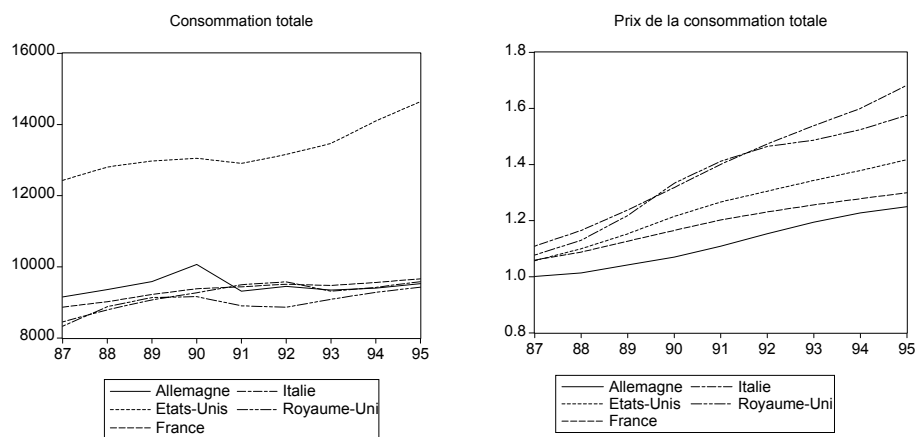


FIG. 3.1 – La consommation totale

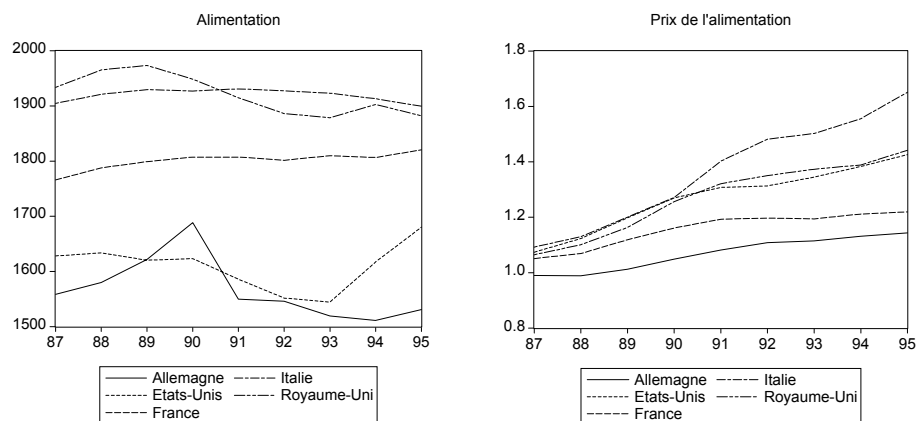


FIG. 3.2 – Le poste Alimentation

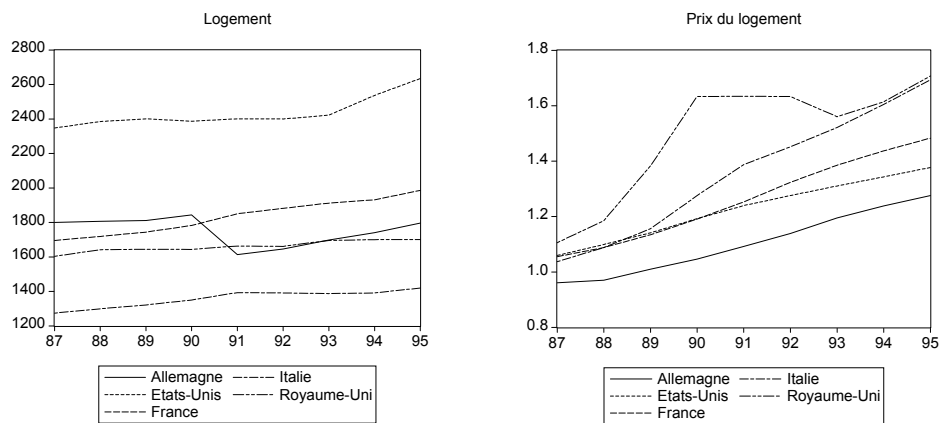


FIG. 3.3 – Le poste Logement

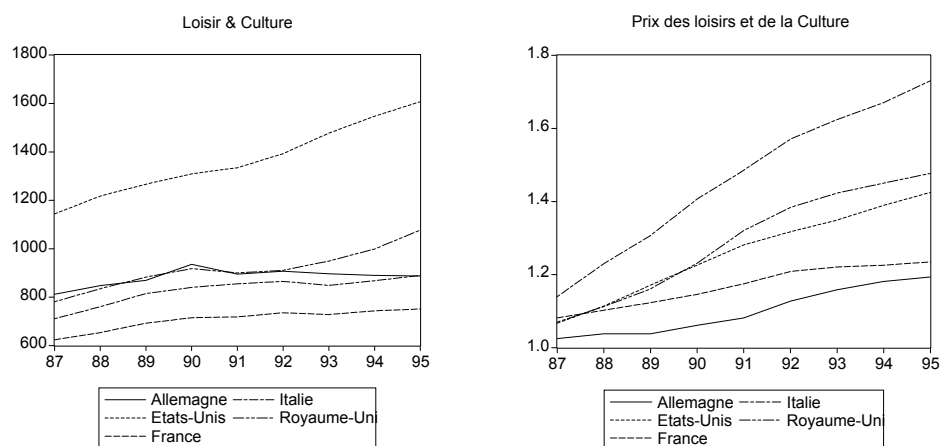


FIG. 3.4 – Le poste Loisir & Culture

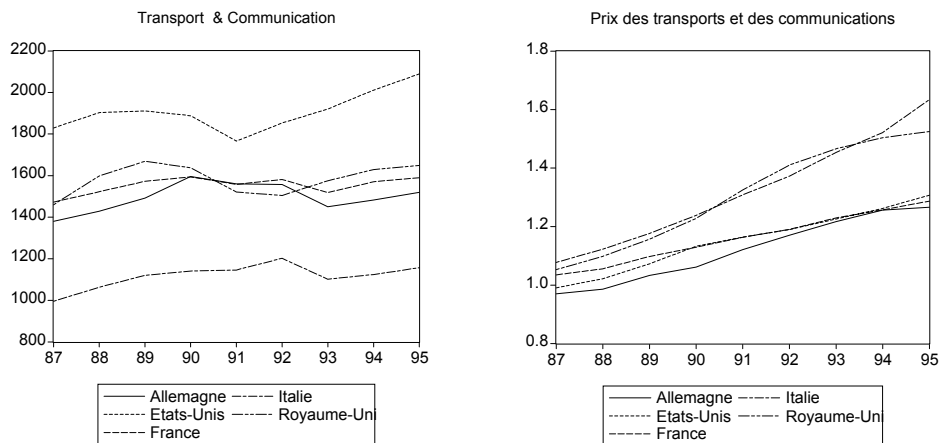


FIG. 3.5 – Le poste Transport & Communication

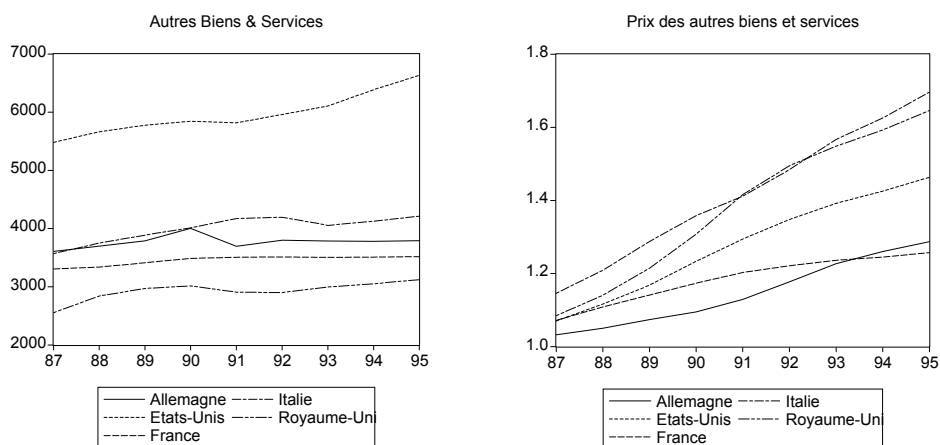


FIG. 3.6 – Le poste Autres Biens & Services

constitue à la fois une cause et une conséquence de l'évolution de la consommation. Le cas de l'Allemagne est d'autant plus marqué qu'avec la réunification, on peut observer une rupture de tendance.

Concernant l'inflation, l'Italie et le Royaume-Uni ont les indices de prix les plus élevés. L'Allemagne est le pays qui réalise les meilleures performances en matière d'inflation. La tendance est toutefois à la hausse pour l'ensemble des pays. Pour ce dernier poste, l'Italie et le Royaume-Uni enregistrent la demande la plus importante. De plus, l'alimentation est le seul poste à avoir connu une chute en valeur absolue sur la période notamment pour les deux pays précédemment cités et l'Allemagne.

3.2.2 L'évolution des parts budgétaires

Il est possible lorsque l'on dispose d'informations à la fois sur les postes de consommation et la consommation totale pondérés par les prix, de calculer les parts budgétaires relatives à chaque fonction de consommation. Une part budgétaire est évaluée comme le rapport entre la valeur d'une fonction de consommation et celle de la dépense totale (consommation totale). Les parts budgétaires ont été calculées pour les cinq pays du panel par poste à partir des variables de consommation par tête évaluées en SPA (base *New Cronos Eurostat*).

Le tableau 3.1 retrace les parts moyennes par pays et par poste. Dans tous les pays, le poste Autres Biens & Services représente plus de 30 % du budget des consommateurs. C'est aux Etats-Unis que sa part budgétaire est la plus élevée (45,94 %) et au Royaume-Uni qu'elle est la plus faible (33,02 %). Ce poste tel que nous l'avons construit est la différence entre la consommation totale et les quatre autres postes de consommation. Il regroupent par conséquent des biens et services très variés comme les dépenses de santé, d'habillement, ou de services financiers.

Le poste Logement représente en moyenne 18,32 % du budget des consommateurs, tous pays confondus. C'est néanmoins en France que le coefficient budgétaire de ce poste est le plus élevé avec 20,75 %, les consommateurs italiens étant les seuls à consacrer moins de 18 % de leur budget au logement (14,32 %). Ils semblent privilégier le poste Alimentation (20,45 %).

La part budgétaire moyenne du poste Alimentation qui est de 17,52 % situe ce poste en troisième position. Avec un coefficient égal à 12,38 % les consommateurs américains ont à l'évidence d'autres priorités, tout comme les allemands, toutefois dans une moindre mesure (15,87 %).

	Alimentation	Logement	Transport & Communication	Loisir & Culture	Autres Biens & Services
Allemagne	15.87	18.22	15.81	9.18	40.92
Etats-Unis	12.38	18.05	13.27	10.36	45.94
France	18.78	20.75	16.21	7.43	36.83
Italie	20.45	14.32	11.51	9.43	44.29
Royaume-Uni	20.11	20.29	16.90	9.68	33.02
Ensemble	17,52	18,32	14,74	9,21	40,20

TAB. 3.1 – Les parts budgétaires moyennes par pays

Le poste Transport & Communication mobilise entre 11,51 % (Italie) et 16,90 % (Royaume-Uni) des ressources des consommateurs, pour une part budgétaire moyenne de 14,74 %.

Le poste Loisir & Culture ne représente en moyenne que 9,21 % du budget des consommateurs, tous pays confondus. Trois pays connaissent des parts budgétaires proches de cette moyenne : l'Allemagne, l'Italie et le Royaume-Uni, avec respectivement 9,18 %, 9,43 % et 9,68 %. En tête, on retrouve les Etats-Unis avec une part budgétaire du poste Loisir & Culture à plus d'un point de la moyenne (10,36 %). En dernière position, ce sont les consommateurs français qui se distinguent en ne consacrant que 7,43 % au loisir et à la culture. Ce coefficient est d'autant plus singulier que la France ne semble pas avoir une activité moindre dans le domaine que les autres pays du panel.

La figure 3.7 permet de voir l'évolution des parts budgétaires par poste et par pays de 1987 à 1995. La part budgétaire du poste Alimentation diminue dans tous les pays sur la période, ce qui signifie qu'à mesure que leur revenu augmente, les consommateurs consacrent une part moins importante de leur budget à ce poste. Il est vraisemblable que la majorité des biens de ce poste constitue des biens inférieurs. La part budgétaire du poste Loisir & Culture connaît l'évolution inverse, puisqu'elle augmente dans tous les pays à l'exception de l'Allemagne. Les plus fortes hausses sont enregistrées par les Etats-Unis et le Royaume-Uni.

L'évolution de la part budgétaire du poste Logement varie en fonction du pays. Si celle-ci augmente en Allemagne, en France et en Italie, elle diminue aux Etats-Unis et au Royaume-Uni. Il faut noter l'allure particulière de la courbe du Royaume-Uni, la part budgétaire du poste Logement évoluant en forme de cloche entre 1988 et 1993.

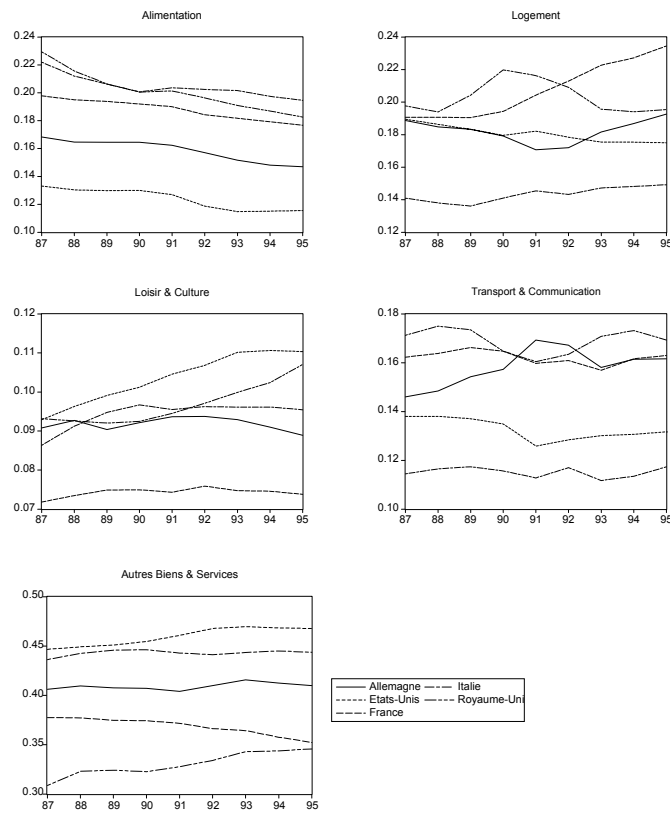


FIG. 3.7 – Evolution des parts budgétaires

L'évolution de la part budgétaire du poste Transport & Communication diverge également selon les pays. Cette part augmente en Allemagne, reste stable en Italie, au Royaume-Uni et en France, tandis qu'elle diminue aux États-Unis. À l'exception de l'Allemagne, tous les pays connaissent une chute de ce coefficient budgétaire à partir des années 1989-1990, puis une remontée à partir de 1991. L'évolution comptable de ce poste est en décalage avec l'idée selon laquelle les moyens de télécommunications et de transport auraient connu un développement plus rapide que celui des autres postes dans les années quatre-vingt et quatre-vingt-dix.

La part budgétaire du poste Autres Biens & Services est globalement stable pour l'ensemble des pays du panel. Elle est en légère augmentation en Allemagne, aux États-Unis et en Italie, et en légère diminution en France. En revanche, elle augmente sensiblement au Royaume-Uni.

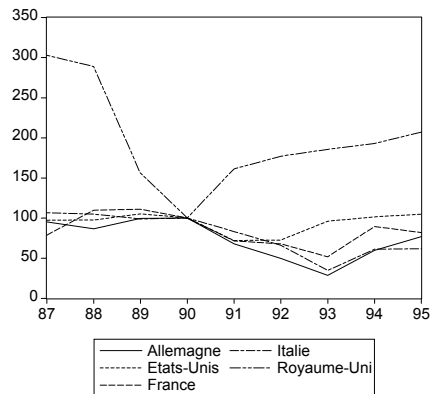


FIG. 3.8 – Evolution de la confiance des consommateurs

3.2.3 La confiance des consommateurs

Les variables de confiance sont des indices de confiance des consommateurs base 100 en 1990 de chaque pays du panel. Les données harmonisées sont issues de la Commission Européenne pour les indicateurs de confiance des consommateurs européens. Seul l'indice de confiance des Etats-Unis n'est pas issu d'une base de données harmonisée. Il a été donc rebasé de manière à être harmonisé aux indices de confiance européens. En observant l'évolution de la confiance des consommateurs dans les cinq pays (Figure 3.8), on constate qu'il évolue dans le même corridor que l'Italie sur l'ensemble de la période. L'évolution de l'indice de confiance britannique se distingue par sa grande amplitude due à une confiance soutenue par une conjoncture très favorable.

3.3 AIDS versus AIDSC

3.3.1 Evaluation empirique sur quelques grands pays industrialisés

L'estimation du modèle AIDSC se fera à partir d'un panel de cinq grands pays industrialisés observés sur la période 1987-1995 : l'Allemagne, les Etats-Unis, la France, l'Italie et le Royaume-Uni. Le choix de ces pays s'explique en raison d'une part, de la disponibilité des données notamment sur la confiance des consommateurs, et d'autre part, de l'existence d'études précédentes montrant que la confiance

influence la consommation dans ces pays (cf. chapitre 1). Si la plupart, de ces études sont américaines (Carrol, Fuhrer et Wilcox, 1994), Praet et Vuchelen (1989) ont mené une étude sur quatre grands pays européens (Allemagne, Royaume Uni, Italie et France), et ont conclu que les indices de confiance du consommateur sont utiles pour expliquer le comportement des consommateurs, car ceux-ci contiennent des informations que l'on ne retrouve pas dans les variables macroéconomiques. Le système de demande comprend cinq postes de consommation : Alimentation, Logement, Transport & Communication, Loisir & Culture, et Autres Biens & Services.

Le modèle sera estimé à partir d'un système SURE contraint à erreurs composées général appliqué aux données de panel, méthode utilisée par Bresson et Pirotte (2000). Cette méthode d'estimation de systèmes d'équations est le prolongement de l'approche SURE (*Seemingly Unrelated Regressions*) de Zellner (1962), et en particulier de sa version à erreurs composées présentée par Avery (1977).

Si M est le nombre de postes, N , le nombre de pays et T , le nombre de périodes,⁴ la forme générale du modèle est :

$$y = Z\delta + \varepsilon \quad (3.17)$$

$$\text{avec } \varepsilon = Z_\alpha\alpha + Z_\mu\mu + u \quad (3.18)$$

où y est le vecteur des variables expliquées de dimension $(M - 1)NT \times 1$, Z la matrice des variables explicatives de dimension $(M - 1)NT \times (M - 1)(k + 1)$, $k + 1$ étant le nombre de paramètres à estimer par équations, et ε le vecteur des perturbations de dimension $(M - 1)NT \times 1$ déterminé par deux vecteurs aléatoires α et μ de dimension respectivement $(M - 1)N \times 1$ et $(M - 1)T \times 1$.

La somme des carrés des résidus de ce modèle est minimisée sous l'ensemble des contraintes (restrictions) définies par :

$$R\delta = r$$

où R est une matrice de dimension $c \times (M - 1)(k + 1)$, c étant le nombre de contraintes, et r le vecteur des contraintes imposées sur les paramètres de dimension $c \times 1$.

Les conditions du premier ordre du Lagrangien qui résulte de ce programme de

⁴Dans notre étude, $M = 5$, $N = 5$ et $T = 9$.

minimisation établissent l'estimateur contraint qui se révèle être plus efficace que l'estimateur des Moindres Carrés Généralisés du système SURE (Bresson et Pirotte, 2000). Par ailleurs, les composantes de variances ont été estimées selon la méthode proposée par Baltagi (1980).⁵

Le modèle AIDS qui intègre la confiance des consommateurs semble plus performant que le modèle simple (cf. Annexe 3.3, Tableau 3.7), les variances résiduelles et l'écart-type d'estimation étant plus faibles (sauf pour le poste Loisir & Culture). Concernant le coefficient estimé relatif à la dépense réelle (revenu sur prix de Stone), il est négatif pour le poste Alimentation, positif pour les postes Logement et Loisir & Culture, et nul pour le poste Transport & Communication. Les coefficients associés à la confiance des consommateurs sont positifs et significatifs pour les quatre postes. Il semble donc que la confiance des consommateurs en s'améliorant, accroît la part budgétaire des différents postes. Cependant, les coefficients d'un modèle SURE sont assez difficiles à interpréter notamment en raison de la spécification en prix relatifs et de l'absence de distinction par pays. Pour prendre en compte les caractéristiques individuelles et rendre possible l'interprétation des résultats, des élasticités de demande par rapport à la dépense totale, aux prix et à la confiance des consommateurs ont été estimées à partir des estimations SURE contraintes.

3.3.2 Elasticités de la demande par rapport à la dépense totale

Les modèles AIDS et AIDSC délivrent des résultats relativement similaires (Tableau 3.2). Si l'élasticité de la demande des produits alimentaires par rapport à la dépense totale est pour l'ensemble de -0,171 pour le modèle AIDS et de -0,158 pour le modèle AIDSC, elle n'est négative de manière significative que pour l'Allemagne (respectivement -0,293 et -0,278) et les Etats-Unis (respectivement -0,657 et -0,638), la France, l'Italie et le Royaume-Uni ayant une élasticité nulle. Ces résultats signifient que le poste Alimentation est constitué principalement de biens inférieurs.

Les biens des postes Logement, Loisir & Culture, et Autres Biens & Services ont des élasticités supérieures à un.⁶ Leur part budgétaire augmente donc avec la

⁵Cf. Annexe 3.2 pour une présentation détaillée de la méthode de dérivation de l'estimateur contraint du modèle SURE à erreurs composées général.

⁶En utilisant un pseudo-panel issu du regroupement de données individuelles des enquêtes de

dépense totale, et en d'autres termes, une augmentation de la dépense totale de 1% génère une augmentation de la demande supérieure à 1%. On ne peut néanmoins parler de biens de luxe dans la mesure où ces élasticités ne sont pas très supérieures à l'unité. Au niveau des pays, l'Italie a une élasticité supérieure à celle des autres pour le logement (1,204 [AIDS] et 1,259 [AIDSC]), et la demande de loisir semble réagir à une variation de la dépense totale davantage en France que dans les autres pays du panel (1,273 [AIDS] et 1,323 [AIDSC]). Au niveau des postes, l'élasticité relative aux autres biens et services est la plus élevée des élasticités pour tous les pays. C'est aussi pour ce poste que l'on retrouve la plus grande disparité internationale puisque l'écart entre l'élasticité britannique (1,484 [AIDS] et 1,431 [AIDSC]) et l'élasticité américaine (1,348 [AIDS] et 1,31 [AIDSC]) est supérieur à 0,10 point. Ces résultats peuvent s'expliquer par la part non négligeable des dépenses de santé dans ce poste et la forte hétérogénéité des composants restants.

L'estimation pour l'ensemble du panel de l'élasticité associée au poste Transport & Communication indique que ce poste se trouve dans la catégorie des biens normaux (respectivement 0,972 et 0,996 pour les modèles AIDS et AIDSC). Néanmoins, étant donné que ces élasticités sont très proches de l'unité, il est probable que le poste Transport & Communication soit constitué principalement de biens dont la demande varie proportionnellement avec la dépense totale. Enfin, à l'opposé du poste Autres Biens & Services, c'est pour ce poste que les résultats par pays sont les plus homogènes. Entre l'élasticité la plus forte et la moins forte, il existe moins de 0,02 points.

3.3.3 Elasticités-prix de la demande

L'estimation SURE nous permet aussi d'estimer les élasticités-prix directes et croisées de la demande de chaque poste. La comparaison entre pays à ce niveau ne présentant que peu d'intérêt compte tenu de l'objectif de ce chapitre, l'analyse portera essentiellement sur les élasticités-prix de l'ensemble des pays. En outre, l'application de la re-paramétrisation de Paschardes a donné des résultats sensiblement équivalents à ceux obtenus avec l'approximation de Stone. Par contre, les estimations

budgets de famille de 1979, 1984 et 1989, Cardoso et Gardes (1996) obtiennent des résultats similaires en estimant les élasticités-revenu de la France pour les postes Logement et Loisir & Culture (les autres postes qu'ils considèrent n'étant pas directement comparables avec les nôtres). Plus précisément, leurs différentes estimations donnent une élasticité comprise pour le premier poste entre 0,786 et 1,381 et pour le second entre 0,921 et 1,479.

des élasticités-prix relatives au poste alimentation sont divergentes. Par exemple, avec la correction de Paschardes, l'élasticité-prix de la demande d'alimentation est significativement positive (supérieure à 2). C'est pourquoi nous avons choisi de ne considérer que les estimations réalisées à partir de l'approximation de Stone.

Les élasticités-prix directes sont sensiblement différentes selon qu'elles sont estimées par les modèles AIDS ou AIDSC (Tableau 3.3). Les postes Loisir & Culture et Autres Biens & Services ont une demande élastique à leur prix, mais le premier poste a une élasticité beaucoup plus forte que le second (-2,055 contre -0,959 [AIDS], -1,271 contre -0,768 [AIDSC]), et cette caractéristique est renforcée par le modèle AIDS. Les biens des postes Alimentation et Logement ont une demande insensible aux prix de ce type de biens (élasticités-prix directes nulles).

Le poste Transport & Communication se distingue en ayant une élasticité-prix directe positive de 0,394 pour le modèle AIDS. Si dans le cadre du modèle AIDSC, l'élasticité est nulle pour l'ensemble, elle est significativement positive et de l'ordre de 0,479 pour l'Italie. L'explication la plus souvent avancée est que la différenciation accrue des produits intervenue dans les secteurs des transports et en particulier des télécommunications depuis la fin des années quatre-vingt, a conduit les entreprises à répercuté sur leur prix une partie des coûts engendrés par le recours aux nouvelles technologies.

	Alimentation		Logement		Transp. & Comm.		Loisir & Cult.		Autres B & S	
	AIDS	AIDSC	AIDS	AIDSC	AIDS	AIDSC	AIDS	AIDSC	AIDS	AIDSC
Allemagne	-0.293 (-3.166)	-0.278 (-3.919)	1.160 (13.046)	1.203 (12.462)	0.974 (12.372)	0.996 (12.413)	1.221 (11.302)	1.261 (10.238)	1.390 (23.809)	1.348 (31.136)
Etats-Unis	-0.657 (-5.543)	-0.638 (-7.019)	1.162 (12.943)	1.205 (12.367)	0.969 (10.329)	0.995 (10.408)	1.196 (12.486)	1.232 (11.276)	1.348 (25.913)	1.310 (33.974)
France	-0.092 (-1.181)	-0.080 (-1.331)	1.141 (14.607)	1.179 (13.901)	0.975 (12.688)	0.996 (12.723)	1.273 (9.533)	1.323 (8.687)	1.433 (22.101)	1.386 (28.831)
Italie	-0.003 (-0.044)	0.008 (0.150)	1.204 (10.641)	1.259 (10.247)	0.964 (8.916)	0.994 (9.022)	1.215 (11.550)	1.255 (10.456)	1.360 (25.221)	1.321 (33.041)
Royaume-Uni	-0.020 (-0.276)	-0.008 (-0.151)	1.144 (14.324)	1.183 (13.639)	0.976 (13.246)	0.996 (13.271)	1.210 (11.805)	1.248 (10.679)	1.484 (20.503)	1.431 (26.677)
Ensemble	-0.171 (-2.042)	-0.158 (-2.454)	1.159 (13.112)	1.202 (12.523)	0.972 (11.510)	0.996 (11.568)	1.220 (11.335)	1.261 (10.267)	1.397 (23.509)	1.354 (30.732)

Les chiffres entre parenthèses sont les t-stat

TAB. 3.2 – Elasticités de la demande par rapport à la dépense totale

	Prix		Prix		Prix		Prix		Prix	
	Alimentation		Logement		Transp. & Comm.		Loisir & Cult.		Autres B & S	
	AIDS	AIDSC	AIDS	AIDSC	AIDS	AIDSC	AIDS	AIDSC	AIDS	AIDSC
Alimentation	0.075 (0.323)	0.172 (0.928)	0.017 (0.153)	0.058 (0.667)	-0.093 (-0.719)	-0.072 (-0.494)	-0.023 (-0.207)	-0.182 (-1.188)	0.197 (0.825)	0.182 (0.999)
Logement	-0.219 (-2.281)	-0.183 (-2.048)	0.132 (1.316)	0.093 (0.856)	0.246 (3.262)	0.324 (4.034)	-0.017 (-0.323)	0.094 (1.396)	-1.301 (-7.869)	-1.530 (-12.401)
Transp. & comm.	-0.310 (-1.928)	-0.287 (-1.571)	0.340 (3.648)	0.441 (4.398)	0.394 (2.522)	0.155 (0.833)	-0.957 (-7.143)	-1.033 (-7.757)	-0.439 (-1.535)	-0.271 (-1.126)
Loisir & cult.	-0.288 (-1.348)	-0.594 (-1.984)	-0.046 (-0.397)	0.176 (1.342)	-1.568 (-7.350)	-1.692 (-7.961)	-2.055 (-6.275)	-1.271 (-3.956)	2.737 (6.721)	2.121 (6.640)
Autres	-0.189 (-1.829)	-0.185 (-2.456)	-0.636 (-9.496)	-0.725 (-14.910)	-0.224 (-2.257)	-0.152 (-1.876)	0.611 (6.893)	0.477 (7.028)	-0.959 (-4.795)	-0.768 (-4.118)

TAB. 3.3 – Elasticités-prix directes et croisées (ensemble)

Cette différenciation est le fruit de la concurrence et de l'évolution des habitudes de consommation. Le marché des téléphones mobiles en est la plus vibrante illustration. Ainsi, selon l'Autorité de régulation des télécommunications, le nombre de lignes mobiles en France a dépassé pour la première fois le nombre de lignes fixes en septembre 2001 avec 34,6 millions de lignes. Si le prix des services liés à ce type de téléphone semble diminuer, il reste largement supérieur au prix des services liés à une ligne téléphonique fixe, d'où une demande plus forte adressée au poste téléphonique alors même que l'indice des prix associé à ce poste augmente. Par conséquent, il apparaît que sur la période 1987-1995, les hausses de prix dans les secteurs des transports et des télécommunications n'ont pas déprimé la demande, les nouvelles acquisitions de moyens de communications et de transports étant moins liées à leur prix qu'à l'évolution du comportement des ménages.

L'observation des élasticités-prix croisées permet de déterminer la nature des liens entre les postes Logement, Transport & Communication, Loisir & Culture, et Autres Biens & Services, le poste Alimentation étant indépendant des autres. En effet, les élasticités-prix croisées de la demande de produits alimentaires sont toutes non significativement différentes de zéro quel que soit le modèle, ce qui est conforme à l'analyse des élasticités par rapport à la dépense totale, des biens inférieurs étant rarement complémentaires ou substituables à des biens dont l'élasticité-revenu est supérieure ou égale à l'unité.

Il existe un lien de substituabilité entre le poste Logement et le poste Transport & Communication, que l'on peut observer par exemple lorsque le désir de rapprochement du lieu de travail en raison de l'accroissement des prix des transports induit une augmentation de la demande de logement. Le même lien unit les postes Loisir & Culture et Autres Biens & Services. En revanche, c'est la complémentarité qui prévaut entre les postes Logement et Autres biens & Services, et entre les postes Transport & Communication et Loisir & Culture. Notons que si la complémentarité entre ces deux derniers postes était attendue tant les activités concernées semblent corrélées entre elles, elle n'est pas parfaitement symétrique car lorsque les prix des transports et communications augmentent, la demande de loisirs diminue plus que proportionnellement (-1,568 [AIDS] et -1,692 [AIDSC]). Il est probable que les ménages préfèrent les transports et communications aux loisirs et qu'ils maintiennent alors leur consommation de biens et services provenant du premier poste au détriment du second.

	Alimentation	Logement	Transp. & Comm.	Loisir & Cult.
Allemagne	0.044 (0.011) (4.135)	0.030 (0.014) (2.203)	0.041 (0.011) (3.641)	0.042 (0.015) (2.788)
Etats-Unis	0.072 (0.017) (4.135)	0.039 (0.018) (2.203)	0.062 (0.017) (3.641)	0.047 (0.017) (2.788)
France	0.043 (0.010) (4.135)	0.031 (0.014) (2.203)	0.046 (0.013) (3.641)	0.059 (0.021) (2.788)
Italie	0.037 (0.009) (4.135)	0.042 (0.019) (2.203)	0.061 (0.017) (3.641)	0.044 (0.016) (2.788)
Royaume-Uni	0.092 (0.022) (4.135)	0.073 (0.033) (2.203)	0.102 (0.028) (3.641)	0.105 (0.038) (2.788)
Ensemble	0.057 (0.014) (4.135)	0.043 (0.020) (2.203)	0.063 (0.017) (3.641)	0.059 (0.021) (2.788)

TAB. 3.4 – Elasticités-confiance de la demande

3.4 Les élasticités-confiance de la demande

3.4.1 Estimation des élasticités-confiance

Afin de mesurer de manière plus précise l'influence de la confiance des consommateurs sur la demande, nous avons estimé des élasticités-confiance de la demande. L'estimation se faisant à partir du modèle SURE contraint, il n'était donc pas possible d'estimer directement les élasticités de la demande des autres biens et services. Pour qu'une estimation indirecte soit plausible, il fallait trouver une formule permettant d'exprimer ces élasticités en fonction de celles des autres postes et en particulier des paramètres estimés de la confiance. L'absence de lien a priori entre les premières et les secondes n'a pas autorisé une telle estimation. L'étude porte par conséquent sur les quatre premiers postes.

L'analyse des élasticités pour l'ensemble des pays met en exergue une influence de la confiance sur la demande variable selon les postes (Tableau 3.4). Par ordre croissant d'influence, on a les postes : Logement (0,043), Alimentation (0,057), Loisir & Culture (0,059) et Transport & Communication (0,063). On ne retrouve néanmoins cet ordre pour aucun des pays pris individuellement, même si le poste Logement est le moins sensible à la confiance des consommateurs dans tous les pays à l'exception de l'Italie où l'élasticité-confiance de la demande relative au poste logement est

supérieure à celle de la demande d'alimentation. Si ces élasticités peuvent paraître faibles, il convient de rappeler qu'une variation de 1 % de la confiance mesurée par un indice de confiance est insignifiante, si l'on veut saisir un sursaut ou un repli de confiance des consommateurs.⁷ Il serait plus juste d'interpréter ces élasticités en considérant une variation de 10 % au lieu de 1 %. Ainsi, au Royaume-Uni, lorsque la confiance augmente de 10 %, la demande de biens et services du poste Transport & Communication augmente de 1,02 %, tandis qu'en Allemagne, elle n'augmente que de 0,41 %. C'est au Royaume-Uni que les réactions de la demande relative aux différents postes suite à un choc de confiance sont les plus fortes. Les élasticités-confiance les plus faibles sont détenus par l'Italie pour le poste Alimentation et l'Allemagne pour les trois autres postes.

3.4.2 Evolution des élasticités-confiance par poste et par pays

L'observation de graphiques retraçant d'une part, l'évolution des élasticités-confiance de la demande pour chaque poste, et d'autre part, l'évolution des élasticités-confiance pour chaque pays permet d'appréhender tous ces résultats en y adjoignant une dimension temporelle. En considérant les indices annuels de confiance des consommateurs pour chaque pays au lieu des indices moyens par pays, on obtient les nouvelles séries dont l'évolution est retracée dans les figures 3.9 et 3.10.

⁷Pour tous les pays du panel, les indices de confiance ont une amplitude sur la période 1987-1995 supérieure à 50 (cf. Figure 3.8).

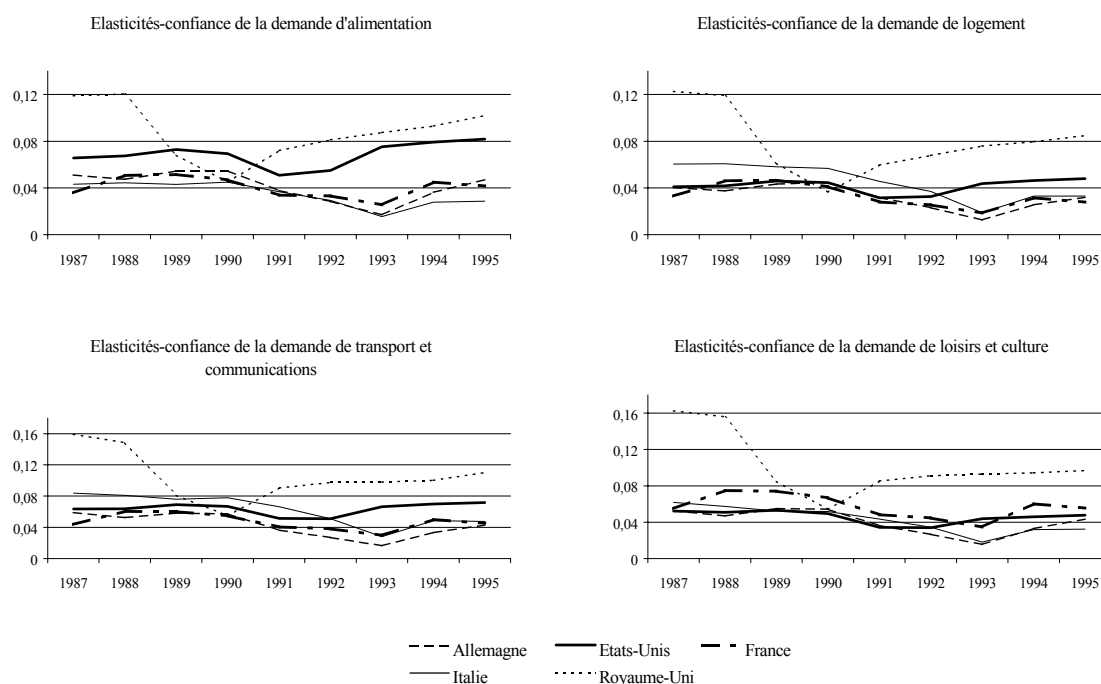


FIG. 3.9 – Elasticités-confiance de la demande par poste

L'observation de la figure 3.9 montre que quel que soit le poste, l'évolution britannique se démarque nettement de celles des autres pays, l'élasticité-confiance américaine de la demande d'alimentation se distinguant toutefois. La figure 3.10 est plus riche d'enseignements. Elle révèle qu'il existe une forte corrélation entre les élasticités-confiance des différents postes de consommation pour un même pays. Si en termes d'impact, ces élasticités divergent, elles suivent sensiblement la même évolution que l'indice général de confiance (cf. Figure 3.8). Ainsi, les niveaux les plus bas de confiance des ménages ont été atteints en 1993 en Allemagne, en France et en Italie, et en 1990 au Royaume-Uni. Les Etats-Unis ont eux aussi connu une dégradation de la confiance en 1991 et 1992, mais c'est la stabilité qui caractérise l'évolution de leurs élasticités à des niveaux relativement élevés. En outre, tout en confirmant que les élasticités de la France sont proches de celles de l'Allemagne, l'analyse graphique montre qu'elles ont eu la même évolution que celles de l'Italie, c'est-à-dire qu'après avoir chuté du début des années quatre-vingt-dix à 1993, la remontée de 1994 ne s'est pas prolongée en 1995.

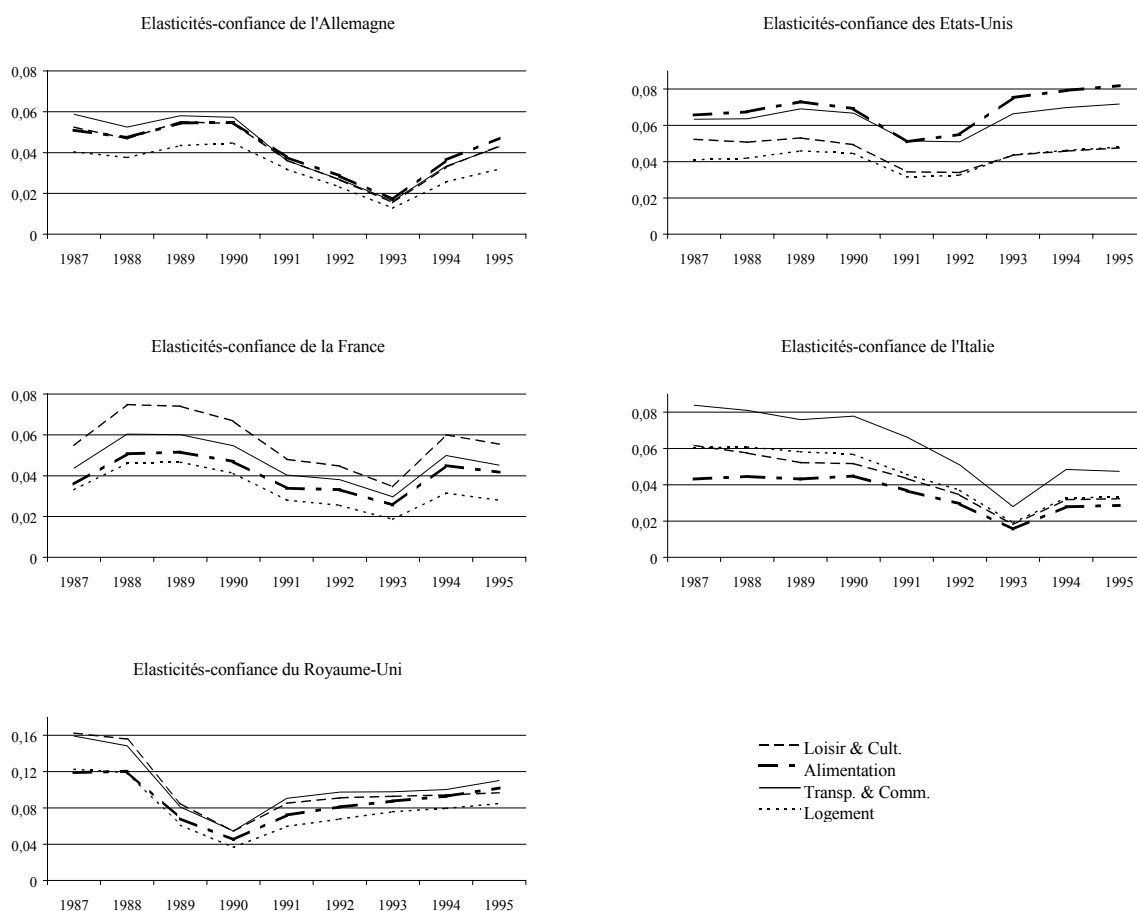


FIG. 3.10 – Elasticités-confiance de la demande par pays

3.5 Éléments de synthèse

L'estimation et l'analyse des élasticités de la demande par rapport à la dépense totale, au prix et à la confiance des consommateurs permettent de tirer certaines conclusions, en particulier sur l'existence d'une double hétérogénéité au niveau des relations entre la demande et la confiance. Une analyse en composante principale permet néanmoins de préciser ces relations tout en les synthétisant.

3.5.1 Élasticités-confiance et nature des biens et services

L'estimation du modèle AIDSC nous a permis de calculer, en plus des élasticités-confiance, des élasticités-prix croisées et directes et des élasticités de la demande par rapport à la dépense totale. L'analyse globale de ces différentes élasticités conduit à faire essentiellement deux conclusions.

D'une part, il n'y a pas de lien systématique entre la nature d'un poste (inférieur, normal, luxe) et la sensibilité de sa demande à la confiance des consommateurs. Par exemple, en France, si les postes Logement et Loisir & Culture ont des élasticités de la demande par rapport à la dépense totale supérieure à l'unité (respectivement 1,179 et 1,323 [AIDSC]), des quatre postes considérés, l'élasticité-confiance du premier poste est la plus faible (0,031) alors que celle du second est la plus élevée (0,059). Par ailleurs, le poste Alimentation, composé en majorité de biens inférieurs, a des élasticités-confiance tantôt supérieures (cas de l'Allemagne et des Etats-Unis), tantôt inférieures (cas de la France, de l'Italie et du Royaume-Uni) à celles du poste Loisir & Culture.

D'autre part, il semble exister un lien entre la sensibilité de la demande d'un bien à la confiance et sa complémentarité ou sa substituabilité avec un autre bien. En effet, en prenant les résultats de l'ensemble du panel, le poste Transport & Communication a une élasticité-confiance du même ordre que celle du poste Loisir & Culture auquel il est complémentaire (0,063 contre 0,059), tandis que cette élasticité est largement supérieure à celle du poste Logement auquel il est substituable (0,063 contre 0,043). La confiance des ménages semblent alors influencer principalement les dépenses ne revêtant pas un caractère prioritaire immédiat comme les télécommunications et les loisirs, et secondairement, les dépenses plus vitales comme le logement (élasticités-prix directes nulles).

3.5.2 Existence d'une double hétérogénéité

Une double hétérogénéité semble caractériser les rapports entre la confiance et la demande. La première hétérogénéité est liée aux postes de consommation, la confiance des consommateurs n'ayant pas le même impact sur la demande adressée à chaque poste. Par exemple, si un choc positif de confiance avait lieu dans tous les pays, ce sont les entreprises du poste Transport & Communication qui en tireraient le plus grand profit. L'impact serait d'autant plus fort que la confiance entraînerait

notamment la demande adressée au poste Loisir & Culture, ces deux postes étant complémentaires (cf. Tableau 3.3). L'analyse des élasticités pour l'ensemble des pays a ainsi été établie par ordre croissant de sensibilité de la demande à la confiance : Logement, Alimentation, Loisir & Culture et Transport & Communication. Ce classement par poste différant d'un pays à l'autre souligne l'existence d'une seconde hétérogénéité, relative cette fois aux pays. D'un pays à l'autre, l'impact de la confiance sur la demande diffère de telle sorte que l'on peut établir une cartographie des pays en fonction de l'influence de la confiance des consommateurs. Pour ce faire, on a choisi deux types de représentations : les axes de confiance et les nuages de confiance.

Les axes de confiance

A partir des élasticités-confiance par poste, il est possible de classer les pays sur un axe imaginaire de confiance. On retrouve en partant de l'origine, par exemple pour le poste Transport & Communication, l'Allemagne, la France, l'Italie, les Etats-Unis et le Royaume-Uni. La figure 3.11 présente les quatre axes de confiance dans l'ordre croissant de sensibilité des postes à la confiance, les pays étant rangés sur chaque axe dans l'ordre croissant de sensibilité à la confiance. On constate que le Royaume-Uni a des élasticités-confiance systématiquement supérieures à celles des autres pays du panel, tandis que l'Allemagne enregistre les élasticités les plus basses sauf pour le poste Alimentation. La France a des élasticités proches de celles de l'Allemagne qui la situe régulièrement au quatrième rang du panel. Elle a néanmoins une meilleure élasticité-confiance de la demande de loisirs et de culture (deuxième rang), ce qui reflète notamment le poids important du tourisme et de la culture dans l'économie de ce pays. Les Etats-Unis et l'Italie sont assez proches en termes d'élasticités en étant en fonction des postes souvent aux deuxième et troisième rangs, même si les élasticités-confiance américaines sont trois fois sur quatre supérieures aux italiennes. Le Royaume-Uni est le pays du panel dans lequel la demande est la plus sensible aux variations de la confiance, et ce quel que soit le poste de consommation. Cette position s'explique en grande partie par la conjoncture avantageuse qu'il a connue à partir des années quatre-vingt-dix, la croissance et les créations d'emplois contribuant à maintenir la confiance des consommateurs à des niveaux élevés.

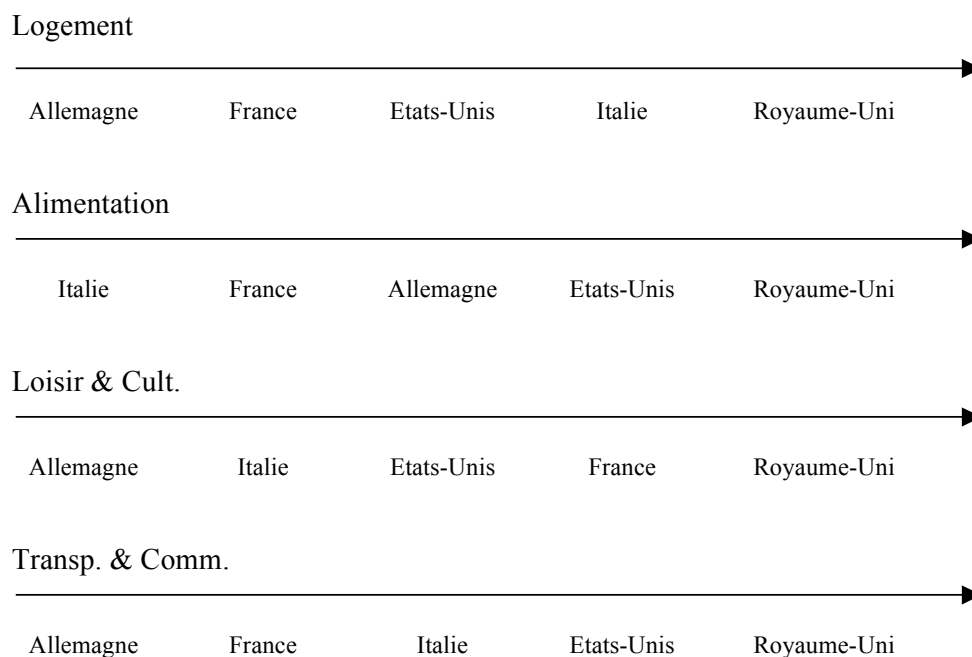


FIG. 3.11 – Axes de la confiance du consommateur par poste

Les nuages de confiance

Une autre façon de représenter les élasticité-confiance consiste à les visualiser à l'aide d'un nuage de points. Pour ce faire, il faut à chaque fois choisir une paire de postes qui sera en abscisses et en ordonnées, puis positionner chaque pays dans le repère ainsi délimité.

En premier lieu, on a considéré en ordonnées l'élasticité-confiance du poste Alimentation et en abscisses, successivement les élasticité des autres postes (Figures 3.12, 3.13 et 3.14). Il apparaît que le Royaume-Uni et dans une moindre mesure les Etats-Unis dominent un groupe de trois pays constitué de l'Allemagne, la France et l'Italie. Dans ce groupe, les positions ne sont pas figées car si la situation de l'Allemagne est plus proche de celle de la France par rapport aux élasticité-confiance du poste Logement et du poste Transport & Communication, elle est plus proche de celle de l'Italie concernant le poste Loisir & Culture. Par ailleurs, quoique en deçà de celle du Royaume-Uni, la position de la France par rapport aux loisirs et à la culture est meilleure que celle des autres pays du panel.

En deuxième lieu, on a retenu en ordonnées l'élasticité-confiance du poste Loge-

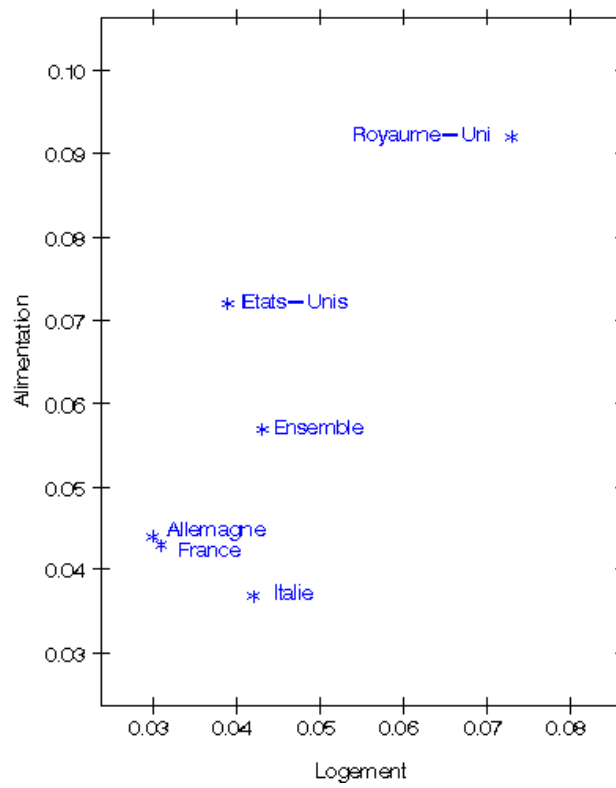


FIG. 3.12 – Nuage de confiance pour les postes Alimentation et Logement

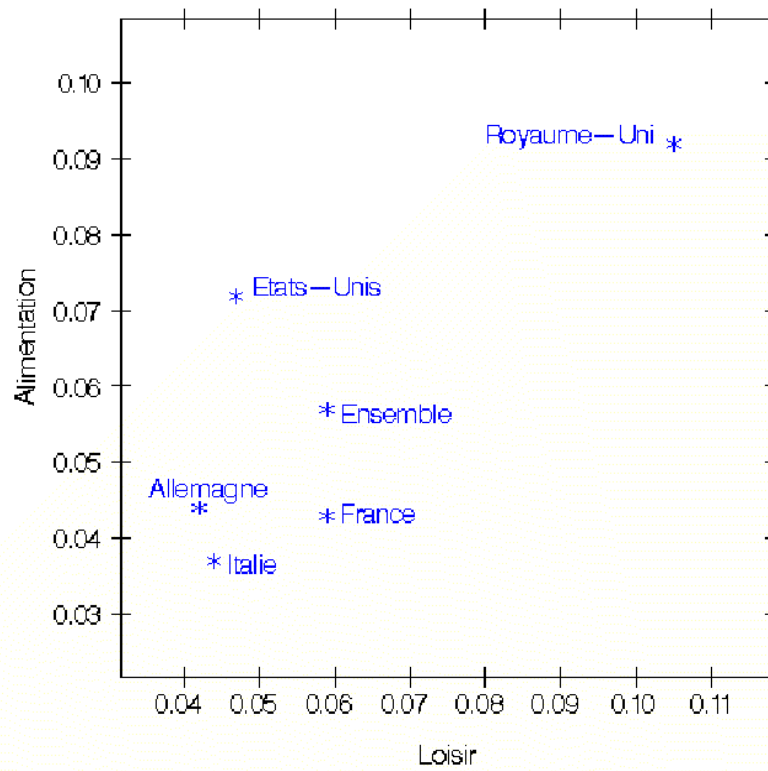


FIG. 3.13 – Nuage de confiance pour les postes Alimentation et Loisir & Culture

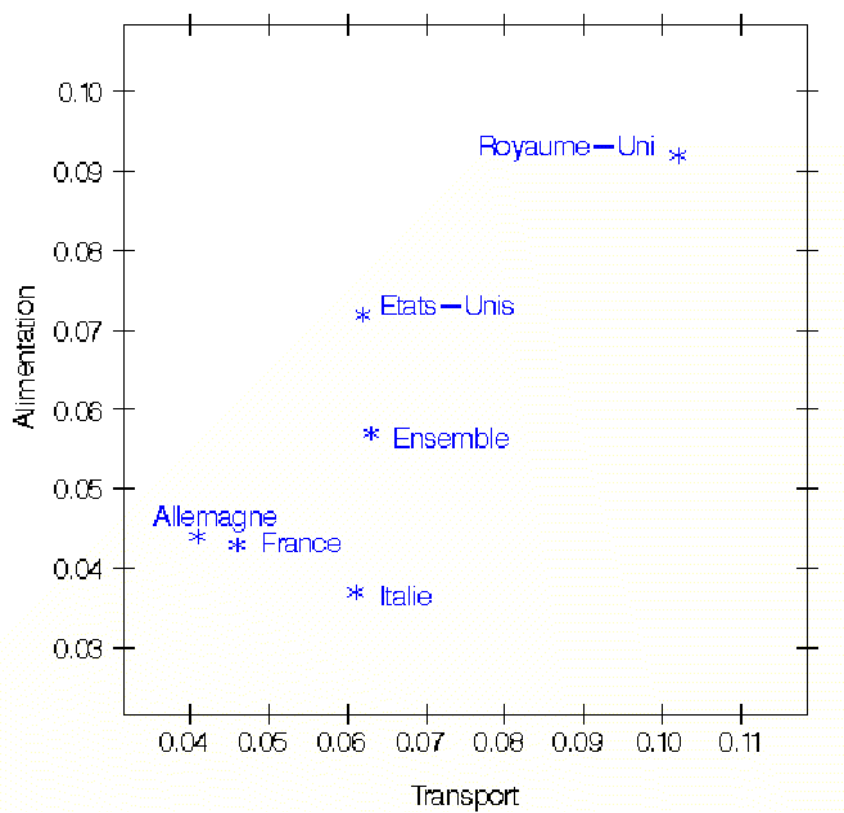


FIG. 3.14 – Nuage de confiance pour les postes Alimentation et Transport & Communication

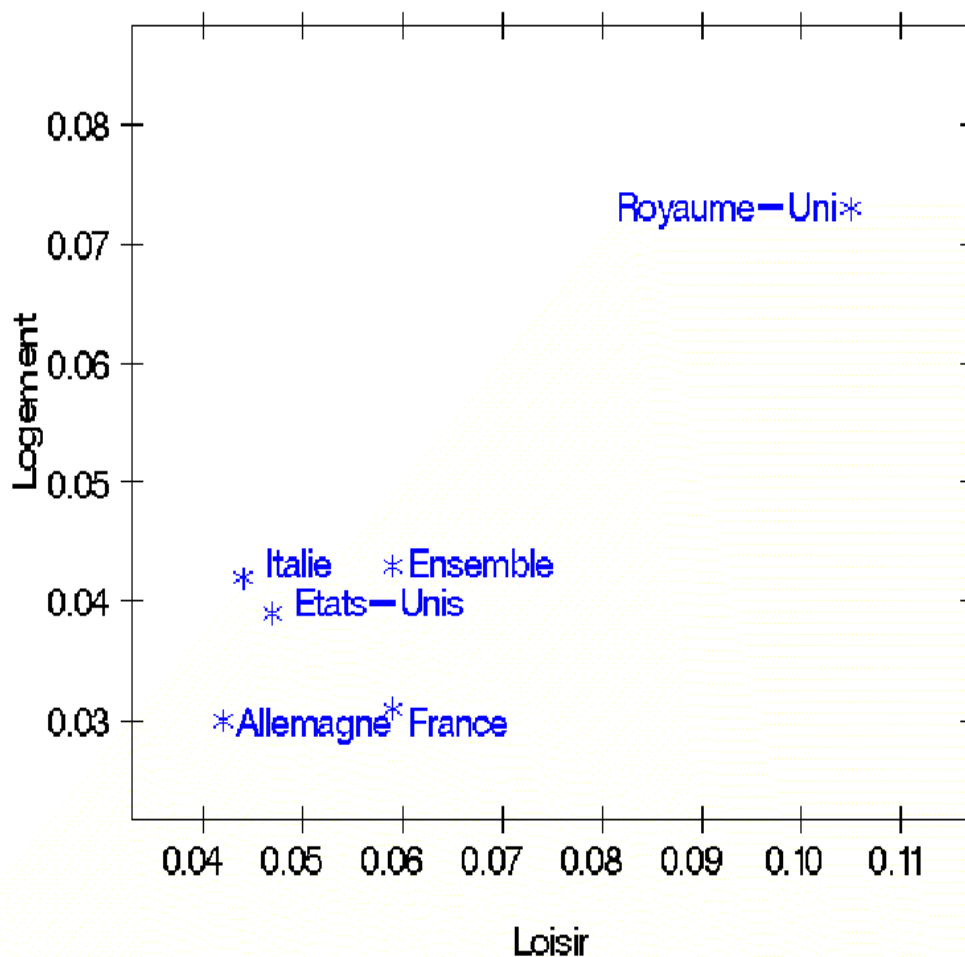


FIG. 3.15 – Nuage de confiance pour les postes Logement et Loisir & Culture

ment et en abscisses l'élasticité-confiance du poste Loisir & Culture puis celle du Transport & Communication (Figures 3.15 et 3.16). Si le Royaume-Uni reste toujours en tête, les Etats-Unis se rapprochent en particulier de l'Italie, l'Allemagne et la France formant un dernier groupe.

En troisième et dernier lieu, nous avons pris en ordonnées l'élasticité-confiance du poste Loisir & Culture et en abscisses celle du Transport & Communication (Figure 3.17). Les positions extrêmes ne varient pas dans ce cas, la première place revenant au Royaume-Uni, et la dernière à l'Allemagne. Comme dans le cas précédent, les Etats-Unis se retrouvent de nouveau dans le même groupe que l'Italie avec toutefois une position sensiblement meilleure. En revanche, la position de la France est très

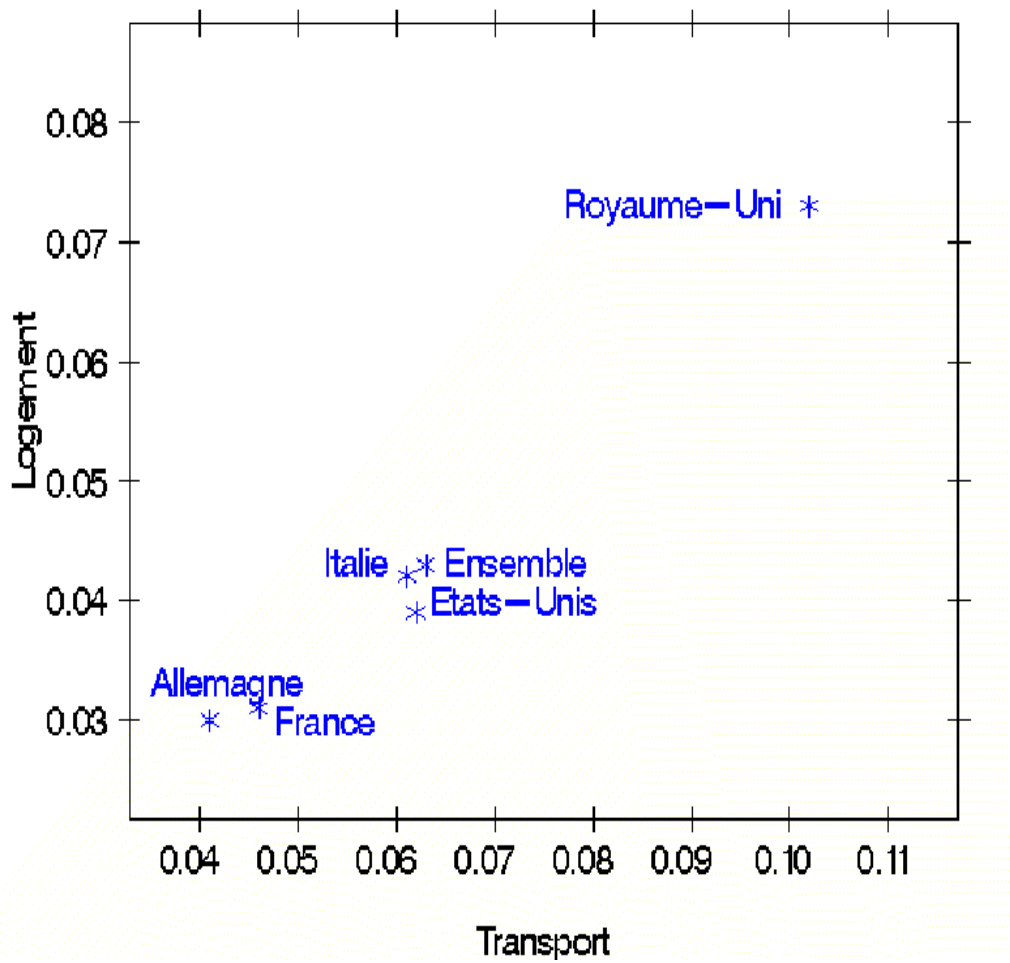


FIG. 3.16 – Nuage de confiance pour les postes Logement et Transport & Communication

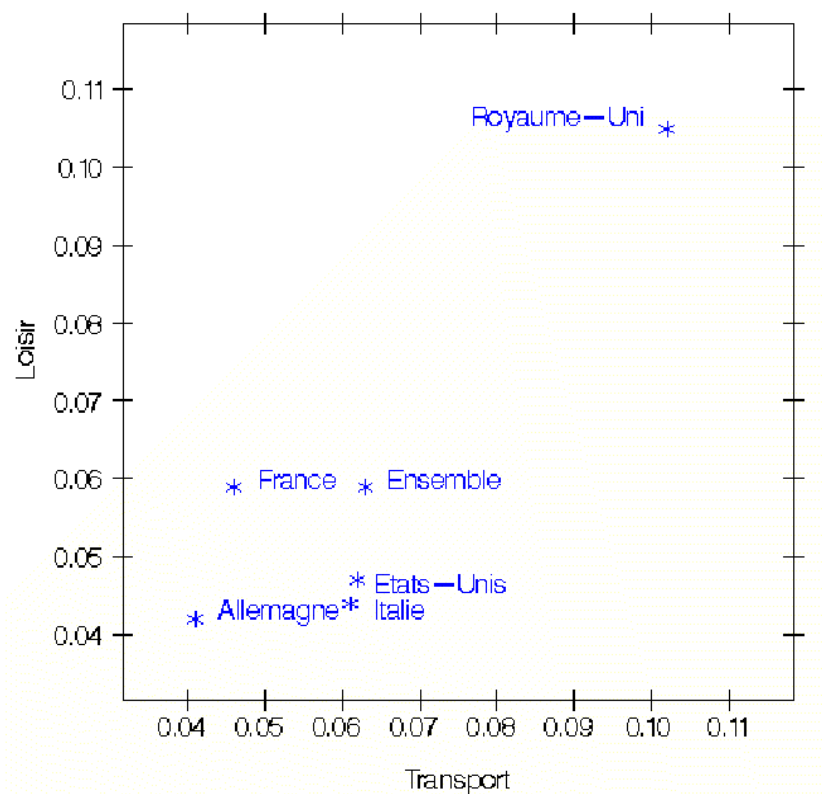


FIG. 3.17 – Nuage de confiance pour les postes Loisir & Culture et Transport & Communication

différente à celle qui avait été observée jusqu'ici. La France semble se situer en deuxième position grâce essentiellement au niveau élevé de l'élasticité-confiance de son poste Loisir & Culture.

Il ressort de cette analyse des nuages de points qu'à l'exception de la position du Royaume-Uni qui semble être la première du panel en termes d'élasticité-confiance de la demande quel que soit le poste, la position des autres pays reste très dépendante du poste considéré.

L'étude des axes de confiance et des nuages de points a confirmé la double hétérogénéité des élasticités-confiance tant au niveau des postes de consommation que des pays. Mais elle n'a pas permis de synthétiser les différentes informations afin d'établir une carte générale de la sensibilité de la demande par rapport à la confiance. Cela s'explique par l'impossibilité de représenter simultanément toutes les élasticités-confiance par poste. Pour résoudre ce problème, nous avons choisi de mener une analyse en composante principale (ACP).

3.5.3 Elasticités-confiance et analyse en composante principale

L'analyse en composante principale a pour objectif de tirer des combinaisons linéaires indépendantes appelées composantes principales d'un ensemble de variables. Cet ensemble doit contenir le maximum d'information possible relativement aux variables originales. Dans notre étude, le but est par conséquent de déterminer à partir des élasticités-confiance par poste, les principales composantes qui permettraient de résumer les données en deux ou trois dimensions.

L'observation des valeurs propres de la matrice de variance-covariance⁸ (Tableau 3.5) révèle que les deux premières composantes principales fournissent un résumé satisfaisant des données. Elles contribuent à plus de 96 % de la variance totale. Il est donc possible de réaliser une analyse pertinente en se limitant à ces deux composantes.

Le premier vecteur propre associé à la première composante principale contient des éléments équivalents pour toutes les variables puisqu'ils sont tous positifs et se trouvent dans une fourchette allant de 0,39 à 0,57 (Tableau 3.6). Par conséquent,

⁸La matrice de variance-covariance est reportée en annexes (Tableau 3.8).

Valeur Propre	Différence	Proportion	Cumulée
1.529×10^{-3}	1.422×10^{-3}	89.77	89.77
1.070×10^{-4}	0.413×10^{-4}	6.28	96.06
6.561×10^{-5}	6.407×10^{-5}	3.85	99.91
0.155×10^{-5}		0.09	100

TAB. 3.5 – Valeurs propres de la matrice variance-covariance

	Prin1	Prin2	Prin3	Prin4
Alimentation	0.489	0.811	-0.311	0.077
Logement	0.389	-0.154	0.408	0.811
Transport & Communication	0.532	-0.028	0.622	-0.574
Loisir & Culture	0.571	-0.563	-0.592	-0.083

TAB. 3.6 – Vecteurs propres

on peut considérer que la première composante est une mesure de la sensibilité de la confiance, tous postes de consommation confondus. Dans le second vecteur propre, deux coefficients se distinguent par leur valeur élevée : le poids de l'alimentation qui est positif (0,81) et le celui du poste Loisir & Culture qui est négatif (-0,56). Les poids des deux autres postes (Logement et Transport & Communication) sont faiblement négatifs. La deuxième composante principale semble donc opposer les biens nécessaires (alimentation) aux biens et services qui le sont moins et dont la consommation augmente plus que proportionnellement à l'augmentation du revenu (loisir).

Les deux composantes principales peuvent être représentées dans un graphe dont l'axe des abscisses correspond au premier vecteur propre et l'axe des ordonnées au second (Figure 3.18). Au point d'origine de ce graphe, on retrouve les caractéristiques moyennes de l'ensemble du panel.

Le positionnement des pays par rapport au premier axe permet de retrouver une hiérarchie qui était envisageable sur la base de la seule analyse par poste des élasticités-confiance. Ainsi, le Royaume-Uni et les Etats-Unis ont les sensibilités de la demande par rapport à la confiance les plus fortes. L'Allemagne est le pays ayant la sensibilité la plus faible. En revanche, l'analyse en composantes principales montre qu'en termes de sensibilité moyenne, la France est plus proche de l'Italie, ce que l'étude des élasticités-confiance par poste ne permettait pas de voir.

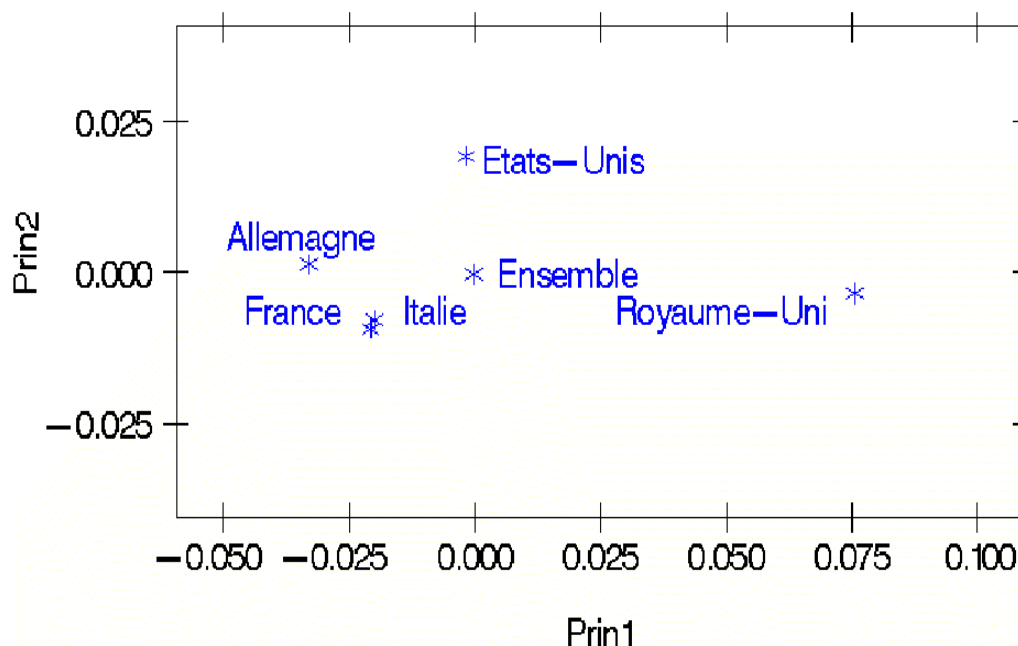


FIG. 3.18 – Elasticités-confiance et composantes principales

L'analyse du positionnement des cinq pays par rapport au second axe apporte une dimension supplémentaire. Les pays se situant dans la partie positive de cet axe ont une sensibilité de leur demande de biens nécessaires vis-à-vis de la confiance qui est plus élevée que celle de leur demande de biens et services de type loisir et culture. Conformément aux estimations des élasticités-confiance relatives à ces postes, on retrouve dans la partie positive de l'axe les Etats-Unis et l'Allemagne, et dans la partie négative les trois autres pays (Aux Etats-Unis, l'élasticité-confiance de la demande du poste Alimentation est de 0,072 contre 0,047 au poste Loisir & Culture. En France, c'est l'inverse puisque l'élasticité-confiance de la demande du poste Loisir & Culture est de 0,059 contre 0,043 au poste Alimentation).

L'étude globale du graphe des composantes principales permet généralement de faire des regroupements géographiques représentatifs de l'ensemble des données. La nôtre confirme l'existence d'une réelle hétérogénéité au niveau des pays du panel.

Deux pays appartiennent à un même groupe et se positionnent dans la partie inférieure gauche du graphe : l'Italie et la France. Ces pays ont une sensibilité moyenne de la demande à la confiance relativement faible et un ratio de divergence entre la sensibilité des biens nécessaires et celle des biens et services de type loisir et culture

également faible.

Quoique l'Allemagne ait des caractéristiques plus proches de celles de l'Italie et de la France que de celles des deux autres pays du panel, son positionnement dans la partie supérieure gauche la place dans un groupe distinct. Ce pays a une sensibilité moyenne de la demande par rapport à la confiance très faible, et un ratio de divergence positif (l'élasticité de la demande du poste Alimentation est supérieure à celle du poste Loisir & Culture).

Les Etats-Unis se situent dans la partie supérieure gauche du graphe comme l'Allemagne, mais du côté opposé. Contrairement à l'Allemagne qui a la plus faible sensibilité de la demande tous postes confondus, celle des Etats-Unis est très proche de la moyenne de l'ensemble du panel. En omettant le Royaume-Uni de l'étude, ses performances en la matière seraient à l'évidence revalorisées. En outre, les Etats-Unis ont le ratio de divergence le plus fort. Quand on se reporte aux estimations des élasticités-confiance, on constate que l'écart entre l'élasticité-confiance du poste Alimentation et celle du poste Loisir & Culture est de 0,002 pour l'Allemagne et de 0,025 pour les Etats-Unis.

Le seul pays qui se positionne dans la partie droite du graphe des composantes principales est le Royaume-Uni, c'est-à-dire que la sensibilité moyenne de la demande par rapport à la confiance y est très élevée. Le Royaume-Uni a un ratio de divergence relativement proche quoique inférieur au ratio moyen, ce qui le situe dans la partie inférieure droite du graphe.

Conclusion

Le modèle AIDSC (*Almost Ideal Demand System with Confidence*) qui a été estimé présente deux avantages principaux. En premier, celui d'être un système complet de demande estimé sur un panel de pays qui prend en compte l'hétérogénéité des comportements individuels au niveau tant statique que dynamique. En second, celui de fournir une mesure de l'influence de la confiance des consommateurs sur la demande adressée à certains postes de consommation.

L'estimation des élasticités de la demande par rapport à la dépense totale a situé le poste Alimentation dans la classe des biens inférieurs, et celui des transports et communications dans la classe des biens normaux avec une élasticité par rapport à la dépense totale proche de l'unité. Les trois autres postes, Logement, Loisir & Culture, et Autres Biens & Services ont une demande qui augmente plus que proportionnellement à la dépense totale, sans être pour autant des biens de luxes. L'analyse des élasticités-prix croisées montre qu'il existe un lien de complémentarité entre les couples Transport & Communication / Loisir & Culture, et Logement / Autres Biens & Services. Il existe en revanche un lien de substituabilité entre les couples Logement / Transport & Communication, et Loisir & Culture / Autres Biens & Services.

L'étude des élasticités-confiance a montré que les rapports entre la demande et la confiance sont caractérisés par une double hétérogénéité. D'une part, l'élasticité de la demande par rapport à la confiance diffère selon le poste budgétaire. En moyenne, sur un panel de cinq pays comprenant l'Allemagne, la France, l'Italie, le Royaume-Uni, et les Etats-Unis, on obtient dans l'ordre croissant de sensibilité : Logement, Alimentation, Loisir & Culture, et Transport & Communication. D'autre part, les élasticités-confiance de la demande varient en fonction des pays. On a par conséquent établi une cartographie des pays du panel en fonction de l'influence de la confiance des consommateurs. Ainsi, si pour l'Italie, le poste Transport & Communication est le plus sensible, pour la France et le Royaume-Uni, c'est celui des loisirs et de la culture, et pour l'Allemagne et les Etats-Unis, celui de l'alimentation. De plus, l'analyse en composantes principales a montré que le Royaume-Uni et dans une moindre mesure les Etats-Unis avaient en moyenne les élasticités-confiance les plus élevées, tandis que l'Allemagne enregistrait la sensibilité moyenne la plus faible.

Enfin, il ne semble pas y avoir de lien systématique entre la nature d'un poste et la sensibilité de sa demande à la confiance des consommateurs. Deux postes composés

de biens de nature différente (par exemple, Alimentation et Loisir & Culture) peuvent avoir des élasticités-confiance du même ordre.

Compte tenu des résultats obtenus, des extensions à ce travail sont possibles. Non seulement le modèle AIDSC pourrait être appliqué à d'autres pays, mais surtout l'effort de désagrégation pourrait être poursuivi tant au niveau des postes de consommation que de la variable de confiance.

Annexes

Annexe 3.1 : Détermination des élasticités de la demande

L'élasticité de la demande par rapport à la dépense totale :

$$\begin{aligned}\eta_{q_i/C} &= \frac{\partial \log q_i}{\partial \log C} = \frac{\partial \log \left(\frac{w_i d(u,p)}{p_i} \right)}{\partial \log C} = \frac{\partial \log w_i}{\partial \log C} + \frac{\partial \log C}{\partial \log C} - \frac{\partial \log p_i}{\partial \log C} \\ &= \left(\frac{1}{w_i} \right) \frac{\partial w_i}{\partial \log C} + 1 - \frac{\partial \log p_i}{\partial \log C} = \frac{\beta_i}{w_i} + 1\end{aligned}$$

Soit au point moyen de l'échantillon, $\eta_{q_i/C} = \frac{\beta_i}{\bar{w}_i} + 1$.

L'élasticité-prix croisée de la demande :

$$\begin{aligned}\eta_{q_i/p_j} &= \frac{\partial \log q_i}{\partial \log p_j} = \frac{\partial \log \left(\frac{w_i C}{p_i} \right)}{\partial \log p_j} = \frac{\partial \log w_i}{\partial \log p_j} + \frac{\partial \log C}{\partial \log p_j} - \frac{\partial \log p_i}{\partial \log p_j} \\ &= \left(\frac{1}{w_i} \right) \frac{\partial w_i}{\partial \log p_j} - \frac{\partial \log p_i}{\partial \log p_j} = \left(\frac{1}{w_i} \right) \frac{\partial w_i}{\partial \log p_j} \\ &= \left(\frac{1}{w_i} \right) (\gamma_{ij} - \beta_i \bar{w}_j)\end{aligned}$$

Soit au point moyen de l'échantillon, $\eta_{q_i/p_j} = \frac{\gamma_{ij}}{\bar{w}_i} - \beta_i \frac{\bar{w}_j}{\bar{w}_i}$

L'élasticité-prix directe de la demande :

$$\begin{aligned}\eta_{q_i/p_i} &= \frac{\partial \log q_i}{\partial \log p_i} = \left(\frac{1}{w_i} \right) \frac{\partial w_i}{\partial \log p_i} - \frac{\partial \log p_i}{\partial \log p_i} \\ &= \frac{\gamma_{ii}}{w_i} - \beta_i \frac{\bar{w}_i}{w_i} - 1\end{aligned}$$

Soit au point moyen de l'échantillon, $\eta_{q_i/p_i} = \frac{\gamma_{ii}}{\bar{w}_i} - \beta_i - 1$

Annexe 3.2 : Dérivation de l'estimateur contraint du modèle SURE à erreurs composées général #

Pour chacune des M équations, on tient compte simultanément de l'hétérogénéité des comportements individuels via les effets spécifiques aléatoires et de la corrélation entre équations via les perturbations. Pour l'équation m ($m = 1, \dots, M$), le modèle à erreurs composées est :

$$y_{m \substack{(NT,1) \\ (NT,1)}} = a_m e_{NT \substack{(NT,1) \\ (NT,1)}} + X_m \beta_m \substack{(NT,k) \\ (k,1)} + \varepsilon_m \substack{(NT,1) \\ (NT,1)} = Z_m \delta_m \substack{(NT,k+1) \\ (k+1,1)} + \varepsilon_m \substack{(NT,1) \\ (NT,1)}$$

$$\begin{aligned} \varepsilon_m \substack{(NT,1) \\ (NT,1)} &= \begin{pmatrix} \alpha_m \otimes e_T \\ (N,1) & (T,1) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_N \otimes I_T \\ (N,1) & (T,T) \end{pmatrix} \mu_m \substack{(T,1) \\ (NT,1)} + u_m \substack{(T,1) \\ (NT,1)} \\ &= Z_\alpha \alpha_m \substack{(NT,N) \\ (N,1)} + Z_\mu \mu_m \substack{(NT,T) \\ (T,1)} + u_m \substack{(NT,1) \\ (NT,1)} \text{ où } Z_\mu = \begin{pmatrix} e_N \otimes I_T \\ (N,1) & (T,T) \end{pmatrix} \end{aligned}$$

Si on empile les M équations, le modèle SURE ("Seemingly Unrelated Regression Equations") s'écrit :

$$\begin{pmatrix} y_1 \\ (NT,1) \\ y_2 \\ (NT,1) \\ \vdots \\ y_M \\ (NT,1) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} Z_1 & 0 & \dots & 0 \\ (NT,k+1) & & & \\ 0 & Z_2 & & \vdots \\ & (NT,k+1) & & \\ \vdots & & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & Z_M \\ & & & (NT,k+1) \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} \delta_1 \\ (k+1,1) \\ \delta_2 \\ (k+1,1) \\ \vdots \\ \delta_M \\ (k+1,1) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ (NT,1) \\ \varepsilon_2 \\ (NT,1) \\ \vdots \\ \varepsilon_M \\ (NT,1) \end{pmatrix}$$

soit

$$y \substack{(MNT,1) \\ (MNT,1)} = \begin{matrix} Z \\ (MNT,M(k+1)) \\ (M(k+1),1) \end{matrix} \delta \substack{(M(k+1),1) \\ (M(k+1),1)} + \begin{matrix} \varepsilon \\ (MNT,1) \\ (MNT,1) \end{matrix}$$

Puisque :

$$E [\alpha_m \alpha_l^\top] = \sigma_{\alpha_{ml}}^2 I_N, \quad E [\mu_m \mu_l^\top] = \sigma_{\mu_{ml}}^2 I_T \text{ et } E [u_m u_l^\top] = \sigma_{u_{ml}}^2 I_{NT}$$

Comme α_m et u_m, μ_m suit les hypothèses de base du modèle SURE de Zellner. Alors, pour un système de deux équations m et l , on a :

$$E \begin{pmatrix} \alpha_m \\ \mu_m \\ u_m \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \alpha_l^\top & \mu_l^\top & u_l^\top \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sigma_{\alpha_{ml}}^2 I_N & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{\mu_{ml}}^2 I_T & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{u_{ml}}^2 I_{NT} \end{pmatrix}$$

Donc, pour les deux équations m et l , la matrice de variances-covariances des perturbations est :

$$\begin{aligned}\Omega_{ml} &= E(\varepsilon_m \varepsilon_m^\top) = E(Z_\alpha \alpha_m + Z_\mu \mu_m + u_m)(Z_\alpha \alpha_m + Z_\mu \mu_m + u_m)^\top \\ &= \sigma_{\alpha_{ml}}^2 (I_N \otimes J_T) + \sigma_{\mu_{ml}}^2 (J_N \otimes I_T) + \sigma_{u_{ml}}^2 I_{NT}\end{aligned}$$

La matrice de variances-covariances des perturbations entre équations a la même structure que celle du modèle à erreurs composées général à une seule équation. Mais il y a des composantes additionnelles de variances entre équations que l'on doit estimer ($\sigma_{\alpha_{ml}}^2$, $\sigma_{\mu_{ml}}^2$ et $\sigma_{u_{ml}}^2$, $m \neq l$).

Pour les M équations, on obtient :

$$\Omega = E(\varepsilon \varepsilon^\top) = \Sigma_\alpha \otimes (I_N \otimes J_T) + \Sigma_\mu \otimes (J_N \otimes I_T) + \Sigma_u \otimes I_{NT}$$

où

$$\Sigma_\mu = \begin{pmatrix} \sigma_{\mu_{11}}^2 & \sigma_{\mu_{12}}^2 & \cdots & \sigma_{\mu_{1M}}^2 \\ \sigma_{\mu_{21}}^2 & \sigma_{\mu_{22}}^2 & \cdots & \sigma_{\mu_{2M}}^2 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{\mu_{M1}}^2 & \sigma_{\mu_{M2}}^2 & \cdots & \sigma_{\mu_{MM}}^2 \end{pmatrix}$$

En utilisant la transformation de Wansbeek et Kapteyn (1982), la décomposition spectrale de la matrice de variances-covariances des perturbations est (Baltagi (1980)) :

$$\begin{aligned}\Omega^\tau &= (T\Sigma_\alpha + N\Sigma_\mu + \Sigma_u)^\tau \otimes \frac{J_{NT}}{NT} + (T\Sigma_\alpha + \Sigma_u)^\tau \otimes B_i \\ &\quad + (N\Sigma_\mu + \Sigma_u)^\tau \otimes B_t + \Sigma_u^\tau \otimes W_{it}\end{aligned}$$

avec

$$\begin{cases} W_{it} &= (I_N - \frac{J_N}{N}) \otimes (I_T - \frac{J_T}{T}) \\ B_i &= (I_N - \frac{J_N}{N}) \otimes \frac{J_T}{T} \\ B_t &= \frac{J_N}{N} \otimes (I_T - \frac{J_T}{T}) \end{cases}$$

L'estimateur des MCG est alors donné par :

$$\begin{aligned}\widehat{\delta}_{MCG} &= (Z^\top \Omega^{-1} Z)^{-1} Z^\top \Omega^{-1} y \\ &= \left[\begin{array}{l} Z^\top ((T\Sigma_\alpha + N\Sigma_\mu + \Sigma_u)^{-1} \otimes \frac{J_{NT}}{NT}) Z + Z^\top (T\Sigma_\alpha + \Sigma_u)^{-1} \otimes B_i Z \\ + Z^\top (N\Sigma_\mu + \Sigma_u)^{-1} \otimes B_t Z + Z^\top \Sigma_u^{-1} \otimes W_{it} Z \end{array} \right]^{-1} \times \\ &\quad \left[\begin{array}{l} Z^\top ((T\Sigma_\alpha + N\Sigma_\mu + \Sigma_u)^{-1} \otimes \frac{J_{NT}}{NT}) y + Z^\top (T\Sigma_\alpha + \Sigma_u)^{-1} \otimes B_i y \\ + Z^\top (N\Sigma_\mu + \Sigma_u)^{-1} \otimes B_t y + Z^\top \Sigma_u^{-1} \otimes W_{it} y \end{array} \right]\end{aligned}$$

donc

$$\widehat{\delta}_{MCG} = \left[\begin{array}{l} (T\Sigma_\alpha + N\Sigma_\mu + \Sigma_u)^{-1} \otimes Z^\top \frac{J_{NT}}{NT} Z + (T\Sigma_\alpha + \Sigma_u)^{-1} \otimes Z^\top B_i Z \\ + (N\Sigma_\mu + \Sigma_u)^{-1} \otimes Z^\top B_t Z + \Sigma_u^{-1} \otimes Z^\top W_{it} Z \end{array} \right]^{-1} \times \\ \left[\begin{array}{l} (T\Sigma_\alpha + N\Sigma_\mu + \Sigma_u)^{-1} \otimes Z^\top \frac{J_{NT}}{NT} y + (T\Sigma_\alpha + \Sigma_u)^{-1} \otimes Z^\top B_i y \\ + (N\Sigma_\mu + \Sigma_u)^{-1} \otimes Z^\top B_t y + \Sigma_u^{-1} \otimes Z^\top W_{it} y \end{array} \right]$$

Cet estimateur combine donc les estimateurs inter-individuel, inter-temporel et intra-individuel-temporel de δ du modèle SURE, pondérés par l'inverse de leurs matrices de variances-covariances. C'est la généralisation de l'estimateur des MCG d'un modèle à erreurs composées général à une seule équation.

La matrice de variances-covariances de l'estimateur des MCG est :

$$V[\widehat{\delta}_{MCG}] = \left[\begin{array}{l} (T\Sigma_\alpha + N\Sigma_\mu + \Sigma_u)^{-1} \otimes Z^\top \frac{J_{NT}}{NT} Z + (T\Sigma_\alpha + \Sigma_u)^{-1} \otimes Z^\top B_i Z \\ + (N\Sigma_\mu + \Sigma_u)^{-1} \otimes Z^\top B_t Z + \Sigma_u^{-1} \otimes Z^\top W_{it} Z \end{array} \right]^{-1}$$

Si l'on suppose que les perturbations sont non corrélées entre équations $E[\varepsilon_m \varepsilon_l^\top] = 0$, $m \neq l$, alors, l'estimateur $\widehat{\delta}_{MCG}$ du système d'équations correspond exactement aux estimateurs $\widehat{\delta}_{m,MCG}$ ($m = 1, \dots, M$) de chaque équation prise séparément. De plus, si les mêmes variables explicatives $Z_1 = Z_2 = \dots = Z_M = \bar{Z}$ apparaissent dans chaque équation, les MCG de l'ensemble du système ne sont pas équivalents aux MCG équation par équation (Baltagi (1980)).

Les composantes de variances sont données par :

$$\widehat{\Sigma}_u = \frac{\widehat{E}^\top W_{it} \widehat{E}}{(N-1)(T-1)}, \quad \left(\widehat{T\Sigma_\alpha + \Sigma_u} \right) = \frac{\widehat{E}^\top B_i \widehat{E}}{(N-1)} \text{ et } \left(\widehat{N\Sigma_\mu + \Sigma_u} \right) = \frac{\widehat{E}^\top B_t \widehat{E}}{(T-1)}$$

Les estimateurs sont obtenus en remplaçant dans \widehat{E} les résidus par les résidus

MCO ou Within. On doit cependant vérifier que les matrices Σ_α et Σ_μ sont définies positives. L'estimateur Within a la même matrice de variances-covariances asymptotique que l'estimateur des MCG quand $N \rightarrow \infty$ et $T \rightarrow \infty$. Tant que Σ_u est convergent et que les estimateurs de Σ_α et Σ_μ ont une limite en probabilité définie positive (finie), l'estimateur SURE-MCG est asymptotiquement efficace.

Cependant, notre modèle est de la forme :

$$y = Z\delta + \varepsilon$$

et si l'on souhaite respecter les contraintes d'homogénéité en prix :

$$\sum_{j=1}^M \gamma_{jl} = 0, \quad \sum_{l=1}^M \gamma_{jl} = 0 \text{ et } \gamma_{jl} = \gamma_{lj}$$

il est alors nécessaire d'estimer le modèle SURE sous contraintes. En définissant l'ensemble des contraintes par :

$$R\delta = r$$

le problème consiste à minimiser la somme des carrés des résidus sous contraintes. Le Lagrangien est donc :

$$L = (y - Z\delta)^\top \Omega^{-1} (y - Z\delta) - 2\lambda(R\delta - r)$$

où λ est le vecteur des multiplicateurs de Lagrange. Les conditions du premier ordre de minimisation donnent l'estimateur contraint :

$$\begin{pmatrix} \hat{\delta}_C \\ \hat{\lambda}_C \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} Z^\top \Omega^{-1} Z & R^\top \\ R & 0 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} Z^\top \Omega^{-1} y \\ r \end{pmatrix}$$

l'estimateur contraint est donc :

$$\hat{\delta}_C = \hat{\delta}_{MCG} + F \left(r - R\hat{\delta}_{MCG} \right)$$

où

$$F = (Z^\top \Omega^{-1} Z)^{-1} R^\top \left[R (Z^\top \Omega^{-1} Z)^{-1} R^\top \right]^{-1}$$

La matrice de variances-covariances de l'estimateur contraint est :

$$V(\widehat{\delta}_C) = V(\widehat{\delta}_{MCG}) - FRV(\widehat{\delta}_{MCG}) - V(\widehat{\delta}_{MCG})R^\top F^\top + FRV(\widehat{\delta}_{MCG})R^\top F^\top$$

L'estimateur sous contrainte $\widehat{\delta}_C$ sera donc plus efficace que l'estimateur des Moindres Carrés Généralisés $\widehat{\delta}_{MCG}$ puisque $V(\widehat{\delta}_{MCG}) - V(\widehat{\delta}_C)$ est une matrice définie non négative.

Je remercie Georges Bresson et Alain Pirotte de m'avoir fourni cette annexe explicative.

Annexe 3.3 : Tableaux

	Alimentation		Logement		Transp. & Comm.		Loisir & Cult.	
	$w_{1,i,t}$		$w_{2,i,t}$		$w_{3,i,t}$		$w_{4,i,t}$	
	AIDS	AIDSC	AIDS	AIDSC	AIDS	AIDSC	AIDS	AIDSC
Cte	2.06668 (15.289)	2.03549 (19.552)	-0.08467 (-0.568)	-0.16328 (-1.003)	0.1914 (1.6747)	0.14835 (1.266)	-0.10545 (-1.161)	-0.14544 (-1.394)
$\log\left(\frac{p_{1,i,t}}{P_{5,i,t}}\right)$	0.15244 (3.783)	0.16970 (5.329)	-0.0351 (-2.070)	-0.02704 (-1.770)	-0.04646 (-2.028)	-0.04249 (-1.639)	-0.02295 (-1.171)	-0.05054 (-1.874)
$\log\left(\frac{p_{2,i,t}}{P_{5,i,t}}\right)$	-0.03501 (-2.070)	-0.02704 (-1.770)	0.21273 (11.262)	0.20700 (10.127)	0.04939 (3.447)	0.06492 (4.288)	-0.00051 (-0.051)	0.02061 (1.700)
$\log\left(\frac{p_{3,i,t}}{P_{5,i,t}}\right)$	-0.04646 (-2.028)	-0.04249 (-1.639)	0.04939 (3.447)	0.06492 (4.289)	0.20495 (8.623)	0.17026 (6.008)	-0.14151 (-7.068)	-0.15240 (-7.604)
$\log\left(\frac{p_{4,i,t}}{P_{5,i,t}}\right)$	-0.02295 (-1.171)	-0.05054 (-1.874)	-0.00051 (-0.051)	0.02061 (1.700)	-0.14151 (-7.067)	-0.15240 (-7.604)	-0.09538 (-3.132)	-0.02276 (-0.761)
$\log\left(\frac{X}{P^*}\right)$	-0.20512 (-13.978)	-0.20278 (-18.018)	0.02923 (1.804)	0.03708 (2.108)	-0.00409 (-0.32814)	-0.00063 (-0.050)	0.02029 (2.046)	0.02401 (2.122)
F	—	0.00009 (4.13458)	—	0.00008 (2.203)	—	0.00009 (3.641)	—	0.00005 (2.78827)
$\hat{\sigma}_\alpha^2$	1.19×10^{-5}	0.97×10^{-5}	2.73×10^{-5}	3.02×10^{-5}	0.87×10^{-5}	0.98×10^{-5}	1.81×10^{-5}	1.64×10^{-5}
$\hat{\sigma}_\mu^2$	0	0	1.15×10^{-5}	0.61×10^{-5}	0.51×10^{-5}	0.21×10^{-5}	0	0.20×10^{-5}
$\hat{\sigma}_u^2$	6.29×10^{-5}	4.15×10^{-5}	7.91×10^{-5}	7.84×10^{-5}	5.83×10^{-5}	4.77×10^{-5}	2.03×10^{-5}	1.54×10^{-5}
$RMSE$	0.01452	0.01337	0.01589	0.01577	0.01312	0.01157	0.00695	0.00719

Tableau 3.7 - Estimation SURE contrainte 1987-1995

	Alimentation	Logement	Transport & Communication	Loisir & Culture
Alimentation	4.427×10^{-4}	2.694×10^{-4}	3.831×10^{-4}	3.900×10^{-4}
Logement	2.694×10^{-4}	2.460×10^{-4}	3.332×10^{-4}	3.328×10^{-4}
Transport & Communication	3.831×10^{-4}	3.332×10^{-4}	4.595×10^{-4}	4.422×10^{-4}
Loisir & Culture	3.900×10^{-4}	3.328×10^{-4}	4.422×10^{-4}	5.547×10^{-4}

Tableau 3.8 - Matrice de variance-covariance

Bibliographie

- [1] ACEMOGLU D., SCOTT A. [1994], “Consumer Confidence and Rational Expectations : Are Agents’ Beliefs Consistent with Theory ?”, *The Economic Journal*, 104, pp. 1-19.
- [2] ALSTON J. M., FOSTER K. A., GREEN R. D. [1994], “Estimating Elasticities with the Linear Approximate Almost Demand System : Some Monte Carlo Results”, *Review of Economics and Statistics*, 76, pp. 351-356.
- [3] AVERY R. B. [1977], “Error Components and Seemingly Unrelated Regressions”, *Econometrica*, 45, pp. 199-209.
- [4] BALTAGI B. H. [1980], “On seemingly unrelated regression with error components”, *Econometrica*, 48, 1547-1551.
- [5] BANKS J., BLUNDELL R., LEWBEL A. [1997], “Quadratic Engel Curves and Consumer Demand”, *The Review of Economics and Statistics*, 78, November, pp. 527-539.
- [6] BATCHELOR R., DUA R. [1998], “Improving Macro-Economic Forecasts : The Role of Consumer Confidence”, *International Journal of Forecasting*, 14, pp.71-81.
- [7] BRAUN-LEMAIRE I., GAUTIER A. [2001], “Opinion des ménages et analyse conjoncturelle”, *Note de conjoncture*, INSEE, mars, pp. 30-39.
- [8] BRESSON G., PIROTTE A. [2000], “Estimation des élasticités prix et revenus de différents postes de consommation : une comparaison européenne”, *Document Ermès*, 00-08, septembre.
- [9] CARDOSO N., GARDES F. [1996], “Estimations de lois de consommation sur un pseudo-panel d’enquêtes de l’Insee (1979,1984,1989)”, *Economie et Prévision*, 126, pp. 111-122.

- [10] CARROLL C. D., FUHRER J. C., WILCOX D. W. [1994], “Does Consumer Sentiment Forecast Household spending? If so, Why?”, *The American Economic Review*, 84, pp. 1397-1408.
- [11] CHRISTENSEN L. R., JORGENSEN D. W., LAU L. J. [1975], “Transcendental Logarithmic Utility Functions”, *American Economic Review*, 65, June, 65, pp. 367-383.
- [12] COLLINS S., ANDERSON R. [1998], “Modeling U.S. Households’ Demands for Liquid Wealth in an Era of Financial Change”, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 30, pp. 83-101.
- [13] DEATON A., MUELLBAUER J. [1980], “An Almost Ideal Demand System”, *The American Economic Review*, 70, pp. 312-326.
- [14] GREENE W. H. [2000], *Econometric Analysis*, Fourth edition, Prentice Hall International Editions, United States of America.
- [15] MASDEN J. B., McLEER M. [2000], “Direct Tests of the Permanent Income Hypothesis under Uncertainty, Inflationary Expectations and Liquidity Constraints”, *Journal of Macroeconomics*, pp. 229-252.
- [16] MATSUSAKA J. G., SBORDONE A. M. [1995], “Consumer Confidence and Economic Fluctuations”, *Economic Inquiry*, 33, pp. 296-318.
- [17] MATYAS L., SEVESTRE P. [1992], *The Econometrics of Panel Data. Handbook of Theory and Applications*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, Boston, London.
- [18] PASHARDES P. [1993], “Biais in Estimating the Almost Ideal Demand System with the Stone Index Approximation”, *The Economic Journal*, pp. 908-915.
- [19] PRAET P., VUCHELEN J. [1989], “The contribution of consumer confidence indexes in forecasting the effects of oil prices on private consumption”, *International Journal of Forecasting*, 5, pp. 393-397.
- [20] STONE J. R. N. [1954], “Linear Expenditure Systems and Demand Analysis : An Application to the Pattern of British Demand”, *The Economic Journal*, 64, pp. 511-527.
- [21] THEIL H. [1965], “The Information Approach to Demand Analysis”, *Econometrica*, 33, January, pp. 67-87.
- [22] THROOP A. W. [1992], “Consumer Sentiment : Its Causes and Effects”, *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, 1, pp. 35-59.

- [23] ZELLNER A. [1962], “An efficient method of estimating seemingly unrelated regression and tests for aggregation bias”, *Journal of the American Statistical Association*, 57, 348-368.

Chapitre 4

Confiance et équilibre économique

Introduction

De tous les programmes de recherche portant sur la confiance, celui de la confiance du consommateur est l'un des mieux organisés (Mueller 1957). La plupart des travaux sont empiriques et montrent en général que la confiance du consommateur permet d'expliquer la consommation et les fluctuations économiques (Acemoglu et Scott 1994, Matsusaka et Sbordone 1995). En revanche, la recherche théorique sur la confiance du consommateur s'est avérée moins féconde.

Depuis la théorie proposée par Keynes en 1936 selon laquelle la récession serait en partie due aux croyances pessimistes des investisseurs, les travaux sur les taches solaires, les prophéties auto-réalisatrices et les bulles monétaires se sont attachés à montrer l'influence des croyances sur l'activité économique (Azariadis, 1981, Cass et Shell, 1983, Farmer, 1999). Toutefois, ce pan de la recherche aux fondements micro-économiques indéniables s'est intéressé principalement aux "esprits animaux" des investisseurs ou aux croyances relatives à la valorisation de la monnaie. La plupart des modèles s'y inscrivant ne traitent pas de la confiance de manière explicite.

D'autres auteurs encore moins nombreux se sont intéressés aux implications de la confiance du consommateur en termes de comportement de consommation, d'activité économique et de politique économique (Burdekin et Langdana, 1995, Matsusaka et Sbordone, 1995). Burdekin et Langdana (1995) montrent par exemple que la confiance du consommateur et celle de l'investisseur sont déterminantes dans le succès des politiques monétaires et fiscales.

Cependant, toutes ces approches théoriques présentes dans la littérature, qu'elles aient un traitement explicite ou implicite de la confiance, se heurtent à deux limites essentielles. D'une part, elles n'ont pour la plupart pas été testées empiriquement, et lorsqu'elles l'ont été, elles ne le furent que de manière très indirecte. D'autre part, les formalisations de la confiance retenues sont soit insatisfaisantes du point de vue théorique, soit très difficiles (voire impossibles) à tester empiriquement.

Compte tenu de ces limites, l'approche macroéconomique particulière que nous proposons est empirique, et ce choix nous semble être l'un des meilleurs en l'état actuel de la recherche.

Par conséquent, l'objectif principal de ce chapitre est de tester empiriquement la confiance des consommateurs au niveau macroéconomique. Le second objectif vise à mettre la confiance des consommateurs en relation avec la confiance des entreprises.

Dans notre approche macroéconomique particulière, les entreprises réalisent des

anticipations rationnelles de demande pour déterminer leur production. Elles font donc le meilleur usage des informations dont elles disposent, et en particulier de la perception qu'elles ont de la confiance des consommateurs. Lorsqu'elles perçoivent une amélioration de la confiance des consommateurs, leurs anticipations deviennent favorables, ce qui se traduit par un renforcement de la confiance des entreprises. En revanche, quand la confiance des consommateurs qu'elles perçoivent est dégradée, les anticipations qu'elles forment sont pessimistes. La production qui en résulte est faible et l'équilibre en vigueur dans l'économie est un équilibre de sous-emploi.

Cette approche macroéconomique est synthétisée par un modèle à équations linéaires simultanées, puis évaluée empiriquement par la méthode des moments généralisés itérée qui présente l'avantage d'être robuste à l'hétéroscédasticité et à l'auto-corrélation des perturbations. L'étude empirique porte sur la France pour la période 1980-1999. La variable de la confiance des consommateurs est associée à l'indice synthétique de confiance des ménages, lequel est élaboré à partir de l'enquête de conjoncture auprès des ménages de l'INSEE. Celle de la confiance des entreprises est représentée par l'indicateur synthétique du climat des affaires issu de l'enquête mensuelle de conjoncture dans l'industrie réalisée par le même institut.

L'estimation des paramètres du modèle conduit à des résultats fort intéressants. D'une part, la confiance des consommateurs est un déterminant non négligeable de la consommation. Nous étions parvenus à cette conclusion dans les chapitres précédents via d'autres modèles et d'autres méthodes d'estimation. D'autre part, la présence dans notre approche macroéconomique de la confiance des entreprises est pertinente. En effet, ce type de confiance a non seulement une influence positive significative sur la production et l'emploi, mais est aussi déterminé par son pendant, la confiance des consommateurs.

L'interprétation des résultats que nous mettons en avant, a trait aux problèmes de coordination. En effet, l'économie peut être affectée par un problème de coordination entre les entreprises dû à une crise de confiance des consommateurs, les entreprises se fondant sur la perception qu'elles ont de celle-ci pour anticiper la demande qui leur sera adressée. L'économie se trouve alors bloquée dans un équilibre de sous-emploi associant des niveaux de production et d'emploi faibles du fait des anticipations pessimistes auto-réalisatrices des entreprises. Seule l'intervention d'un coordinateur extérieur peut réorienter l'économie vers un équilibre pareto-supérieur grâce à l'application d'une politique parvenant à redonner confiance aux consom-

mateurs.

La première section présente quelques approches macroéconomiques théoriques qui traitent de manière explicite ou implicite la confiance. La deuxième analyse le comportement des consommateurs et des entreprises ainsi que leurs relations à la confiance dans une approche macroéconomique particulière. Dans la troisième section, le modèle est estimé et ses performances évaluées. Dans la quatrième, une interprétation des résultats en termes de problème de coordination est proposée. Une attention particulière sera alors portée sur les équilibres généraux en fonction de l'intervention du coordinateur, et les implications de l'existence du problème de coordination en matière de politique économique.

4.1 Quelques approches macroéconomiques théoriques de la littérature

Les approches macroéconomiques faisant référence à la confiance sont de deux types. La plupart d'entre elles traitent la confiance de manière implicite (Cooper, 1999, Farmer, 1999). Les autres choisissent de formaliser la confiance de manière explicite, mais parfois au prix de la rigueur théorique (Burdekin et Langdana, 1995, Matsusaka et Sbordone, 1995).

Cette section qui n'est pas une revue de toute la littérature¹ vise à montrer comment la confiance est intégrée en macroéconomie à partir de la présentation relativement complète de cinq modèles.

4.1.1 Approches macroéconomiques théoriques avec traitement implicite de la confiance

Dans la macroéconomie moderne, les modèles cherchent de plus en plus à prendre en compte les croyances des agents. Plusieurs d'entre eux abordent de manière implicite les problèmes de confiance. Les deux modèles qui seront présentés ci-dessous ne sont que des illustrations parmi d'autres de ce type d'approches (Benhabib et Farmer, 1999, Guesnerie, 2001). Le premier, le modèle de Farmer (1999) permet de

¹Il existe d'autres façons de modéliser la confiance. Par exemple, les modèles d'utilité "à la Choquet" initiés par Schmeidler (1989) permettent de distinguer le pessimisme et l'optimisme (Tallon, 1998).

voir des notions qui sont importantes dans cette littérature comme la multiplicité d'équilibres, les croyances, et les anticipations auto-réalisatrices. Le second, le modèle de Cooper (1999) insiste davantage sur la capacité d'un gouvernement à rétablir la confiance des agents.

Le modèle de Farmer (1999)

Le modèle de Farmer (1999) est un modèle à générations imbriquées comprenant deux types d'agents, les jeunes et les vieux. A la première période, les individus sont jeunes et ils travaillent, et à la seconde, une fois devenus vieux, ils consomment.

Les agents de cette économie maximisent la fonction d'utilité suivante :

$$U = E_t \left[c_{t+1} - \frac{n_t^2}{2} / \Omega_t \right] \quad (4.1)$$

Sous les contraintes :

$$y_t = n_t \quad (4.2)$$

$$M_t \leq p_t y_t \quad (4.3)$$

$$M_t \geq p_{t+1} c_{t+1} \quad (4.4)$$

Où c_t est la consommation, n_t le travail que le jeune utilise pour effectuer la production y_t à la période t , M_t le stock de monnaie, et p_t le prix du bien de consommation en termes monétaires.

Les contraintes budgétaires (4.3) et (4.4) peuvent être consolidées dans la contrainte du cycle de vie qui suit :

$$p_{t+1} c_{t+1} - p_t n_t \leq 0 \quad (4.5)$$

Farmer suppose d'une part qu'il n'y a qu'un agent dans chaque génération, et d'autre part que c'est le même stock de monnaie qui circule dans l'économie à chaque période.

Par conséquent, le jeune en vendant au vieux le produit de son travail perçoit $\frac{M_t}{P_t}$, et on a :

$$\frac{M_t}{P_t} = n_t \quad (4.6)$$

On suppose que sa dotation initiale est un stock de monnaie M_0 .

La solution du programme de maximisation d'un agent à la période t compte

tenu de (4.1) et (4.5) est :

$$n_t = E_t \left[\frac{p_t}{p_{t+1}} \right] \quad (4.7)$$

Le terme $\frac{p_t}{p_{t+1}}$ est le taux d'intérêt réel entre les périodes. L'équation (4.7) signifie que l'emploi augmente si le taux réel anticipé augmente et traduit un mécanisme de substitution intertemporelle. En effet, quand les agents anticipent une évolution favorable des termes de l'échange, ils augmentent leur offre de travail aujourd'hui pour être en mesure de consommer demain, d'où une augmentation de la production.

En supposant que le gouvernement de cette économie achète à chaque période une quantité de bien g qui ne rapporte aucune utilité au consommateur, la condition d'équilibre du marché des biens est :

$$y_t = n_t = c_t + g \quad (4.8)$$

g peut être assimilé à la politique du gouvernement (on suppose que c'est une constante). Pour la financer, le gouvernement crée de la monnaie à chaque période. La contrainte budgétaire du gouvernement s'écrit alors :

$$M_t = M_{t-1} + gp_t \quad (4.9)$$

Il vient de (4.9) :

$$\frac{p_{t-1}}{p_t} = \frac{(M_t/p_t) - g}{M_{t-1}/p_{t-1}} \quad (4.10)$$

En remplaçant (4.6) et (4.10) dans (4.7), on obtient :

$$n_t^2 = E_t [n_{t+1} - g] \quad (4.11)$$

(4.11) est une fonction non linéaire qui résume la théorie de l'équilibre avec anticipations rationnelles. Une séquence de distributions de probabilités relatives à l'emploi qui satisfait à cette équation représente un tel équilibre.²

Ce modèle peut présenter deux types d'équilibres : les équilibres non stochastiques et les équilibres stochastiques.

²La condition initiale de cette économie d'après (4.6) et (4.9) s'écrit $M_1 = \frac{M_0 + gp_1}{p_1}$.

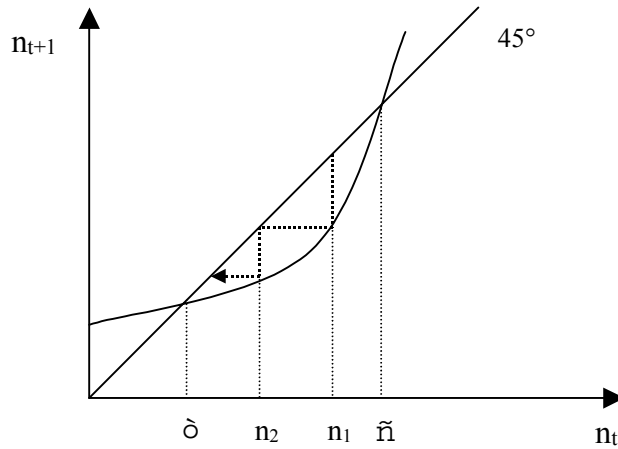


FIG. 4.1 – Equilibres multiples non stochastiques

La figure 4.1 montre la multiplicité des équilibres non stochastiques. Les équilibres associés à \bar{n} et n_1 sont stationnaires et sont obtenus à partir des racines de la forme quadratique $n^2 = n - g$. Les points n_1 et n_2 mais aussi tous ceux qui se situent dans l'intervalle $(0, \hat{n})$ sont non stationnaires, car ces derniers convergent vers l'équilibre dans lequel $n = \bar{n}$.³

D'un autre point de vue, on peut supposer que l'emploi suit un processus stochastique parce que les agents croient que les prix et les quantités fluctuent de manière aléatoire. On a alors :

$$n_{t+1} = n_t^2 + g + u_{t+1} \tag{4.12}$$

Où u_{t+1} est un processus stochastique arbitraire avec une moyenne conditionnelle nulle et un support dans l'intervalle $[-a, b]$. Ce processus définit une séquence de distributions de probabilité relatives à la variable aléatoire n_t . Cette séquence est conforme aux conditions d'existence d'un équilibre avec anticipations rationnelles (cf. équation 4.11).

Dans la figure 4.2, les deux courbes d'équation respectivement $n_t^2 + g - a$ et $n_t^2 + g + b$ coupent la droite à 45° à deux reprises. Tout équilibre associé au point $n_1 \in (0, \hat{n}_b)$ n'est que temporaire et converge avec une probabilité unitaire vers l'intervalle (\bar{n}_a, \bar{n}_b) .

³L'équilibre est stationnaire quand l'emploi n est constant au cours du temps, et non stationnaire quand la production et l'emploi varient à chaque période et ce même en l'absence de changements dans les fondamentaux économiques.

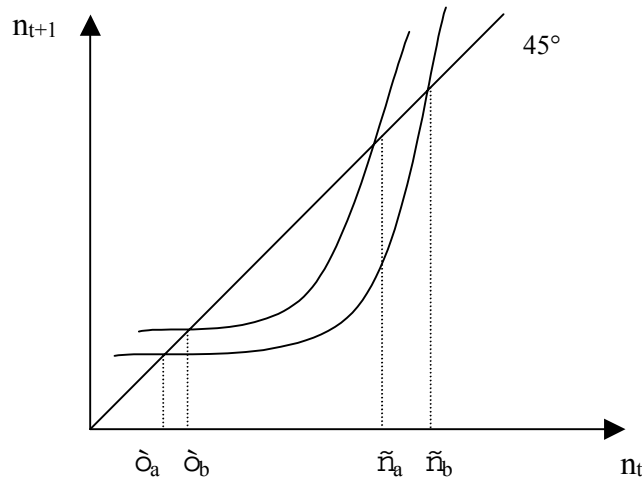


FIG. 4.2 – Equilibres multiples stochastiques

Dans ce modèle, les équilibres de taches solaires même s'ils sont non stationnaires convergent par conséquent vers des distributions stationnaires. Ces équilibres sont compatibles avec l'hypothèse d'anticipations rationnelles, car les individus ne sont confortés dans leurs croyances que par ce qu'ils apprennent de leur environnement.

De façon plus générale, les croyances des agents peuvent être considérées comme une règle mécanique que les agents utilisent pour prévoir le futur sous anticipations rationnelles.

En prenant l'exemple de la prévision des prix, la fonction de croyance que les agents utilisent est la suivante :

$$\frac{p_t}{p_{t+1}} = \left(\frac{p_{t-1}}{p_t} \right) \left[\frac{p_{t-1}}{p_t} - (u_t - \bar{u}) \right] + g + (u_{t+1} - \bar{u}) \quad (4.13)$$

où u_{t+1} et u_t sont des variables de taches solaires indépendamment distribuées avec une moyenne \bar{u} . Elles n'influent sur l'activité économique que par le fait que les agents croient qu'elles affectent les prix. La fonction de croyance (4.13) signifie que les agents croient que les prix sont aléatoires et que leurs variations dépendent de la différence entre u_{t+1} et \bar{u} .

D'après (4.6), (4.7) et (4.13), la demande de monnaie s'écrit :

$$\frac{M_t}{P_t} = E_t \left[\frac{p_t}{p_{t+1}} / \Omega_t \right] = \left(\frac{p_{t-1}}{p_t} \right) \left[\frac{p_{t-1}}{p_t} - (u_t - \bar{u}) \right] + g \quad (4.14)$$

et l'offre de monnaie :

$$\frac{M_t}{P_t} = \frac{M_{t-1}}{p_{t-1}} \left(\frac{p_{t-1}}{p_t} \right) + g \quad (4.15)$$

Si les agents utilisent la même règle de prévision (4.13), le niveau du prix à la période t découle de l'équilibre entre (4.14) et (4.15), soit :

$$\frac{p_{t-1}}{p_t} = \left(\frac{p_{t-2}}{p_{t-1}} \right) \left[\frac{p_{t-2}}{p_{t-1}} - (u_{t-1} - \bar{u}) \right] + g + (u_t - \bar{u}) \quad (4.16)$$

La fonction de croyances est donc auto-réalisatrice puisque les agents en utilisant pour prévoir les prix à la période t la même fonction de croyances qu'ils ont utilisée aux périodes précédentes ne se trompent pas.

Le modèle de Cooper ou le gouvernement comme source de confiance

Cooper (1999) reprend le modèle de Diamond et Dybvig (1983) pour montrer que l'Etat peut intervenir comme coordinateur pour rétablir la confiance des agents (*government as a source of confidence*). Néanmoins, la confiance n'apparaît dans son modèle que de manière très implicite.

Le modèle se développe sur trois périodes. A la première période, N agents reçoivent une dotation initiale d'un bien. La probabilité qu'un de ces agents consomme seulement à la deuxième période (il meurt après cette période) est π . La probabilité qu'il consomme seulement à la troisième période est $1 - \pi$.

Pour faciliter le transfert des ressources entre les différentes périodes, un intermédiaire offre aux agents des contrats de dépôt permettant de recevoir c_2 pour la deuxième période, et c_3 pour la troisième, par unité de biens déposés à la première période.

Par ailleurs, les biens produits au cours de la première période sont utilisés comme facteurs de production. La technologie disponible permet de livrer soit une seule unité de bien par unité déposée à la deuxième période ($R = 1$), soit plus d'une unité de bien par unité déposée mais à la troisième période ($R > 1$).

Enfin, le type d'un agent est une information privée dont il n'a connaissance qu'au début de la deuxième période.

L'intermédiaire offre par conséquent à la première période un contrat qui résulte de la maximisation de la fonction (4.17) sous la contrainte (4.18) :

$$U = \pi u(c_2) + (1 - \pi)u(c_3) \quad (4.17)$$

$$(1 - \pi)c_3 = (1 - \pi c_2)R \quad (4.18)$$

Avec $u(c)$ une fonction d'utilité strictement croissante et strictement concave.

Le contrat est optimal lorsque :

$$u'(c_2) = Ru'(c_3) \quad (4.19)$$

On peut distinguer plusieurs équilibres. Au premier, tous les agents révèlent leurs types étant donné que chacun a intérêt à dire la vérité. Les premiers consommateurs n'ont aucun intérêt à tricher s'ils ne consomment pas à la troisième période. Si les derniers ne sont pas malhonnêtes, alors l'ultime consommateur ne le sera pas non plus tant que $c_2 < c_3$.

Au second, tous les agents veulent être les premiers à consommer. Le dernier n'a aucune chance en révélant son vrai type, car l'intermédiaire ne peut faire face aux retraits simultanés des dépôts. Cet équilibre est le bank run, car il conduit à la disparition de l'intermédiaire.

L'intervention du gouvernement en pareilles circonstances peut être efficace dans la mesure où elle empêche la faillite bancaire. La politique appropriée pour le gouvernement consiste à garantir les fonds de tous les agents ne faisant pas de retraits auprès de l'intermédiaire. En effet, la confiance des agents en cette assurance permet d'éviter la faillite et donc le déclenchement de la garantie. Cette coordination de l'Etat a été observée dans les années trente aux Etats-Unis. Alors que les faillites bancaires se multipliaient, le gouvernement avait imposé avec succès l'assurance des dépôts.

4.1.2 Approches macroéconomiques théoriques avec traitement explicite de la confiance

Les modèles de Farmer (1999) et de Cooper (1999) ne faisaient intervenir la confiance que de manière indirecte. Aussi, ne contenaient-ils pas de formalisation spécifique de la confiance. Les trois modèles que nous présenterons dans cette sous-section se caractérisent par leur volonté de formaliser le concept de la confiance. Weil (1987) choisit d’appréhender la confiance comme une probabilité, Burdekin et Langdana (1995) comme une variable endogène, et Matsusaka et Sbordone (1995) comme un paramètre arbitraire.

Le modèle de Weil

Dans le modèle à générations imbriquées de Weil (1987), il existe un transfert entre générations dont l’objet est un capital intrinsèquement inutile, la monnaie. Les individus vivent à deux périodes : jeunes, ils consomment et détiennent de la monnaie, et vieux, ils ne font que consommer. La confiance intervient dans le modèle, car en l’absence de garantie gouvernementale, rien de tangible n’assure les jeunes qu’ils pourront échanger leur monnaie contre des biens.

Nous verrons comment Weil justifie la nécessité de la confiance. Et, avant de considérer les propositions qu’il fait sur l’existence d’une bulle, nous verrons les conditions de maximisation.

Weil analyse une économie d’échange dans laquelle il y a un bien périssable et non produit de type “manne”.⁴ Les jeunes reçoivent e_1 unités de bien et consomment c_{1t} à la période t . Les vieux reçoivent e_2 unités de bien et consomment c_{2t} à la période t . En outre, un agent qui achète m_t unités de monnaie au prix des biens P_t , acquiert un droit de pouvoir consommer $P_{t+1}m_t$. Un jeune n’achètera de la monnaie que s’il croit qu’il existe une probabilité significative de revente à la future génération de jeunes, c’est-à-dire s’il a confiance dans la valeur future de la monnaie. Dans l’économie de Weil, les agents croient que le prix de la monnaie est aléatoire et qu’il suit un processus de Markov (Tableau 4.1).⁵

⁴Dans l’article de 1987, il analyse aussi une économie de production dans laquelle le bien est produit par des entreprises concurrentes.

⁵Weil doit cette formalisation d’une bulle stochastique à Blanchard (1979) et à Blanchard et Watson (1982).

	$P_t = p_t > 0$	$P_t = 0$
$P_{t+1} = p_{t+1} > 0$	q	0
$P_{t+1} = 0$	$1 - q$	1

TAB. 4.1 – Matrice de transition du processus de Markov

Si la monnaie n'est pas valorisée aujourd'hui, elle ne le sera pas non plus à l'avenir. La probabilité que $P_{t+1} = p_{t+1} > 0$ est par conséquent nulle. En revanche, si elle est valorisée aujourd'hui, la probabilité qu'elle le reste est q , et la probabilité qu'elle n'ait aucune valeur en $t + 1$ est $1 - q$.

La probabilité q peut être considérée comme la confiance dans la valeur réelle de la monnaie, et la matrice de transition, comme la théorie auto-réalisatrice de la détermination des prix des agents. Weil nomme $1 - Q$ le taux maximum de méfiance compatible avec l'existence d'un équilibre avec monnaie valorisée, ou encore le taux minimum de confiance permettant à une bulle stochastique sur la monnaie d'exister.⁶ Cette bulle a une durée de vie finie, car la limite de q^T quand T tend vers l'infini est nulle, q étant inférieur à l'unité.

Les agents maximisent une espérance d'utilité à la Von Neumann - Morgenstern. L'espérance d'utilité d'un agent né en t est :

$$V = E_t[u(c_{1t}) + \beta u(c_{2t})] \quad (4.20)$$

où $E_t[\dots]$ est l'anticipation conditionnelle à l'information dont dispose le jeune au temps t , c'est-à-dire e_1 , e_2 et P_t . Le facteur d'escompte β s'exprime de la façon suivante :

$$\beta = (1 + \delta)^{-1} \quad (4.21)$$

avec $\delta > 0$, le taux subjectif de préférence pour le présent.

L'agent va maximiser (4.20) par rapport à c_{1t} , c_{2t} et m_t , sous les trois contraintes ci-dessous :

$$c_{1t} + P_t m_t = e_1 \quad (4.22)$$

$$c_{2t} = P_{t+1} m_t + e_2 \quad (4.23)$$

⁶ Q est fonction de l'importance de l'inefficacité de l'économie non monétaire, c'est-à-dire de l'écart entre le taux de croissance et le taux d'intérêt non monétaire. L'économie non monétaire est dite inefficace quand le taux de croissance est supérieur au taux d'intérêt non monétaire.

$$c_{1t}, c_{2t}, m_t \geq 0 \quad (4.24)$$

La condition du premier ordre de ce programme de maximisation est :

$$E_t [P_t u'(c_{1t}) - \beta P_{t+1} u'(c_{2t})] = 0 \quad (4.25)$$

Cette condition dépend de l'état de la nature en t . Deux cas peuvent alors se présenter.

- Cas n° 1 : $P_t = p_t > 0$, le prix futur sera conditionné par la probabilité que la monnaie reste valorisée à l'avenir. A partir de (4.22), (4.23) et (4.25), on a :

$$E_t [p_t u'(e_1 - p_t m_t) - \beta q p_{t+1} u'(P_{t+1} m_t + e_2)] = 0$$

d'où l'égalité suivante :

$$u'(e_1 - p_t m_t) = \beta q \frac{p_{t+1}}{p_t} u'(P_{t+1} m_t + e_2) \quad (4.26)$$

Si les agents sont neutres par rapport au risque, cela implique que $u'(e_1 - p_t m_t) = u'(P_{t+1} m_t + e_2)$ ou encore que $q \frac{p_{t+1}}{p_t} = 1 + \delta$. En d'autres termes, le taux anticipé de rendement sur les bulles est égal au taux de préférence pour le présent (cf. Weil, 1987).

- Cas n°2 : $P_t = 0$, d'après les hypothèses de départ, la monnaie qui n'est pas valorisée en t , ne le sera pas non plus en $t + i$, donc $P_{t+1} = 0$ avec une probabilité unitaire. L'économie est alors non monétaire, et à l'optimum, on a :

$$c_{it}^* = e_i \quad i = 1, 2 \quad (4.27)$$

L'équilibre d'une économie non monétaire sans échange est dynamiquement efficient si le taux d'intérêt implicite sans échange (\bar{R}) est supérieur ou égal au taux de croissance démographique n . Weil le définit comme suit :

$$1 + \bar{R} = u'(e_1) / [\beta u'(e_2)] \quad (4.28)$$

Pour parvenir à l'équilibre monétaire, on suppose que l'offre nominale agrégée

de monnaie est égale à un. L'équilibre est :

$$N_t m_t = 1 \quad (4.29)$$

où N_t est la population d'agents qui croît au taux n .

La masse monétaire en $t + 1$ est la masse en t actualisée au taux n , soit :

$$m_{t+1} = (1 + n)^{-1} m_t \quad (4.30)$$

On peut alors réécrire (4.26) en posant $b_t = p_t m_t$, et en supposant que $0 \leq p_t m_t \leq e_1$ et $p_t > 0$. On obtient :

$$u'(e_1 - b_t) = \beta q \left(\frac{b_{t+1}}{m_{t+1}} \cdot \frac{m_t}{b_t} \right) u'[e_2 + b_{t+1}(1 + n)]$$

ou encore,

$$b_t u'(e_1 - b_t) = \beta q (1 + n) b_{t+1} u'[e_2 + b_{t+1}(1 + n)] \quad \text{avec } 0 < b_t \leq e_1 \quad (4.31)$$

b_t est la bulle réelle par tête. Pour qu'il y ait équilibre, elle doit être positive mais inférieure aux ressources d'un jeune.

A ce stade, Weil (1987) fait deux propositions sur l'existence d'une bulle en économie d'échange.

La première stipule qu'une bulle aléatoire stationnaire $b_t = \tilde{B} > 0$ pour tout t existe et est unique, si et seulement si $q > (1 + \bar{R})/(1 + n) \equiv Q$ et si la bulle n'est pas trop risquée. Cette bulle croît avec la confiance dans la valeur réelle de la monnaie, et disparaît quand la confiance est minimale. En d'autres termes, $\frac{\partial \tilde{B}(q)}{\partial q} > 0$ et $\tilde{B}(q) = 0$. Elle n'existe pas lorsque l'économie sans bulle est efficiente ($\bar{R} \geq n$).

La deuxième proposition est formulée dans le cadre d'une élasticité du taux d'intérêt rémunérant l'épargne toujours positive ou nulle. En admettant que la fonction d'utilité satisfait à cette hypothèse quand $q = 1$. Si $q \leq Q$, une bulle stochastique sur monnaie est impossible. Si $q > Q$, il existe une bulle maximale sur monnaie, et en fonction de la valeur de \tilde{B} par rapport à la valeur de la bulle initiale b_0 , on peut observer la dynamique de l'économie.

- Si $b_0 < \tilde{B}$, l'économie converge vers l'équilibre non monétaire, même avant l'éclatement de la bulle,

- Si $b_0 = \tilde{B}$, $b_t = \tilde{B}$ quel que soit t , la bulle stochastique est stationnaire,
- Si $b_0 < \tilde{B}$, le sentier n'est pas plausible car il existe une probabilité significative que la valeur réelle de la bulle excède la dotation des jeunes en horizon fini.

La deuxième proposition signifie que si l'élasticité du taux d'intérêt rémunérant l'épargne n'est pas négative, $q > Q$ est une condition nécessaire et suffisante à l'existence d'équilibres avec bulles non stationnaires.

De cette étude, il ressort que le transfert d'un actif intrinsèquement inutile d'une génération à l'autre est possible dans la mesure où les agents ont un niveau minimum de confiance dans la valeur future de l'actif. Le cadre de Weil peut être utilisé pour l'étude d'autres problèmes faisant intervenir la confiance comme la sécurité sociale ou la dette publique.

Le modèle de Burdekin, Langdana et Mellon

Le modèle développé par Burdekin et Langdana (1995, chapitre 8) en collaboration avec Mellon comprend les trois marchés traditionnels (travail, monnaie, et biens) et surtout une endogénéisation de la confiance. Après avoir successivement analysé les différents marchés, nous nous intéresserons aux résultats du modèle.

Par commodité d'écriture, d et s en exposant désignent respectivement la demande et l'offre, $E[X_{t+i}/t - j]$ est l'anticipation rationnelle de X_{t+i} à partir de l'information disponible au temps $t - j$, et les minuscules sont mises pour les variables exprimées en logarithme (sauf pour les taux d'intérêt et d'imposition).

- Sur le marché du travail

Le salaire réel influe positivement sur l'offre de travail (4.33) et négativement sur la demande de travail (4.32). En outre, cette dernière dépend aussi de la confiance de l'investisseur de manière positive.

$$n_t^d = k_0 f_t - k_4 (w_t - p_t) \quad (4.32)$$

$$n_t^s = k_5 (w_t - p_t) \quad (4.33)$$

où n_t est le travail, f_t la confiance de l'investisseur, w_t le salaire nominal et p_t le prix des biens.

La confiance de l'investisseur est liée positivement au produit qu'il soit courant ou anticipé, mais négativement au taux d'imposition. Enfin, elle est influencée par

un choc de confiance. Son équation est la suivante :

$$f_t = u_t^0 y_t + u_t^1 E[y_{t+1}/t] - k_2 t_t + v_t^f \quad (4.34)$$

où y_t est le produit national réel, t_t le taux fiscal marginal, et v_t^f est le choc de confiance de moyenne nulle et de variance finie identiquement et indépendamment distribuée. Ces caractéristiques valent pour tous les chocs intervenant dans le modèle.

- Sur le marché de la monnaie

Burdekin, Langdana et Mellon retiennent une demande de monnaie réelle traditionnelle dépendant du produit et du taux d'intérêt nominal, i_t . Par contre, l'offre de monnaie est non seulement fonction du prix du bien et d'un choc monétaire v_t^m , mais aussi d'un mécanisme intégrant la confiance de l'investisseur. Soient :

$$m_t^d = g y_t - h i_t \quad (4.35)$$

$$m_t^s = x_t(\bar{f} - f_t) + p_t + v_t^m \quad (4.36)$$

où \bar{f} est la tendance de long terme de confiance servant de cible à la banque centrale, x_t est le pourcentage se rapportant à la limite des fluctuations entre la confiance de l'investisseur et la tendance de long terme.

Si la différence ($\bar{f} - f_t$) est négative - la cible est inférieure à la confiance endogène, alors la banque centrale réduira son offre de monnaie. Par ailleurs, il est facile de revenir à une offre de monnaie à la Friedman en supposant que la banque centrale n'a aucun objectif de confiance. Dans ce cas, x_t est nul.

- Sur le marché des biens

Le produit national y_t , facteur explicatif de la confiance de l'investisseur, résulte de la confrontation de l'offre et de la demande de biens. L'offre dépend de l'emploi et d'un choc d'offre. La demande est fonction de la demande de consommation c_t , de l'investissement I_t , et d'un choc de demande. On a :

$$y_t^d = c_t + I_t + v_t^d \quad (4.37)$$

$$y_t^s = k_7 n_t + v_t^s \quad (4.38)$$

La demande agrégée incorpore la confiance tant de l'investisseur que du consom-

mateur. En effet, la fonction de consommation a comme argument le revenu disponible et une tendance intégrant la confiance du consommateur \bar{c} . Quant à la fonction d'investissement, elle est constituée d'une expression des taux d'intérêts nominaux domestiques i_t , et d'une tendance intégrant la confiance de l'investisseur \bar{I} . Soient :

$$c_t = b(1 - t_t)y_t + \bar{c} \quad (4.39)$$

$$I_t = -zi_t + \bar{I} \quad (4.40)$$

On peut donc réécrire l'équation de la demande en utilisant un seul terme de confiance f_t .

$$y_t^d = b(1 - t_t)y_t - zi_t + k_6 f_t + v_t^d \quad (4.41)$$

- Résultats du modèle

Burdekin, Langdana, et Mellon ramènent le modèle à un système de trois équations avec trois variables endogènes (y_t, p_t, w_t) . On a par conséquent :

$$Ay_t^* = BE[y_{t+1}^*/t] + Dm_t^* + Jv_t^* \quad (4.42)$$

avec $y_t^* = [y_t, p_t, w_t]$, $m_t^* = [t_t, m_t]$, et $v_t^* = [v_t^s, v_t^d, v_t^m]$.

(4.42) est un équation récurrente avec anticipations rationnelles. Pour la résoudre, les auteurs ont eu recours à une version vectorielle augmentée de la méthode des coefficients indéterminés (Aoki et Canzoneri, 1979). Cette méthode comprend deux étapes. Dans la première, on postule la forme de la solution grâce à l'expérience ou à la forme issue des substitutions répétées. Dans la seconde, on cherche les coefficients qui permettent à l'équation d'avoir une solution de la forme retenue.

Burdekin et al. supposent que la solution pour chaque variable endogène dépend des variables exogènes et des chocs :

$$y_t^* = B_0 m_t^* + B_1 v_t^* \quad (4.43)$$

La résolution du modèle les conduit aux conclusions qui suivent. Dans le cas général, la politique monétaire non discrétionnaire ($x_t = 0$) est supérieure à la politique discrétionnaire ($0 < x_t \leq 1$), car elle minimise les variances de la production et du prix. Dans le cas particulier où les autorités monétaires interviennent au début de la récession avant que la confiance du consommateur et de l'investisseur ne dé-

cline irrémédiablement, la seconde politique est meilleure que la première. En pleine récession, la confiance est composée essentiellement des anticipations des agents sur la détérioration de la croissance, et la politique discrétionnaire ne peut empêcher la chute continue de la confiance.

En conséquence, Burdekin, Langdana et Melon suggèrent qu'une politique monétaire associant les règles à la discrétion est opportune, ce qui rend un peu désuet le débat opposant systématiquement la règle à la discrétion.

Le modèle de défaut de coordination de Matsasuka et Sbordone

Matsasuka et Sbordone (1995) modélisent la fabrication sur commande en considérant un bien de consommation atypique : la maison. Un individu a deux possibilités : soit il fait construire sa maison avec la couleur désirée, soit il va sur le marché de la revente et est contraint d'accepter les couleurs disponibles. Dans ce dernier cas, une mauvaise couleur lui procure une utilité plus faible.

Le modèle se déroule sur deux périodes. A la fin de la première, les consommateurs soumettent leurs ordres aux agences immobilières en fonction des revenus qu'ils ont anticipés. Les individus dont les ordres dépassent les revenus effectifs ont la possibilité de revendre une partie de ceux-ci. Evidemment, cette revente se fait à perte car les caractéristiques qu'ils proposent ne correspondant pas nécessairement à celles que désirent les acheteurs potentiels, le prix d'un tel bien est inférieur au prix d'un bien sur mesure. En revanche, les individus qui ont sous-estimés leur capacité de financement devront se rendre sur le marché de la revente pour acheter des maisons dont les caractéristiques peuvent ne pas coïncider avec leurs goûts.

Pour éviter d'avoir à effectuer au cours de la seconde période des transactions non rentables, les consommateurs cherchent donc à passer des ordres en adéquation avec leurs revenus. En supposant qu'ils anticipent des revenus faibles, ils soumettront des ordres inférieurs aux entrepreneurs, ce qui conduira ces derniers à offrir moins d'emplois et par conséquent à distribuer moins de revenus aux consommateurs. Ces consommateurs ne pourront passer que des ordres à la hauteur de leurs revenus à savoir des ordres faibles. Le modèle admet donc des anticipations auto-réalisatrices. Le niveau de production est alors déterminé non seulement par les fondamentaux économiques mais aussi par un autre paramètre que les auteurs assimilent au sentiment du consommateur.

Matsusaka et Sbordone retiennent l'existence d'une firme représentative et d'un continuum d'agents identiques sur l'intervalle $[0,1]$.

La consommation de l'agent i est composée de deux types de biens : des biens commandés et des biens standardisés. Pour l'agent i , on a :

$$c_i = c_{0i} + \tau c_{1i} \quad (4.44)$$

avec $\tau \leq 1$, les agents préférant les biens spécifiques.

L'agent i a une fonction d'utilité (4.45) et est astreint à une contrainte budgétaire (4.46).

$$u_i = c_i - \frac{1}{2}l_i^2 \quad (4.45)$$

$$wl_i = c_i \quad (4.46)$$

où l_i est l'offre de travail de l'agent i .

La production Y est assurée par un secteur concurrentiel regroupant plusieurs firmes. Par simplification, on ne raisonnera que sur le comportement agrégé de ces firmes par le truchement de la firme représentative. Soit :

$$Y = A \int_0^1 l_i di \quad (4.47)$$

où A représente les fondamentaux économiques.

Il existe une seule et même technique de production que les biens soient faits sur mesure ou qu'ils soient standardisés. On a :

$$Y = \int c_{0i} di + \int c_{1i} di \quad (4.48)$$

Chaque agent désire une quantité q_i de bien fait sur mesure supérieure ou égale à la consommation effective de ce type de biens ($c_{0i} \leq q_i$), puis il passe des ordres aux firmes. Ces dernières produisent les maisons et versent les salaires aux taux w égal à une unité de bien. Pour payer leur commande, les travailleurs dont les salaires sont insuffisants iront sur le marché secondaire pour vendre une partie de leurs biens au prix p_1 avec $p_1 \leq 1$, $p_1 = 1$ étant le meilleur prix qu'ils peuvent espérer en tirer.

p_1 est déterminé par la confrontation de l'offre de ces travailleurs sur le marché de la revente et de la demande exprimée par ceux qui ont passé moins de commandes

qu'ils n'en pouvaient. Matsusaka et Sbordone supposent pour cela que les agents sont obligés de dépenser l'intégralité de leurs revenus.

p_0 le prix des biens fait sur mesure est normalisé à l'unité, le prix des biens génériques (p_1) est égal à τ , c'est à dire qu'il compense leur moindre utilité.

- Cas n° 1 : $\tau = p_1 = 1$

Dans ce cas, la firme représentative est indifférente entre vendre sa production sur le premier marché et la vendre sur le second. Son profit est :

$$\Pi = A \int l_i d_i - w \int l_i d_i \quad (4.49)$$

A l'équilibre, le profit étant nul, on obtient :

$$w^* = A \quad (4.50)$$

De leur côté, les consommateurs maximisent leur fonction d'utilité (4.45) sous leur contrainte budgétaire (4.46). On a alors $l_i^* = w^*$ et un équilibre pareto-optimal unique :

$$Y^* = A \int l_i^* d_i = A^2 \quad (4.51)$$

La production ne variera donc qu'en fonction des fondamentaux économiques.

- Cas n° 2 : $\tau = p_1 < 1$

La firme produit pour le premier marché en fonction des ordres passés. Elle sait que si elle produit pour le second marché, elle versera un salaire au taux $p_1 A$, ce qui réduit d'autant les possibilités de trouver de la main d'œuvre. Ces derniers, de leur côté, vont limiter leurs ordres à leur capacité financière, car ils savent que toute transaction sur le second marché est coûteuse (le prix est moindre).

Matsusaka et Sbordone introduisent alors dans le modèle un paramètre arbitraire S appartenant à l'ensemble $(\tau, 1)$ qu'ils assimilent en conclusion à la confiance du consommateur. Ce paramètre n'intervient pas dans la fonction d'utilité du consommateur, si bien que ce dernier offre la même quantité de travail que précédemment $l_i^s = A = w$. En revanche, la firme représentative détermine leur demande de travail en fonction du paramètre S , de telle sorte que $l_i^{*d} = SA$. L'équilibre s'établit selon

une règle de rationnement $l_i^* = \min l_i^*$, on a alors $l_i^* = SA$. Le niveau de production obtenu est :

$$Y^* = A \min l_i = SA^2 \quad (4.52)$$

Le niveau de production dépend donc des fondamentaux économiques mais également de la confiance des consommateurs. En effet, lorsque $\tau < 1$, compte tenu de leurs pouvoirs d'achat, les individus n'ont aucune incitation à passer des ordres ni plus bas, ni plus élevés. Si dans le premier cas, ils peuvent au mieux espérer conserver le niveau d'utilité obtenu quand $\tau = 1$, dans le second, ils sont sûrs d'atteindre un niveau d'utilité inférieur. Ils vont donc passer des ordres conformes à l'équilibre qu'ils pensent voir se réaliser. S'ils anticipent $Y^* = SA^2$, ils vont prendre les décisions qui leur permettront d'atteindre le plus justement cet équilibre.

Les formalisations de la confiance dans le modèle de Burdekin et Langdana et dans celui de Matsusaka et Sbordone de par leur caractère ad hoc ne sont pas très satisfaisantes. La formalisation retenue dans celui de Weil reste la plus intéressante, mais il est vrai que ce modèle se rapproche beaucoup des modèles qui traitent de la confiance de manière implicite.

Néanmoins, tous ces modèles ont montré sur le plan théorique l'importance de la confiance dans le raisonnement macroéconomique. Il importe de tester la validité de leurs conclusions sur le plan empirique.

4.2 Une approche macroéconomique particulière

Les modèles théoriques qui viennent d'être présentés, à notre connaissance, n'ont pas été testés par des méthodes économétriques. Si Matsusaka et Sbordone (1995) réalisent une étude empirique, celle-ci est en décalage avec l'approche théorique qu'ils développent. La modélisation VAR qu'ils utilisent témoignent de leur volonté de ne pas se restreindre à la présentation théorique qui semble n'être dans leur article qu'un prélude.

Néanmoins, la difficulté de tester empiriquement un modèle théorique intégrant la confiance semble moins provenir des limites économétriques que de la difficulté de formaliser de manière satisfaisante et directe la confiance. Il faut distinguer les modèles qui traitent de manière explicite la confiance des autres modèles, car ils paraissent plus prompts aux tests économétriques. Ces modèles sont malheureusement relativement ad hoc et ne satisfont pas aux exigences théoriques de la recherche actuelle en macroéconomie.

Afin d'éviter ces problèmes empiriques conjugués à l'insatisfaction de la formalisation de la confiance, nous avons choisi de nous limiter à une approche macroéconomique empirique particulière. En l'état actuel de la recherche, ce choix reste l'un des meilleurs (sinon le meilleur) qui puissent nous permettre de tester empiriquement la confiance des consommateurs au niveau macroéconomique.

En conséquence, pour atteindre cet objectif, notre approche sera synthétisée par un modèle à équations linéaires simultanées, puis sera évaluée empiriquement par la méthode des moments généralisés. Cette section est consacrée exclusivement à la présentation du modèle, de la méthode d'estimation, et des données.

4.2.1 Le modèle

L'économie considérée dont le fonctionnement est décrit de manière schématique dans la figure 4.3 comprend trois types d'agents : les consommateurs, les entreprises et l'Etat.

Les consommateurs déterminent leur demande de biens en fonction non seulement de leurs revenus et de leurs habitudes de consommation mais aussi de leur confiance. Pour justifier cette intrusion de la confiance dans la fonction de consommation, on peut supposer que les dépenses de consommation des ménages sont réparties en deux types. Le premier concernerait les dépenses que les consommateurs

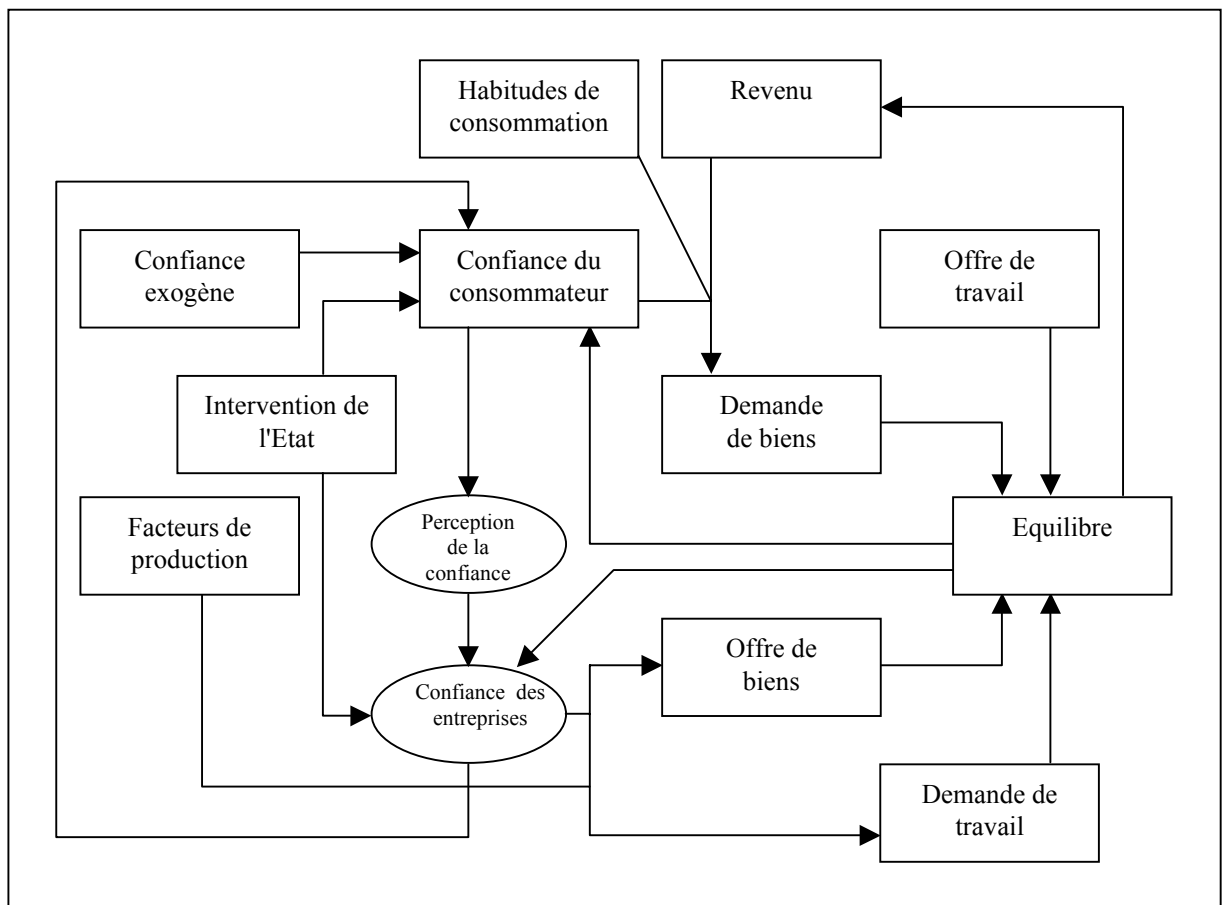


FIG. 4.3 – Représentation de l'économie

réaliseraient indépendamment de leur état psychologique, à l'opposé du second qui aurait trait aux dépenses liées au degré de confiance des consommateurs.⁷

Pour déterminer leur offre de biens et la quantité de travail nécessaire à la production, les entreprises réalisent des anticipations rationnelles de demande et tiennent compte de la quantité disponible de facteurs de production. Néanmoins, les contraintes techniques auxquelles sont soumises les entreprises sont assez lâches, car nous nous situons dans une configuration économique proche de celle de la France, pour des raisons de commodité liées à l'application empirique.

C'est pourquoi nous supposons qu'en plus des facteurs de production, les autres déterminants du niveau futur de la production des entreprises sont la perception qu'elles ont de la confiance des consommateurs et l'intervention gouvernementale. En fonction de la perception qu'elles auront de l'état de la confiance des consommateurs, les entreprises auront plus ou moins confiance dans leurs perspectives d'activité. Le lien entre la confiance des consommateurs et celle des entreprises doit être envisagé également dans l'autre sens. L'exemple des scandales financiers au début 2002 aux Etats-Unis est assez édifiant. A mesure que la sincérité des comptes des grandes entreprises américaines était remise en cause, la confiance des entreprises se dégradait. La chute des cours boursiers (ou l'accentuation de la chute) qui a suivi a alors miné la confiance des petits porteurs, lesquels sont également des consommateurs.

Enfin, notre approche macroéconomique retient une conception relativement large de l'Etat. Il peut intervenir dans l'économie de diverses manières (politique économique, planification), mais il a essentiellement deux choix. Soit il mène une politique volontariste en direction des consommateurs et / ou en direction des entreprises (baisse d'impôt, subvention), soit il s'abstient de toute intervention discrétionnaire.

Nous pouvons synthétiser ces différentes relations par le système d'équations suivant :

$$C_t = \alpha_{11}Y_t + \alpha_{12}C_{t-1} + \alpha_{13}F_c c_t + v_{1t} \quad (4.53)$$

$$Q_t = \alpha_{21}K_{t-1} + \alpha_{22}L_t + \alpha_{23}F_e e_t + v_{2t} \quad (4.54)$$

⁷La forme de la fonction de consommation serait par conséquent proche de celle de Brown dans le modèle de formation d'habitudes, soit $C_t = (a + f)R_t + bC_{t-1}$, avec $0 \leq f \leq a$, $0 < a \leq 1$, et $0 \leq a + f \leq 1 - b$. Dans cette équation, C désigne la consommation, R le revenu et $a + f$ la propension marginale à consommer le revenu. La particularité de cette fonction réside dans la décomposition de la propension marginale en une propension classique (a) et une autre relative au degré de confiance des consommateurs (f).

$$Y_t = \alpha_{31}K_{t-1} + \alpha_{32}L_t + \alpha_{33}C_t + \alpha_{34}Fc_t + v_{3t} \quad (4.55)$$

$$L_t = \alpha_{41}Q_t + \alpha_{42}Fe_t + \alpha_{43}L_{t-1} + v_{4t} \quad (4.56)$$

$$Fc_t = \alpha_{51}C_t + \alpha_{52}Y_t + \alpha_{53}Fc_{t-1} + \alpha_{54}L_t + \alpha_{55}G_t + \alpha_{56}Fe_t + v_{5t} \quad (4.57)$$

$$Fe_t = \alpha_{61}Q_t + \alpha_{62}Fc_t + \alpha_{63}G_t + v_{6t} \quad (4.58)$$

Où C est la consommation, Y le revenu, Fc la confiance des consommateurs, Q la production, K le capital, L l'emploi, Fe la confiance des entreprises, G l'intervention de l'Etat, et v_i le terme d'erreur de la $i^{\text{ème}}$ équation.

Le passage de la présentation littéraire et schématique de l'approche aux équations ci-dessus nous a contraint à procéder à quelques aménagements.

En premier lieu, pour représenter les habitudes de consommation, la consommation retardée d'une période a été choisie. Ce choix est lié à la forme de la fonction de consommation de Brown (1952) dans le modèle de formation d'habitudes.

En deuxième lieu, la confiance exogène ne pouvant être modélisée de manière satisfaisante, nous avons opté pour un mécanisme d'ajustement partiel permettant de prendre en compte l'état de la confiance des consommateurs aux dates antérieures (ici, le trimestre précédent).

En troisième lieu, comme l'équilibre économique n'est pas une variable, il intervient de manière indirecte dans les équations via la production, les facteurs de production ou la consommation.

En quatrième et dernier lieu, la variable G peut être une dépense ou une recette publique qui peut traduire une volonté politique de l'Etat mais aussi une incidence de son intervention réglementaire.

4.2.2 Présentation de la méthode des moments généralisés

Avant d'exposer la méthode des moments généralisés appliqués aux modèles à équations simultanées, il convient de rappeler les raisons qui nous ont conduits à recourir à une méthode à variables instrumentales.

Soit le modèle classique,

$$y = X\beta + \varepsilon \quad (4.59)$$

où y est la variable dépendante, X le vecteur des variables explicatives au nombre de K et ε le terme d'erreur.

Les variables explicatives sont supposées indépendantes des perturbations. Cela se traduit par la nullité de l'espérance des erreurs conditionnelle aux observations X , soit $E[\varepsilon/X] = 0$. Sous réserve du respect d'autres hypothèses comme l'homoscédasticité des erreurs ou l'absence de spécification erronée, les estimateurs des moindres carrés ordinaires (MCO) de β et de σ^2 (variance de β) sont sans biais.⁸

Cependant, les variables explicatives sont parfois corrélées avec les perturbations ce qui pose la question de la robustesse des estimateurs MCO. Quand cette corrélation disparaît asymptotiquement, les estimateurs des MCO de β et de σ^2 sont biaisés mais convergents, c'est-à-dire qu'ils conservent les bonnes propriétés asymptotiques.⁹

Lorsque la corrélation entre les perturbations et les variables explicatives ne disparaît pas asymptotiquement, les estimateurs MCO de β et de σ^2 sont non seulement biaisés mais aussi non convergents. Il n'est donc pas possible de mener les procédures usuelles de test et d'intervalles de confiance. Dans ce cas, les estimateurs de variables instrumentales s'avèrent nécessaires.

On suppose qu'il existe un ensemble de L variables dans Z dites instrumentales, avec $L \geq K$ tel que Z est corrélé à X mais non avec ε . Cette dernière condition appelée condition d'orthogonalité stipule que les variables instrumentales ne doivent pas être corrélées avec les perturbations. L'utilisation de variables instrumentales donne lieu à deux types d'estimateur de variables instrumentales en fonction des propriétés des perturbations.

Si les perturbations ne sont ni autocorrélées, ni hétéroscédastiques, l'estimateur des variables instrumentales est biaisé mais convergent. Si elles sont autocorrélées et / ou hétéroscédastiques, il est nécessaire d'appliquer la méthode des variables instrumentales au modèle transformé suivant :

$$\Omega^{-1/2}y = \Omega^{-1/2}X\beta + \Omega^{-1/2}\varepsilon \quad (4.60)$$

⁸Un estimateur est dit sans biais quand son espérance mathématique est égale à la vraie valeur. On a par conséquent $E[\hat{\beta}] = \beta$ et $E[\hat{\sigma}^2] = \sigma^2$.

⁹Un estimateur convergent est un estimateur qui converge en probabilité vers la vraie valeur quand la taille de l'échantillon tend vers l'infini. Dans le cas présent, on a $p \lim_{T \rightarrow \infty} \hat{\beta} = \beta$ et $p \lim_{T \rightarrow \infty} \hat{\sigma}^2 = \sigma^2$.

L'estimateur qui en découle est l'estimateur des variables instrumentales généralisées. Cependant, quand la matrice $\Omega^{-1/2}Z$ est utilisée pour estimer le modèle transformé, la connaissance a priori de la forme de la matrice Ω est requise. En l'absence de cette information, les moindres carrés quasigénéralisés (MCQG) sont appliqués afin d'estimer Ω .

La méthode des moments généralisés (GMM) contourne les problèmes liés à une estimation directe de la matrice Ω , en estimant une autre matrice $Z\Omega Z$ (Newey, 1985). L'estimateur GMM que l'on obtient est convergent, et ce quelle que soit l'existence ou non de corrélation entre les régresseurs et les perturbations. Il est toutefois inefficace, c'est-à-dire que sa variance n'est pas la plus faible.

Compte tenu des relations multiples que nous voulons tester, la méthode des moments généralisés qui sera exposée concerne les systèmes d'équations simultanées. La présentation qui suit s'inspire de celle de Greene (2000).¹⁰

Soit le modèle général,

$$y_j = Y_j\gamma_j + X_j\beta_j + \varepsilon_j \quad (4.61)$$

Il peut être réécrit en dynamique sous la forme suivante :

$$y_{jt} = z'_{jt}\delta_j + \varepsilon_{jt} \quad (4.62)$$

avec

$$z_{jt} = [Y_{jt}, x_{jt}]$$

où y est le vecteur des variables endogènes de dimension $1 \times M$, x le vecteur des variables exogènes de dimension $1 \times K$, z une matrice carrée de dimension M composée des variables endogènes incluses dans les équations comme variables explicatives (Y) et des variables exogènes, et ε le vecteur des perturbations.¹¹

Les conditions d'orthogonalité s'écrivent :

$$E[x_t\varepsilon_{jt}] = E[x_t(y_{jt} - z'_{jt}\delta_j)] = 0 \quad (4.63)$$

¹⁰Pour une présentation de la méthode dans le cadre d'une seule équation, se reporter au chapitre 11 de Greene (2000).

¹¹L'estimateur des moindres carrés ordinaires est non convergent car z et ε sont corrélés.

L'estimateur GMM de δ est la solution du programme de minimisation du critère suivant :

$$q = \sum_{j=1}^M \sum_{l=1}^M m(\delta_j)[W]^{jl}m(\delta_j) \quad (4.64)$$

avec

$$m(\delta_j) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_t(y_{jt} - z'_{jt}\delta_j) \quad (4.65)$$

Où $m(\delta_j)$ est le premier moment d'échantillonnage et $[W]^{jl}$ le bloc jl de la matrice de poids W^{-1} .

La matrice de poids optimal est la matrice de variance-covariance des moments empiriques (4.65). Lorsque ces derniers sont empilés dans un vecteur $m(\delta)$, ils permettent d'obtenir la matrice $E[m(\delta)m(\delta)']$ dont le $jl^{\text{ème}}$ bloc s'écrit :

$$\Sigma_{jl} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T E[x_t'x_t(y_{jt} - z'_{jt}\delta_j)(y_{lt} - z'_{lt}\delta_j)] \quad (4.66)$$

Sous l'hypothèse d'hétéroscédasticité des perturbations,¹² on obtient :

$$\Sigma_{jl} = X\Omega_{jl}X' \quad (4.67)$$

A partir des équations (4.64), (4.65) et (4.67), il vient le critère GMM suivant :

$$q = \begin{bmatrix} (y_1 - Z_1\delta_1)'X \\ (y_2 - Z_2\delta_2)'X \\ \vdots \\ (y_M - Z_M\delta_M)'X \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} X\Omega_{11}X' & X\Omega_{12}X' & \cdots & X\Omega_{1M}X' \\ X\Omega_{21}X' & X\Omega_{22}X' & \cdots & X\Omega_{2M}X' \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ X\Omega_{M1}X' & X\Omega_{M2}X' & \cdots & X\Omega_{MM}X' \end{bmatrix}^{-1} \times \begin{matrix} X'(y_1 - Z_1\delta_1) \\ X'(y_2 - Z_2\delta_2) \\ \vdots \\ X'(y_M - Z_M\delta_M) \end{matrix} \quad (4.68)$$

La matrice Ω est inconnue, mais il n'est pas nécessaire de l'estimer directement,

¹²Sous l'hypothèse d'homoscédasticité des erreurs, le $jl^{\text{ème}}$ bloc a la forme $\Sigma_{jl} = \sigma_{jl}(X'X)$.

car Σ_{jl} (4.67) peut être estimé par :

$$S_{jl} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_t' x_t (y_{jt} - z_{jt} d_j) (y_{lt} - z_{lt} d_j) \quad (4.69)$$

où d_j est un estimateur des variables instrumentales convergent de δ_j , à savoir l'estimateur des doubles moindres carrés en deux étapes (*two-stage least squares*).

Par conséquent, les conditions de premier ordre de la minimisation du critère (4.68) sont :

$$\frac{\partial \hat{q}}{\partial \delta_j} = \sum_{l=1}^M Z_j' X (X' S_{jl} X)^{-1} X' (y_l - Z_l \delta_l) \quad (4.70)$$

On obtient la solution suivante :

$$\begin{bmatrix} \hat{\delta}_{1,GMM} \\ \hat{\delta}_{2,GMM} \\ \vdots \\ \hat{\delta}_{M,GMM} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Z_1' X (X' S_{11} X)^{-1} X' Z_1 & Z_1' X (X' S_{12} X)^{-1} X' Z_2 & \cdots \\ Z_2' X (X' S_{21} X)^{-1} X' Z_1 & Z_2' X (X' S_{22} X)^{-1} X' Z_2 & \cdots \\ \vdots & \vdots & \cdots \\ Z_M' X (X' S_{M1} X)^{-1} X' Z_1 & Z_M' X (X' S_{M2} X)^{-1} X' Z_2 & \cdots \end{bmatrix}^{-1} \times \begin{bmatrix} \sum_{j=1}^M Z_1' X (X' S_{1j} X)^{-1} y_j \\ \sum_{j=1}^M Z_2' X (X' S_{2j} X)^{-1} y_j \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^M Z_M' X (X' S_{Mj} X)^{-1} y_j \end{bmatrix} \quad (4.71)$$

La méthode d'estimation GMM s'accompagne de plusieurs procédures de tests et de calculs permettant d'évaluer la validité des résultats obtenus. Ainsi, des tests d'exogénéité et des tests de suridentification sont menés afin de s'assurer de l'absence de corrélation respectivement entre les régresseurs et les perturbations, et entre les variables instrumentales et ces mêmes perturbations. La comparaison entre les valeurs observées et les valeurs estimées (en statique ou en dynamique) fournit une appréciation de la qualité du modèle. Enfin, les calculs des multiplicateurs notamment dynamiques et les représentations graphiques des fonctions de réponses

impulsionnelles décrivent de manière satisfaisante la dynamique du modèle estimé par les GMM.

4.2.3 Les données et les variables

Notre étude comprend trois types de variables : des variables macroéconomiques, des variables politico-économiques, et des variables d'enquête. Toutes ces variables sont associées à des données quantitatives provenant des bases de l'INSEE, y compris les variables d'enquête qui ont été codées.

Les variables macro-économiques

Les variables macro-économiques sont au nombre de cinq. La variable consommation a comme support les dépenses de consommation des ménages en biens et services. Celle du revenu est associée au revenu disponible ajusté des ménages. La variable production a deux supports. Le support le plus naturel est la production des sociétés, mais le support le plus courant dans la littérature est la valeur ajoutée des sociétés. Les deux variables restantes l'emploi et l'investissement sont respectivement associées à l'emploi salarié de l'ensemble des branches en équivalent temps plein, et à la formation brute de capital fixe des sociétés. La figure (4.4) retrace l'évolution en millions de francs constants (base 100 en 1995) de ces différents agrégats macroéconomiques sur la période 1980-1999.

On observe une augmentation globale pour toutes les séries sur la période, avec néanmoins trois ou quatre phases distinctes. La première va de l'année 1980 à l'année 1985 avec des augmentations lentes. La deuxième s'étend de cette année jusqu'au début des années quatre-vingt-dix avec une accélération des accroissements. La troisième phase qui s'étend du début de cette décennie à l'année 1997 est la moins homogène puisqu'en fonction des séries, elle est caractérisée par une période de stabilité ou de baisse. La dernière est une phase de croissance.

Pour tenir compte de ces ruptures, des variables indicatrices ont été spécifiées à partir notamment de la série valeur ajoutée qui semble être la plus représentative des évolutions de l'ensemble des séries. La première dummy nommée DUM80_84 prend la valeur 1 du premier trimestre 1980 au quatrième trimestre 1984, et la valeur 0 pour le reste de l'échantillon. La deuxième dummy, DUM85_93 prend la valeur 1 du premier trimestre 1985 au troisième trimestre 1993, et 0 aux autres dates. La

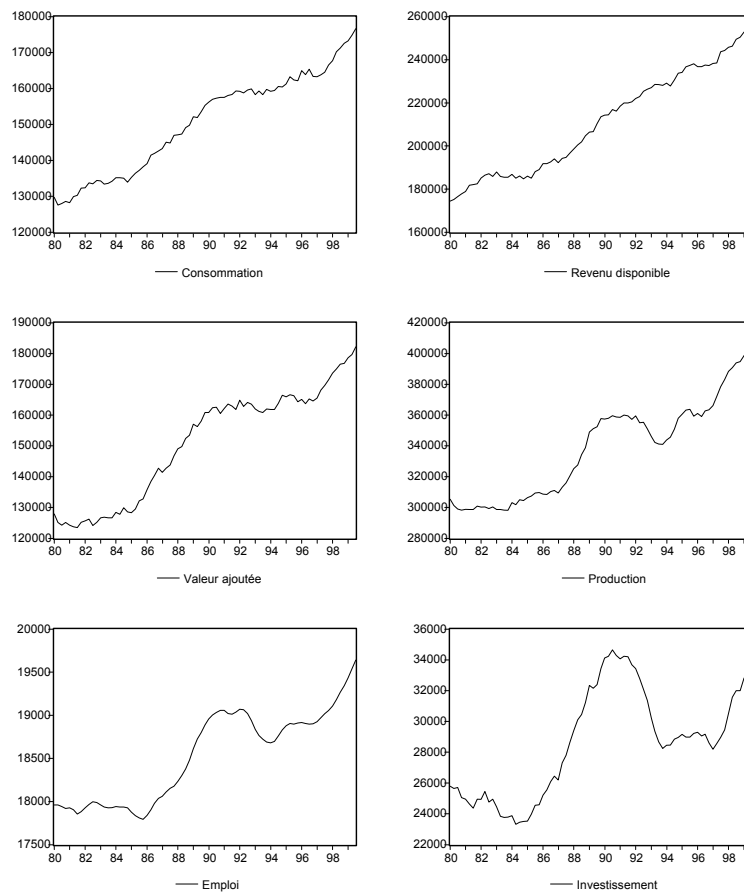


FIG. 4.4 – Evolution des variables macroéconomiques

troisième dummy, DUM93_00, prend la valeur 1 du quatrième trimestre 1993 au troisième trimestre 1999, et la valeur 0 pour les dates antérieures.

Les variables politico-économiques

A côté des variables macroéconomiques, le modèle retient deux types de variables politico-économiques, les impôts et les subventions, chacune d'elles étant associées à des données des comptes trimestriels de l'INSEE. Ces variables traduisent les relations entre le gouvernement et les deux principaux agents de l'économie : les ménages et les entreprises. On fait alors la distinction entre les impôts sur le revenu versés par les ménages et les impôts sur la production et sur la main d'œuvre versés par l'ensemble des sociétés. Cette même distinction est opérée concernant les subventions. Les sociétés reçoivent des subventions sur l'ensemble des biens et services, tandis que les ménages perçoivent des prestations de sécurité sociale. La figure (4.5) retrace l'évolution en millions de francs constants (base 100 en 1995) de ces quatre séries sur la période d'étude.

Les impôts sur le revenu supportés par les ménages ont eu tendance à augmenter assez lentement jusqu'en 1996. A partir de cette date, ils ont cru plus rapidement. Les impôts des entreprises ainsi que les prestations sociales ont évolué de la même manière : un accroissement sur l'ensemble de la période, néanmoins plus accentué à partir de la fin des années quatre-vingt. L'allure de la courbe représentant les subventions se différencie des autres dans la mesure où après une phase d'augmentation de 1980 à 1988, les subventions ont globalement diminué entre 1988 et 1994, avant de croître de nouveau à partir de 1996.

Les variables d'enquête

L'étude considère deux variables d'enquête : la confiance des consommateurs et la confiance des entreprises. Pour la confiance des consommateurs, la mesure retenue est l'indicateur synthétique de confiance issu de l'enquête de conjoncture que l'INSEE effectue auprès des ménages français. Comme dans le premier et le deuxième chapitres, nous utilisons l'indicateur issu de la base de données trimestrielles rétro-polées à partir des séries mensuelles, puis nous l'exprimons sous forme d'indice en prenant comme base 100 en 1995.

La mesure de la confiance des entreprises est l'indicateur synthétique tiré de l'enquête mensuelle de conjoncture dans l'industrie. Il convient de donner quelques

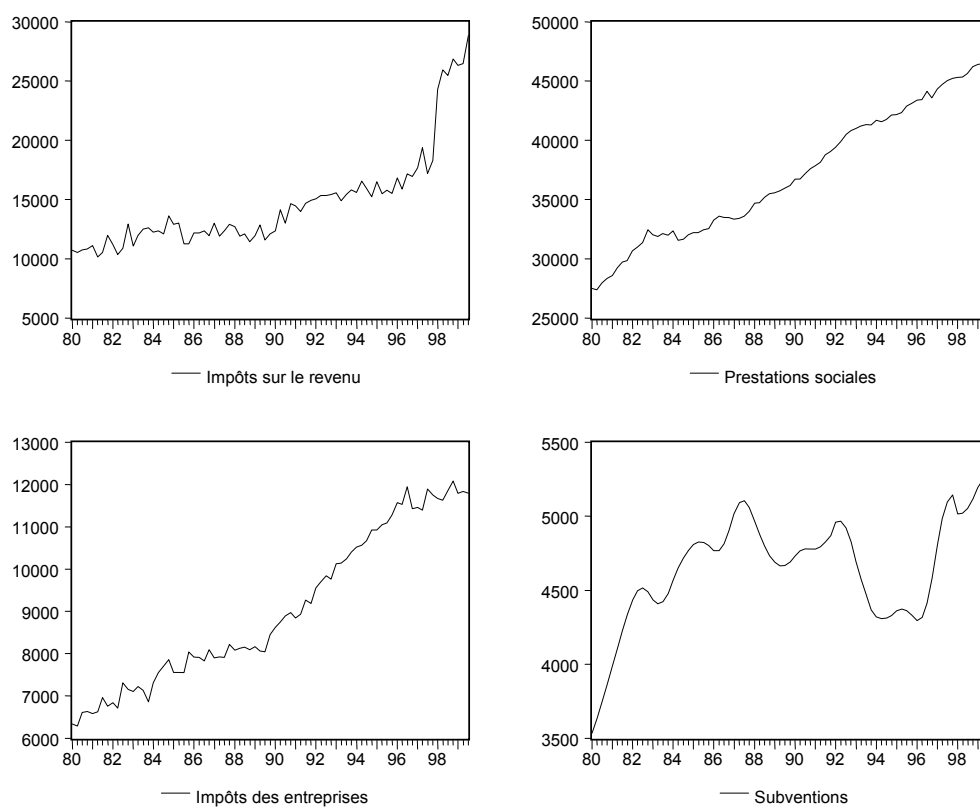


FIG. 4.5 – Evolution des variables politico-économiques

précisions sur cette donnée d'enquête avant de poursuivre.

L'INSEE réalise une enquête mensuelle de conjoncture auprès d'un échantillon d'environ 4500 industries manufacturières, agroalimentaires, et pétrolières (raffineries). Les entreprises ne provenant pas du même secteur et n'ayant pas le même poids (chiffre d'affaires), la technique du sondage stratifié sans remise à probabilités inégales est utilisé avec des pondérations et d'autres procédures propres à l'INSEE. L'objectif de la méthode est d'obtenir les informations les plus représentatives de la structure réelle de l'industrie française.¹³

Les questions de l'enquête portent sur la situation et les perspectives d'activité dans l'industrie (production, stock, carnet de commande et prix).¹⁴ Elles sont qualitatives et trimodales. Comme pour l'enquête de conjoncture auprès des ménages, les réponses à ces questions donnent lieu à la constitution de soldes d'opinion (différence entre les réponses positives et les réponses négatives, les neutres n'étant pas comptabilisées). En revanche, l'indicateur synthétique de l'enquête mensuelle dans l'industrie n'est pas une moyenne arithmétique de certains soldes d'opinion. Il est calculé selon la technique de l'analyse factorielle, c'est-à-dire qu'il est la composante commune de l'ensemble des soldes d'opinion. L'INSEE le nomme "indicateur synthétique du climat des affaires".

Dans l'étude, l'indicateur synthétique mensuel de l'INSEE calculé de janvier 1980 à juillet 2001 est trimestrialisé en faisant une moyenne simple de trois mois (janvier, février, mars pour le premier trimestre). Nous appelons ce nouvel indicateur, indice de confiance des industriels.

La figure (4.6) retrace l'évolution des indices de confiance des consommateurs (IFC) et des industriels (IFI) de manière séparée puis concomitante.

En première analyse, la figure fait ressortir d'une manière générale l'évolution coïncidente de la confiance des consommateurs et de celle des industriels. La confiance chute du premier semestre 1982 à l'année 1994, puis elle remonte jusqu'à la fin des années quatre-vingt, avant d'entrer dans une phase de détérioration qui ne se termine qu'au second semestre 1993. Si le retour de la confiance qui suit cette période est plus incisif, il est aussi moins durable (environ un an et demi). En effet, dès le premier semestre 1995, la confiance se dégrade de nouveau, celle des consommateurs atteignant son niveau le plus bas au troisième trimestre 1996.

¹³Pour une présentation de la méthode, voir la Note méthodologique de l'Enquête mensuelle de conjoncture dans l'industrie à l'adresse Internet suivante : www.insee.fr

¹⁴Se reporter à l'Annexe 4.1, pour une présentation de l'intitulé des questions.

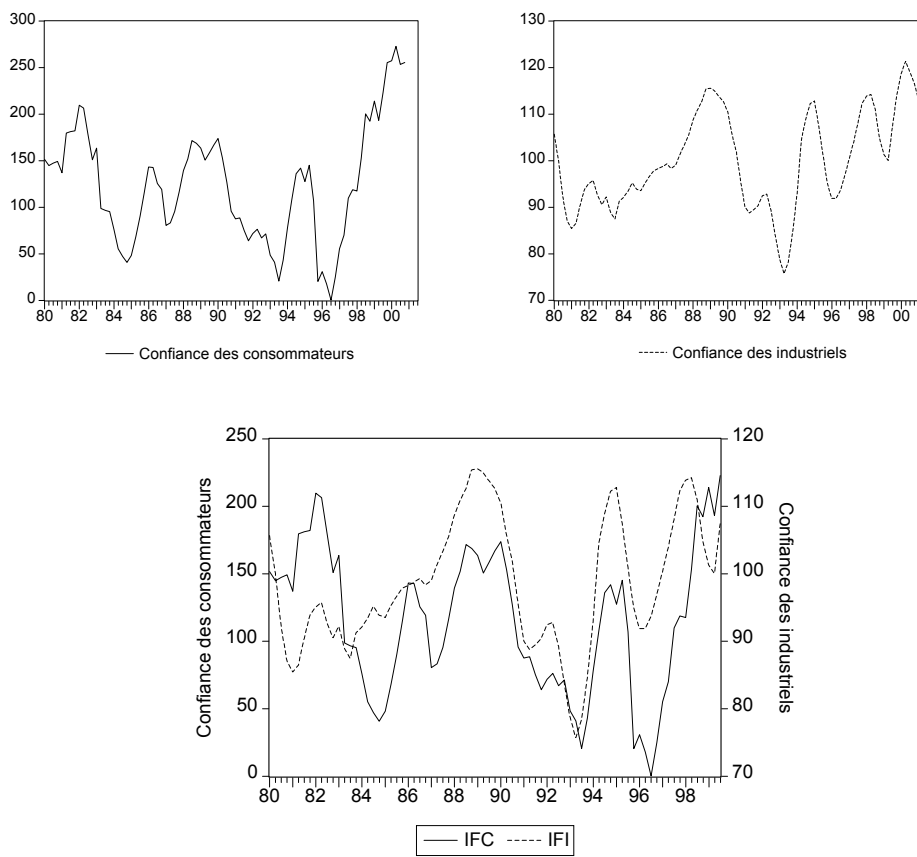


FIG. 4.6 – Evolution des variables d'enquête

Entre la fin de l'année 1996 et le troisième trimestre 1999, les deux types de confiance remontent globalement. La remontée accélérée de la confiance des consommateurs se démarque néanmoins du fléchissement qu'a connu la confiance des industriels entre le deuxième trimestre 1998 et le deuxième trimestre 1999.

Une analyse plus fine permet de délivrer des enseignements supplémentaires sur l'amplitude des indices et les relations qu'ils entretiennent.

En premier lieu, sur la période, l'amplitude de l'indice de confiance des consommateurs est beaucoup plus élevée que celle de l'indice de confiance des industriels (222,7 contre 39,8). Le sentiment de confiance des ménages français sur leur situation personnelle et les conditions économiques générales est plus volatile que le sentiment des industriels sur le climat des affaires. Outre l'aspect purement statistique inhérent à la construction de l'indice de confiance des industriels,¹⁵ deux raisons peuvent expliquer ce phénomène.

La première raison est l'avantage en termes de compétence et d'information que les industriels détiennent par rapport aux ménages. Les chefs d'entreprise possèdent une expertise académique bonifiée par l'expérience qui leur permet de percevoir et d'anticiper le volume de la production ou le nombre de commande. Leur pérennité à la tête de l'entreprise est à ce prix. A contrario, les ménages ne sont pas astreints à cette obligation de résultats. Ne pas supputer correctement le niveau de vie en France ne leur coûte rien, tout au moins au moment où ils sont sondés, d'où des changements d'opinions plus fréquents et plus brutaux.

La seconde raison est l'abstraction moindre des questions de l'enquête mensuel de conjoncture dans l'industrie par rapport à celles de l'enquête de conjoncture auprès des ménages (cf. Annexes du chapitre 1 et de ce chapitre). Par exemple, un ménage a le choix entre six modalités de réponses à la question "croyez-vous que, dans les mois qui viennent, votre situation financière va...", quand l'industriel n'a qu'à choisir entre hausse, stabilité et baisse pour répondre à la question "volume de la production : tendance les plus probables d'évolution au cours des trois prochains mois". De plus, c'est à partir de sa définition personnelle de la situation financière que le ménage doit prévoir comment la sienne évoluera dans un avenir vaguement délimité (les mois qui viennent).

¹⁵L'indice trimestriel de confiance des industriels est une moyenne arithmétique de l'indicateur synthétique mensuel du climat des affaires calculé par l'INSEE.

En second lieu, la figure (4.6) montre que la confiance des industriels est un indicateur avancé de la confiance des consommateurs dans les phases de reprise, et un indicateur retardé dans les phases de dégradation de la confiance. Ainsi, la baisse de l'indice de confiance des consommateurs précède celle de l'indice de confiance des industriels d'un trimestre en 1982 (deuxième et troisième trimestres). Le même phénomène apparaît à la fin des années quatre-vingt. L'indice de confiance des consommateurs baisse à partir du quatrième trimestre 1988 tandis que le point de retournement de celui des industriels se situe au premier trimestre 1989. La détérioration de la confiance des ménages précède aussi d'un trimestre celle de la confiance des industriels en 1995 (premier et deuxième trimestres).

Dans les phases de reprise de la confiance, les industriels réagissent avant les consommateurs. Par exemple, dans les années quatre-vingt, la remontée intervient au quatrième trimestre 1983 du côté des industriels alors qu'il faut attendre le premier trimestre 1985 du côté des consommateurs. Dans les années quatre-vingt-dix, ce décalage est moins long. En 1993 (1996), la confiance des industriels remonte au troisième trimestre 1993 (troisième trimestre 1996), tandis que celle des consommateurs entame sa remontée au quatrième trimestre (quatrième trimestre 1996).

Le caractère retardé de la confiance des industriels par rapport à la confiance des consommateurs dans les phases de détérioration peut être analysé de deux manières. Soit, les industriels suivent les consommateurs lorsque ces derniers perdent confiance. Soit, ils réagissent moins vite aux critères objectifs sur lesquels se fondent les consommateurs pour se forger une opinion.

Pour ce qui est du caractère avancé de la confiance des industriels dans les phases de reprise, il est possible que les industriels soient les mieux placés pour anticiper les signes de reprise. En effet, la connaissance de leurs propres décisions en matière de production, d'embauche ou d'investissement peut favoriser un sentiment de confiance. A l'inverse, les ménages auraient un comportement plus attentiste. Une autre interprétation tout aussi plausible consiste à raisonner sur la demande effective. Les entreprises anticipent la demande, et à ce titre, sont contraintes de discerner les sentiments que les ménages éprouvent. Si elles escomptent une remontée de la confiance des consommateurs, elles auront davantage confiance dans leurs perspectives d'activité.

L'étude économétrique qui suit nous permettra de préciser les liens existant entre la confiance des consommateurs et la confiance des industriels, en confortant cer-

taines interprétations au détriment d'autres.

4.3 Evaluation de la performance du modèle

4.3.1 Pertinence des variables de confiance des consommateurs et des industriels

Pour appliquer la méthode d'estimation exposée dans la section précédente, nous avons utilisé les logiciels TSP-Eviews et SAS. Les estimations ont été réalisées par une variante de la méthode des moments généralisés, les GMM itérés, et ont l'avantage d'être robustes à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation des perturbations. La forme fonctionnelle du Kernel utilisée pour pondérer les autocovariances dans la matrice de poids est celle de Bartlett. La longueur des retards (*bandwidth*) est fixe et suit le critère de Newey-West, soit trois pour notre modèle. Enfin, le nombre maximum d'itérations est fixé à 100 et la convergence à 0,001.

Le modèle a été estimé sur la période 1980 : 4– 1999 : 3 et a délivré des résultats présentant une bonne qualité statistique pour la spécification suivante.

$$\varepsilon'_t = y'_t \Gamma + x'_t B + y'_{t-1} \Phi \quad (4.72)$$

où y_t est le vecteur des variables endogènes composé de la consommation, de la valeur ajoutée, du revenu disponible, de l'emploi, de la confiance des consommateurs, et de la confiance des industriels. x_t est le vecteur des variables exogènes comprenant les impôts sur le revenu et quatre variables indicatrices, les trois premières étant relatives aux variables macroéconomiques, et la dernière aux variables de confiance. Enfin, y_{t-1} est le vecteur des variables endogènes retardées d'une période.

La forme structurelle développée de ce modèle s'écrit :

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \\ \varepsilon_4 \\ \varepsilon_5 \\ \varepsilon_6 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} LCONSM_t \\ LVA_t \\ LRD_t \\ LEMPL_t \\ LIFC_t \\ LIFI_t \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} & \gamma_{13} & \gamma_{14} & \gamma_{15} & \gamma_{16} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \gamma_{23} & \gamma_{24} & \gamma_{25} & \gamma_{26} \\ \gamma_{31} & \gamma_{32} & \gamma_{33} & \gamma_{34} & \gamma_{35} & \gamma_{36} \\ \gamma_{41} & \gamma_{42} & \gamma_{43} & \gamma_{44} & \gamma_{45} & \gamma_{46} \\ \gamma_{51} & \gamma_{52} & \gamma_{53} & \gamma_{54} & \gamma_{55} & \gamma_{56} \\ \gamma_{61} & \gamma_{62} & \gamma_{63} & \gamma_{64} & \gamma_{65} & \gamma_{66} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} LIMPR_t \\ DUM80_84 \\ DUM85_93 \\ DUM93_00 \\ DUMF80_96 \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} & \beta_{14} & \beta_{15} & \beta_{16} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \beta_{23} & \beta_{24} & \beta_{25} & \beta_{26} \\ \beta_{31} & \beta_{32} & \beta_{33} & \beta_{34} & \beta_{35} & \beta_{36} \\ \beta_{41} & \beta_{42} & \beta_{43} & \beta_{44} & \beta_{45} & \beta_{46} \\ \beta_{51} & \beta_{52} & \beta_{53} & \beta_{54} & \beta_{55} & \beta_{56} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} LCONSM_{t-1} \\ LVA_{t-1} \\ LRD_{t-1} \\ LEMPL_{t-1} \\ LIFC_{t-1} \\ LIFI_{t-1} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} & \phi_{13} & \phi_{14} & \phi_{15} & \phi_{16} \\ \phi_{21} & \phi_{22} & \phi_{23} & \phi_{24} & \phi_{25} & \phi_{26} \\ \phi_{31} & \phi_{32} & \phi_{33} & \phi_{34} & \phi_{35} & \phi_{36} \\ \phi_{41} & \phi_{42} & \phi_{43} & \phi_{44} & \phi_{45} & \phi_{46} \\ \phi_{51} & \phi_{52} & \phi_{53} & \phi_{54} & \phi_{55} & \phi_{56} \\ \phi_{61} & \phi_{62} & \phi_{63} & \phi_{64} & \phi_{65} & \phi_{66} \end{bmatrix} \quad (4.73)$$

Tous les coefficients sont fortement significatifs. Leurs signes sont ceux que l'approche macroéconomique que nous avons retenue laissait escompter (Tableau 4.2). Tout d'abord, on retrouve des résultats traditionnels comme la consommation (LCONSM) qui dépend du revenu disponible (LRD) et de la consommation retardée, ou la valeur ajoutée qui dépend du niveau de l'emploi (LEMP). Ensuite, ces estimations confirment une conclusion à laquelle nous étions parvenus dans les chapitres précédents via d'autres modèles et d'autres méthodes d'estimation, à savoir que la confiance des consommateurs (LIFC) est un déterminant de la consommation. Enfin, l'introduction dans l'approche macroéconomique de la confiance des industriels (LIFI) est pertinente. En effet, ce type de confiance a non seulement une influence positive significative sur la valeur ajoutée et l'emploi, mais est aussi déterminé par son pendant, la confiance des consommateurs.

Les variables indicatrices spécifiées pour prendre en compte les cycles au niveau des variables macroéconomiques sont significatives dans toutes les équations

	Variables dépendantes					
	<i>LCONSM_t</i>	<i>LVA_t</i>	<i>LRD_t</i>	<i>LEMP_L_t</i>	<i>LIFC_t</i>	<i>LIFI_t</i>
<i>LCONSM_t</i>	-	-	-	-	-	-
<i>LCONSM_{t-1}</i>	0.7489 (27.560)	-	-	-	-	-
<i>LVA_t</i>	-	-	-	0.0527 (7.986)	-	-
<i>LVA_{t-1}</i>	-	0.7948 (37.989)	-	-	-	-
<i>LRD_t</i>	0.1819 (7.850)	-	-	-	-	-
<i>LRD_{t-1}</i>	-	-	0.8771 (90.053)	-	-	-
<i>LEMP_L_t</i>	-	0.4576 (8.914)	0.2792 (-9.654)	-	0.1967 (9.2330)	-
<i>LEMP_L_{t-1}</i>	-	-	-	0.8661 (41.781)	-	-
<i>LIFC_t</i>	0.0046 (11.641)	-	0.0014 (3.543)	-	-	0.0406 (12.790)
<i>LIFC_{t-1}</i>	-	-	-	-	0.6740 (15.375)	-
<i>LIFI_t</i>	-	0.0291 (6.998)	-	0.0210 (20.484)	-	-
<i>LIFI_{t-1}</i>	-	-	-	-	-	0.6790 (34.853)
<i>LIMPR_t</i>	-	-	-	-	-	-0.1328 (-9.487)
<i>DUM80_84</i>	0.7358 (10.596)	-2.2028 (-8.127)	-1.2493 (-6.7384)	0.5985 (4.601)	-	2.4946 (14.786)
<i>DUM85_93</i>	0.7495 (10.684)	-2.1759 (-8.087)	-1.2406 (-6.6841)	0.5922 (4.572)	-	2.5441 (14.644)
<i>DUM94_00</i>	0.7474 (10.656)	-2.1684 (-8.076)	-1.2306 (-6.6358)	0.5900 (4.5604)	-	2.6320 (14.643)
<i>DUMF80_96</i>	-	-	-	-	-0.5398 (-13.299)	-

Période d'estimation : 1980 :4 1999 :3

Nombre d'observations incluses : 76

Nombre total d'observations : 456

Test de Sargan : 20.457

Covariance résiduelle : 5.68×10^{-23}

TAB. 4.2 – Estimation par les GMM itérés

à l'exception de celle de la confiance des consommateurs. Toutefois, leur justification diverge selon les variables. Si l'effet cyclique semble faible pour l'emploi (les coefficients relatifs aux trois dummies varient entre 0,590 et 0,598), cet effet est plus marqué pour l'indice de confiance des industriels (entre 2,495 et 2,632) ou pour la valeur ajoutée (entre -2,203 et -2,168).

Des quatre variables politico-économiques, seule la variable relative aux impôts sur le revenu intervient de manière significative dans le meilleur modèle au niveau de l'équation expliquant la confiance des industriels. La variable subvention n'intervient qu'au titre de variable instrumentale. Plus que la corrélation existant entre les impôts payés par les ménages et les entreprises (cf. Figure 4.5), il est vraisemblable que la diminution des impôts sur le revenu conduise les industriels à formuler des opinions favorables concernant leurs perspectives d'activité.

Le test de validité du choix des instruments est également concluant. Ce test appelé souvent test de Sargan est en fait dans sa programmation dû en partie à Hansen (1982). Lorsque le nombre d'instruments est supérieur à celui des paramètres à estimer, la statistique de Sargan permet de tester l'hypothèse nulle de validité des restrictions de suridentification. Cette statistique suit un χ^2 à un degré de liberté égal au nombre de restrictions.¹⁶

Dans le cas qui nous occupe, le nombre total d'instruments est égal au nombre d'instruments spécifiés pour l'ensemble du modèle multiplié par le nombre d'équations du modèle, soit 72 (12×6). Compte tenu des 33 paramètres à estimer, le χ^2 théorique à 5 % est à un degré de liberté de 39. En conséquence, la statistique calculée (20,457) est inférieure à la statistique critique (54,286). On accepte alors l'hypothèse nulle : les restrictions de suridentification sont satisfaites (Newey et West, 1987).

Pour compléter cette première phase d'analyse, on peut observer les statistiques par équation (Tableau 4.3). Le R^2 ajusté des quatre équations expliquant des variables macroéconomiques est très élevé, puisqu'il est supérieur ou égal à 0,995. La statistique de Durbin-Watson de l'équation de l'emploi est faible (0,752), ce qui n'écarte pas la possibilité d'une régression fallacieuse.

Concernant les équations expliquant les variables d'enquête, le R^2 ajusté de l'indice de confiance des industriels (0,831) quoique inférieur à celui des variables macroéconomiques est très supérieur à celui de l'indice de confiance des ménages

¹⁶Le nombre de restrictions de suridentification est égal à la différence entre le nombre d'instruments et le nombre de paramètres à estimer.

	R^2 ajusté	DW	RMSE
$LCONSM_t$	0.995	2.378	0.007
LVA_t	0.995	2.152	0.008
LRD_t	0.997	2.392	0.006
$LEMPL_t$	0.997	0.753	0.001
$LIFC_t$	0.404	2.245	0.703
$LIFI_t$	0.831	0.998	0.043

TAB. 4.3 – Statistiques par équation

(0,420). Ces résultats confirment une fois de plus que la confiance des consommateurs est un phénomène dont les déterminants sont pour une part significative exogènes (cf. chapitre 1).

Il convient d’approfondir ces premiers commentaires grâce aux procédures qui accompagnent les méthodes d’estimation de variables instrumentales.

4.3.2 Dynamique du modèle

A partir des estimations GMM, nous pouvons étudier la dynamique du modèle. Les outils les plus propices à cet exercice sont les multiplicateurs et les fonction de réponses impulsionnelles (Greene, 2000). Avant de présenter les résultats obtenus en la matière, nous comparerons les observations et les estimations. Cette comparaison qui peut se faire en statique ou en dynamique constitue une évaluation supplémentaire de la qualité du modèle.

Comparaison observé / estimé

Pour comparer les estimations des variables endogènes aux observations, nous avons résolu le modèle en statique et en dynamique. La résolution statique consiste à résoudre le modèle en utilisant les vraies valeurs des variables endogènes pour toutes les variables retardées. La solution dynamique est obtenue en utilisant les valeurs estimées par le modèle lui-même.

L’observation des figures 4.7 et 4.8 issues de la résolution statique révèle que les estimations réalisées par la méthode GMM sont très proches des vraies valeurs, en particulier pour les variables macroéconomiques.

Pour les deux variables d’enquête, le décalage entre les estimations et les observations est plus perceptible. S’agissant de la confiance des consommateurs, les esti-

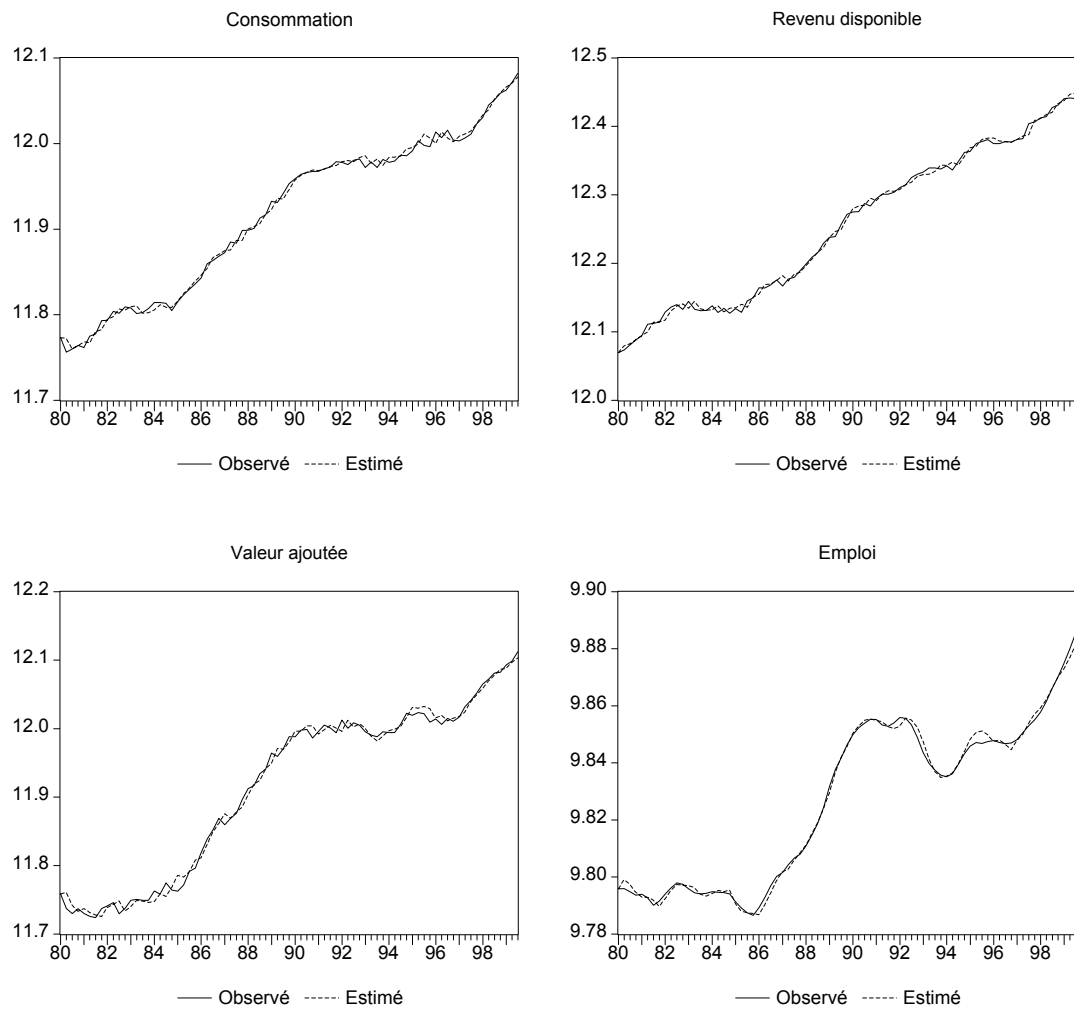


FIG. 4.7 – Solution statique pour les variables macroéconomiques

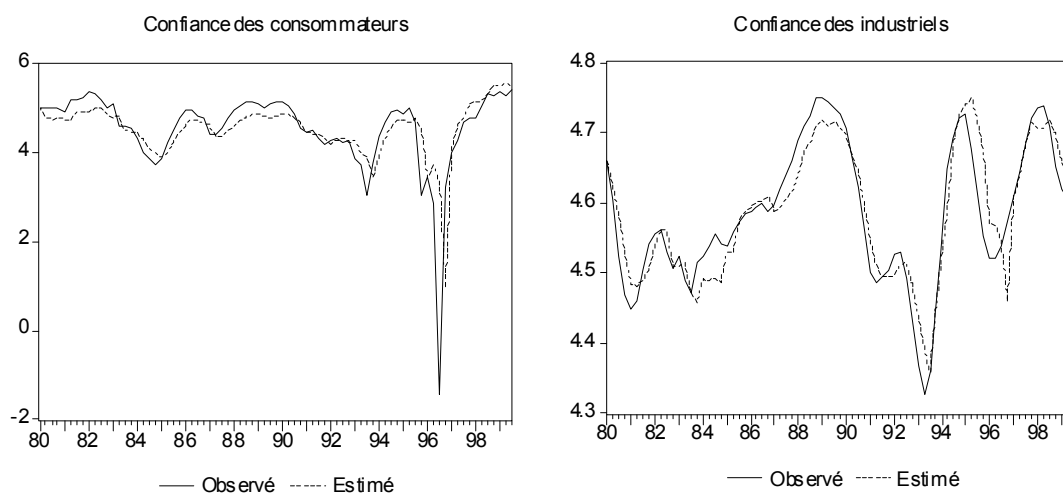


FIG. 4.8 – Solution statique pour les variables d'enquête

mations sous-estiment de manière systématique les mouvements réels de la variable. Ce même phénomène peut être observé au niveau de la confiance des industriels de 1980 à 1993. A partir de 1993, l'évolution des valeurs estimées de la confiance des industriels semble épouser le plus souvent celle des vraies valeurs.

La résolution dynamique confirme le meilleur comportement du modèle quand les variables estimées sont macroéconomiques (Figure 4.9). Même si le décalage entre les observations et les estimations de ces variables est assez important entre 1985 et 1996, l'évolution générale des valeurs estimées retrace fidèlement celle des vraies valeurs notamment au niveau des points de retournement.

Concernant les variables d'enquête, les estimations de la confiance des industriels sont meilleures que celles de la confiance des consommateurs (Figure 4.10). Les valeurs estimées de la confiance des industriels évoluent en tendance de manière concomitante aux valeurs observées. Néanmoins, la solution dynamique ne permet pas de retracer le pic de la fin des années quatre-vingt ainsi que les chutes de 1993 et de 1996. Le modèle est bien moins satisfaisant pour la confiance des consommateurs. Aucune des évolutions cycliques ou ponctuelles de cette confiance ne peut être observée à partir de la résolution dynamique. Ce résultat corrobore l'argument selon lequel la confiance est une variable possédant une composante exogène qui rend difficile sa prévision.

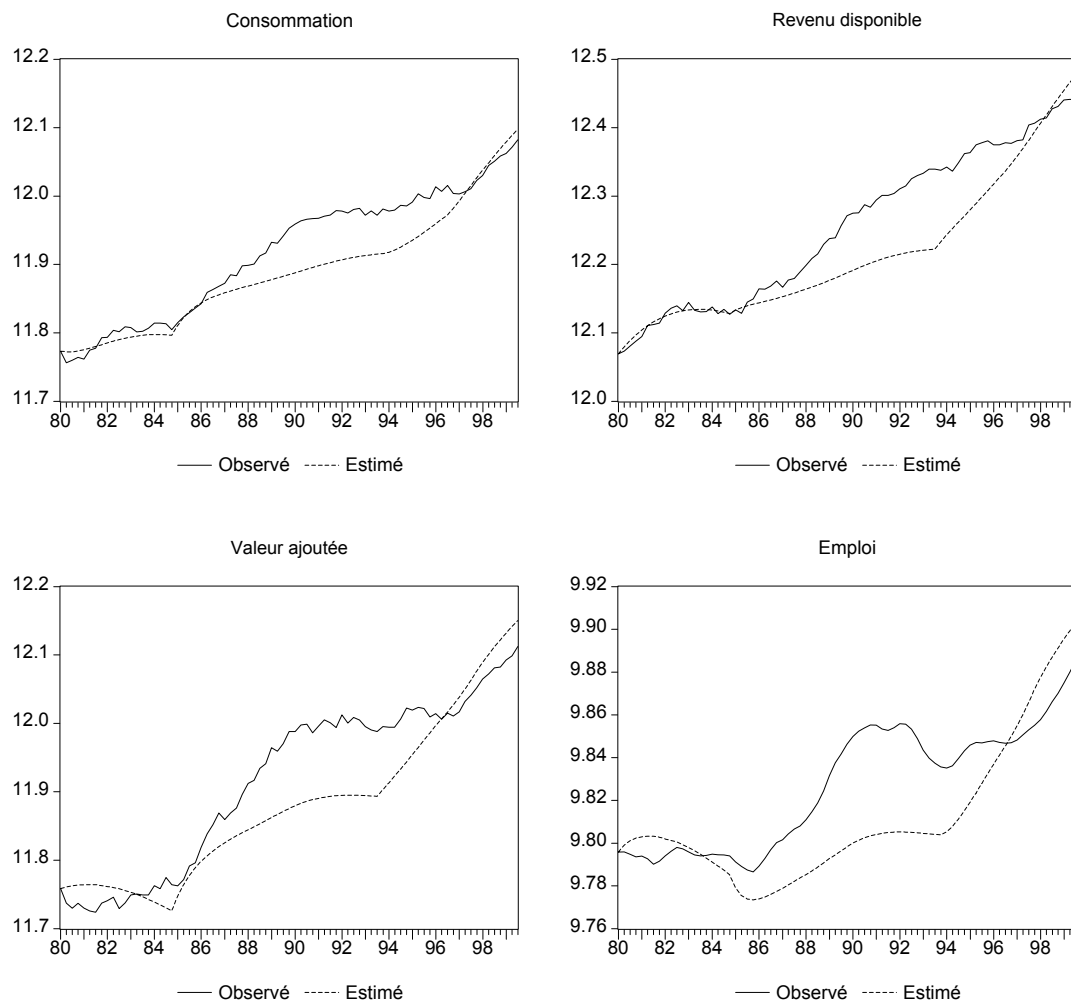


FIG. 4.9 – Solution dynamique pour les variables macroéconomiques

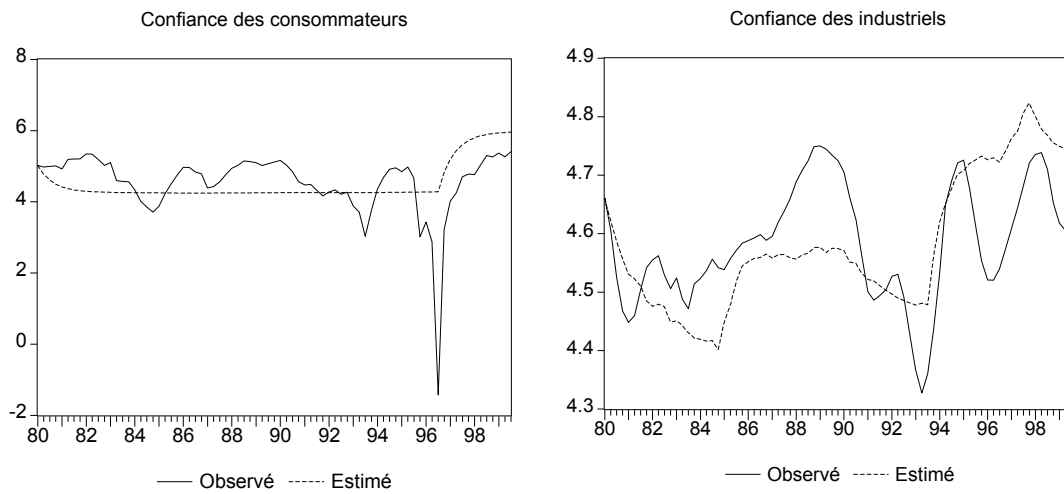


FIG. 4.10 – Solution dynamique pour les variables d'enquête

La comparaison entre les vraies valeurs des variables endogènes et la solution statique et dans une moindre mesure la solution dynamique atteste de la qualité du modèle que nous avons estimé. Elle constitue en conséquence une justification de notre approche macroéconomique particulière.

Multiplicateurs et fonctions de réponses impulsionnelles

De la forme structurelle du modèle (équation 4.72), on déduit la forme réduite suivante :

$$y'_t = x'_t \Pi + y'_{t-1} \Delta + v'_t \quad (4.74)$$

où

$$\Pi = -B\Gamma^{-1}$$

$$\Delta = -\Phi\Gamma^{-1}$$

Π est une matrice $K \times M$ et Δ est une matrice carrée de dimension M . A partir de (4.74), on calcule trois types de multiplicateurs : les multiplicateurs d'impact, les multiplicateurs dynamiques, et les multiplicateurs d'équilibre.

Le modèle qui a fourni les meilleures estimations en éludant les problèmes de colinéarité entre les variables et de combinaisons linéaires entre les équations se heurte à deux limites. D'une part, il ne prend en compte qu'une seule variable exogène, les

impôts sur le revenu. D'autre part, il ne permet pas de calculer les multiplicateurs et les réponses impulsionnelles relatifs au revenu et à la consommation. C'est pourquoi seuls les effets sur la valeur ajoutée, l'emploi, la confiance des consommateurs et celle des industriels consécutifs à un choc sur les impôts sont analysés.

Néanmoins, ces limites sont amoindries par le fait que les impôts sur le revenu restent en France une variable politico-économique très significative. Dans le cadre de notre approche macroéconomique, cette variable constitue une représentation relativement satisfaisante de l'intervention de l'Etat dans l'économie.

Les dérivées des variables endogènes par rapport aux valeurs courantes des variables exogènes fournissent les multiplicateurs d'impact. On a :

$$\frac{\partial y_{t,m}}{\partial x_{t,k}} = \Pi_{km} \quad (4.75)$$

Π est par conséquent la matrice des multiplicateurs d'impact et Π_{km} évalue l'effet de court terme sur la variable endogène m suite à une variation de la variable exogène k .

En considérant l'ensemble de l'intervalle temporel, on peut calculer les multiplicateurs dynamiques :

$$\frac{\partial y_{t,m}}{\partial x_{t-s,k}} = (\Pi \Delta^s)_{km} \quad (4.76)$$

où $(\Pi \Delta^s)$ est la somme des produits des matrices Π et Δ .

$(\Pi \Delta^s)_{km}$ s'interprète comme la variation de la variable endogène m suite à une variation de la variable exogène k à la période s . A la période t ($s = 0$), le multiplicateur dynamique est égal au multiplicateur d'impact.¹⁷

Les multiplicateurs d'équilibre sont aussi appelés multiplicateurs de long terme. On considère la valeur d'équilibre de y lorsque les valeurs de x sont fixées. Ces multiplicateurs s'écrivent :

$$\frac{\partial \bar{y}_m}{\partial \bar{x}_k} = [\Pi(I - \Delta)^{-1}]_{km} \quad (4.77)$$

¹⁷En additionnant les matrices composées des multiplicateurs dynamiques, on obtient les multiplicateurs cumulés pour s périodes.

	LVA_t	$LEMP_L_t$	$LIFC_t$	$LIFI_t$
Multiplicateur d'impact	-5.72×10^{-5}	-1.09×10^{-3}	-5.39×10^{-3}	-0.133
Multiplicateur dynamique (6 mois)	-3.36×10^{-4}	-3.74×10^{-3}	-7.41×10^{-3}	-0.061
Multiplicateur dynamique (1 an)	-7.07×10^{-4}	-5.58×10^{-3}	-5.66×10^{-3}	-0.028
Multiplicateur dynamique (3 ans)	-1.58×10^{-3}	-6.82×10^{-3}	-7.08×10^{-4}	-0.002
Multiplicateur d'équilibre	-0.182	-0.708	-0.059	-0.477

TAB. 4.4 – Les multiplicateurs relatifs à une variation de l'impôt sur le revenu

Les multiplicateurs que nous considérons ici mesurent la variation de la valeur des variables endogènes consécutive à la variation positive de la valeur des impôts sur le revenu. Aussi, les différents multiplicateurs sont-ils du signe négatif, la hausse des impôts ayant a priori (en théorie et intuitivement) un effet négatif sur l'emploi, la valeur ajoutée et la confiance. Les valeurs de ces différents multiplicateurs sont présentées dans le tableau 4.4.

Quel que soit le mode de calcul des multiplicateurs, l'impact des impôts sur le revenu semble relativement faible. Le multiplicateur d'équilibre le plus élevé est relatif à l'emploi (-0,708). Il est suivi des multiplicateurs se rattachant à l'indice de confiance des industriels (-0,477), à la valeur ajoutée (-0,182), et à l'indice de confiance des consommateurs (-0,059).

L'analyse des multiplicateurs dynamiques à six mois, un et trois ans montre que l'effet multiplicateur des impôts sur le revenu évolue différemment dans le court et le moyen terme selon la nature de la variable. Si les multiplicateurs dynamiques liés aux deux variables macroéconomiques augmentent aux trois échéances retenues, les multiplicateurs relatifs aux deux variables d'enquête diminuent.

L'observation des fonctions de réponses impulsionnelles permet d'avoir une vision plus complète de la dynamique des effets multiplicateurs (Figure 4.11).

Pour mémoire, les fonctions de réponses impulsionnelles sont des représentations graphiques qui montrent de manière dynamique la réaction des variables endogènes pour les valeurs courantes et retardées de s périodes consécutive à un choc sur une variable (exogène dans le cas de cette étude).

Les fonctions de réponses impulsionnelles de la valeur ajoutée et de l'emploi

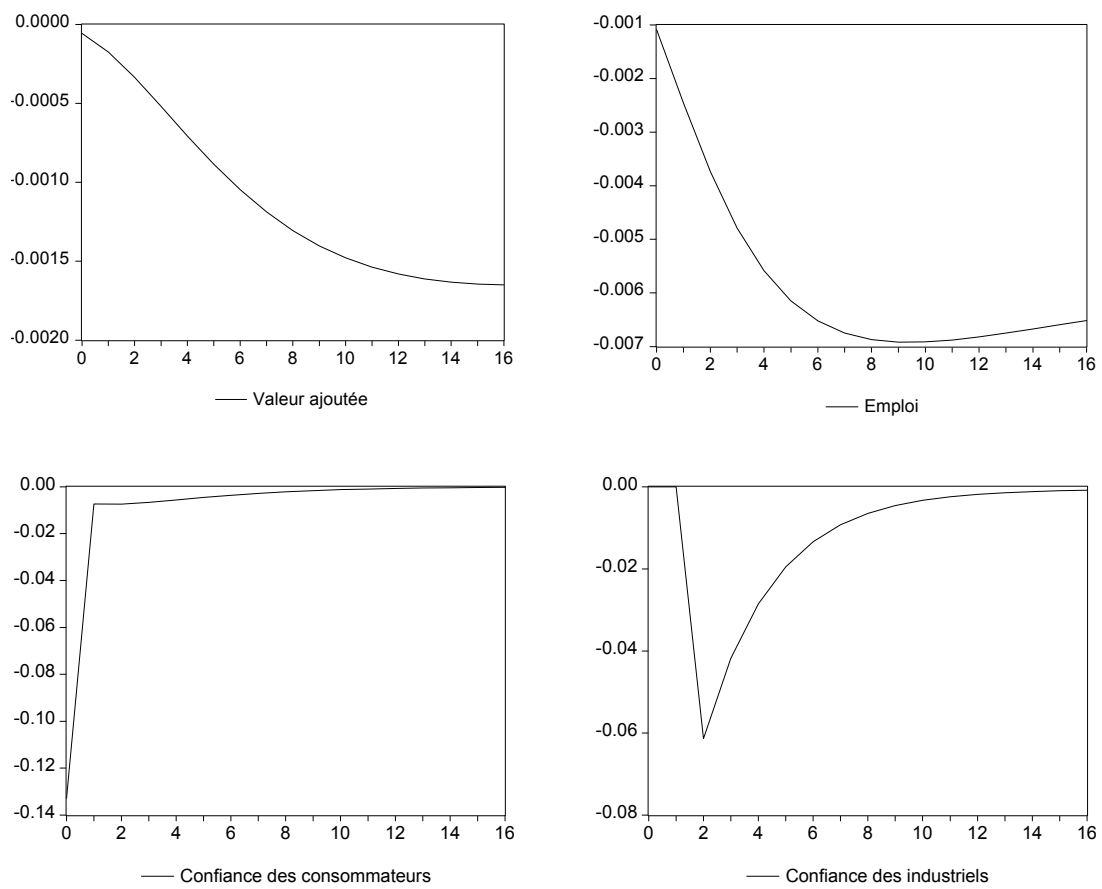


FIG. 4.11 – Réponses impulsionnelles suite à un choc sur les impôts sur le revenu

évoluent sensiblement de la même façon suite à un choc sur les impôts. La réaction s'amplifie jusqu'au neuvième trimestre pour l'emploi et jusqu'au dixième pour la valeur ajoutée, puis se stabilise au delà.

Cette évolution trouve son explication au niveau de la demande. En effet, suite à une hausse des impôts sur le revenu, le pouvoir d'achat des ménages se détériore, ce qui abaisse le niveau de la demande qu'ils adressent aux entreprises. Ces dernières sont contraintes de réaliser une production moindre et d'offrir moins d'emplois. Il en résulte alors une baisse de la valeur ajoutée.

Cette explication est assez proche du raisonnement suivant en termes d'anticipation de demande. Avant toute décision de production ou d'embauche, les entreprises anticipent la demande que les consommateurs leur adresseront. Lorsqu'elles anticipent une demande durablement en baisse dont l'origine serait par exemple la hausse des impôts sur le revenu, le niveau d'emploi dans l'économie baisse conjointement à celui de la production, ce qui provoque une diminution de la valeur ajoutée. Dans cette deuxième explication, la baisse de la demande peut n'être que virtuelle en cas d'anticipations auto-réalisatrices.

L'observation des fonctions de réponses impulsionnelles relatives à la confiance des consommateurs et à celle des industriels montre que les effets du choc sur les impôts sur le revenu s'annulent au bout de seize trimestres. Toutefois, les consommateurs se distinguent des industriels par l'immédiateté et la brièveté de leurs réponses impulsionnelles.

Une augmentation des impôts semble se traduire sans délai sur la confiance des consommateurs, mais avec un effet limité dans le temps. Cela est dû au fait que les ménages tout en étant les principaux concernés par l'augmentation d'impôt ne sont pas surpris lorsqu'elle survient (annonce du gouvernement). Leur réaction brutale se meut en adaptation progressive à leur nouvelle situation. Il est plausible que leur état de confiance soit moins influencé par ce qui ampute leur revenu suivant une programmation (et donc prévisible) que par des événements tels le chômage ou les catastrophes humaines et naturelles.

La confiance des industriels réagit à une hausse des impôts sur le revenu avec un retard d'un trimestre. Le pic du deuxième trimestre précède l'annulation progressive de l'effet multiplicateur. Une des explications réside dans l'anticipation de l'effet des impôts sur la consommation que formulent les industriels. Dans un premier temps, ces derniers s'attendent à une baisse de la demande compte tenu de la dégradation

du pouvoir d'achat des ménages. Dans un second temps, ils réajustent leurs anticipations aidées en cela par la faiblesse apparente de l'impact de la hausse des impôts sur la confiance des consommateurs.

L'analyse de la dynamique du modèle nous a permis de mieux expliquer les relations que les estimations par les GMM ont mises en évidence. La confiance apparaît comme un déterminant non seulement de la consommation, mais aussi de la confiance des industriels. Notre approche macroéconomique particulière est donc justifiée puisque les entreprises semblent se fonder sur la confiance des consommateurs pour anticiper la demande et arrêter leurs plans de production et d'embauche. L'interprétation des fonctions de réponses impulsionnelles des deux types de confiance suite à un choc sur les impôts sur le revenu corrobore cette théorie, même s'il est vrai que les effets d'une hausse des impôts sur la confiance des consommateurs semblent limités dans le temps.

Compte tenu de l'approche macroéconomique empirique que nous avons testée avec succès et de la place centrale que celle-ci accorde aux anticipations des entreprises, nous poserons dans la section suivante les fondements d'une approche théorique de la confiance du consommateur. Cette nouvelle approche macroéconomique sera développée à partir de la problématique des problèmes de coordination.

4.4 Une interprétation en termes de défaut de coordination

Les résultats empiriques que nous avons obtenus ont pour une grande part validé notre approche macroéconomique empirique. En mettant notamment en relief l'importance de la confiance des entreprises ainsi que son lien particulier avec la confiance des consommateurs, ils nous incitent à poser les bases d'une approche théorique macroéconomique de la confiance du consommateur. Pour formuler cette approche théorique, le cadre des modèles de défaut de coordination que Matsusaka et Sbordone (1995) retiennent semble propice.

Ces modèles se sont multipliés depuis le début des années quatre-vingt. Ils s'inscrivent en général dans la mouvance keynésienne puisqu'ils discutent la coordination spontanée opérée par le marché. Ils s'intéressent à des questions diverses : la recherche de coéchangistes (Diamond, 1982), la décision d'investir (Schleifer, 1986), la viscosité des prix (Ball et Romer, 1991), ou la décision de produire (Artus, 1993). Ces modèles stipulent que des décisions qui sont défavorables sur le plan individuel, pourraient devenir favorables, si elles étaient prises en même temps par l'ensemble des agents économiques. Mais, ces derniers n'ayant pas d'incitation à modifier leur stratégie, ne saisissent pas cette opportunité. L'économie peut alors se trouver stabilisée dans un équilibre de sous-emploi.

L'objet de cette section est de proposer une interprétation¹⁸ selon laquelle une économie peut être affectée par un problème de coordination entre les entreprises dû à une crise de confiance des consommateurs, les entreprises se fondant sur la perception qu'elles ont de celle-ci pour anticiper la demande qui leur sera adressée. L'équilibre alors en vigueur dans l'économie est un équilibre de sous-emploi associant des niveaux de production et d'emploi faibles du fait des anticipations pessimistes auto-réalisatrices des entreprises. Seule l'intervention d'un coordinateur extérieur peut réorienter l'économie vers un équilibre pareto-supérieur grâce à l'application de politiques parvenant à redonner confiance aux consommateurs.

¹⁸Cette section est donc davantage un essai et une ouverture sur un travail futur. Elle présente par conséquent les limites inhérentes à ce type d'initiative.

4.4.1 Crise de confiance des consommateurs et piège de sous-emploi

Dans notre approche économique particulière, les entreprises utilisent toute l'information disponible sur l'état de la confiance des consommateurs et les interventions de l'Etat afin d'anticiper le niveau futur de la demande et donc de leur production. Il peut alors exister un défaut de coordination dans l'économie lorsque les entreprises font des anticipations pessimistes à cause de la faiblesse de la confiance des consommateurs qu'elles perçoivent. Elles réalisent dans ce cas un volume de production faible en limitant leur demande de travail. Il en résulte un équilibre de sous-emploi caractérisé par des niveaux faibles de production et d'emploi. A cet équilibre, les revenus versés étant moindres et le chômage élevé, la confiance des consommateurs se dégradera, ce qui entretiendra les anticipations pessimistes des entreprises. Cet enchaînement est décrit dans la figure 4.12.

Il convient de noter que même si, à une période donnée, les entreprises se trompent au niveau de la perception de la confiance des consommateurs pour une raison inexplicée, dès la période suivante, leurs anticipations pessimistes seront confortées par la dégradation réelle de la confiance.

L'économie peut alors se trouver stabilisée à cet équilibre de sous-emploi, à cause d'une crise prolongée de la confiance des consommateurs, aucune entreprise n'ayant intérêt à augmenter sa production et sa demande de travail de manière unilatérale.

Seul un agent extérieur, le coordinateur, peut rompre cette spirale en menant une politique efficace visant à redonner confiance aux consommateurs. Il réorienterait ainsi favorablement les anticipations de l'ensemble des entreprises, lesquelles feraient appel à la main d'œuvre inemployée afin d'augmenter leur niveau de production. Le nouvel équilibre serait alors pareto-supérieur ou optimal (Figure 4.13).

L'existence du coordinateur soulève plusieurs questions sur les modalités de ses interventions ou sur les conditions de son efficacité.

4.4.2 Implications pour la politique économique

Dans la littérature économique, l'Etat apparaît comme le coordinateur légitime car il dispose de pouvoirs coercitifs, législatifs et discrétionnaires. Il a par conséquent les moyens de coordonner des agents ou des activités en créant et en tirant parti des

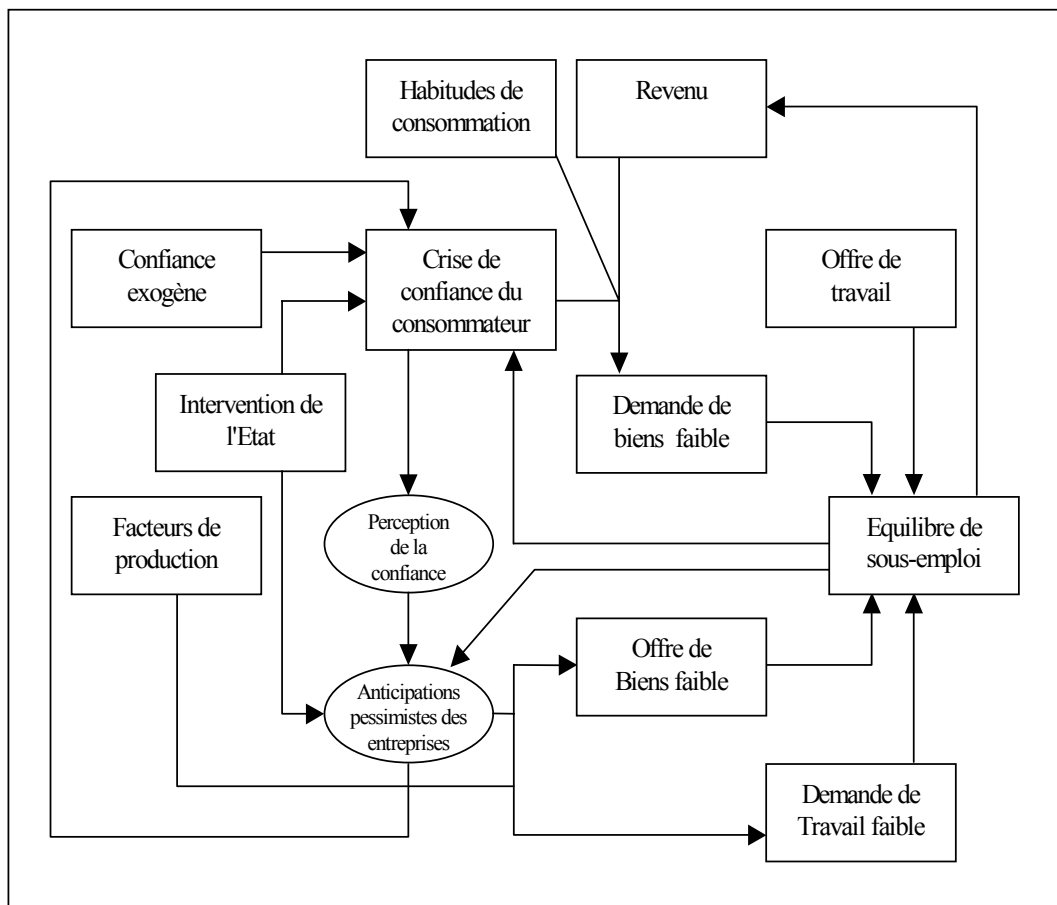


FIG. 4.12 – Problème de coordination et équilibre de sous-emploi

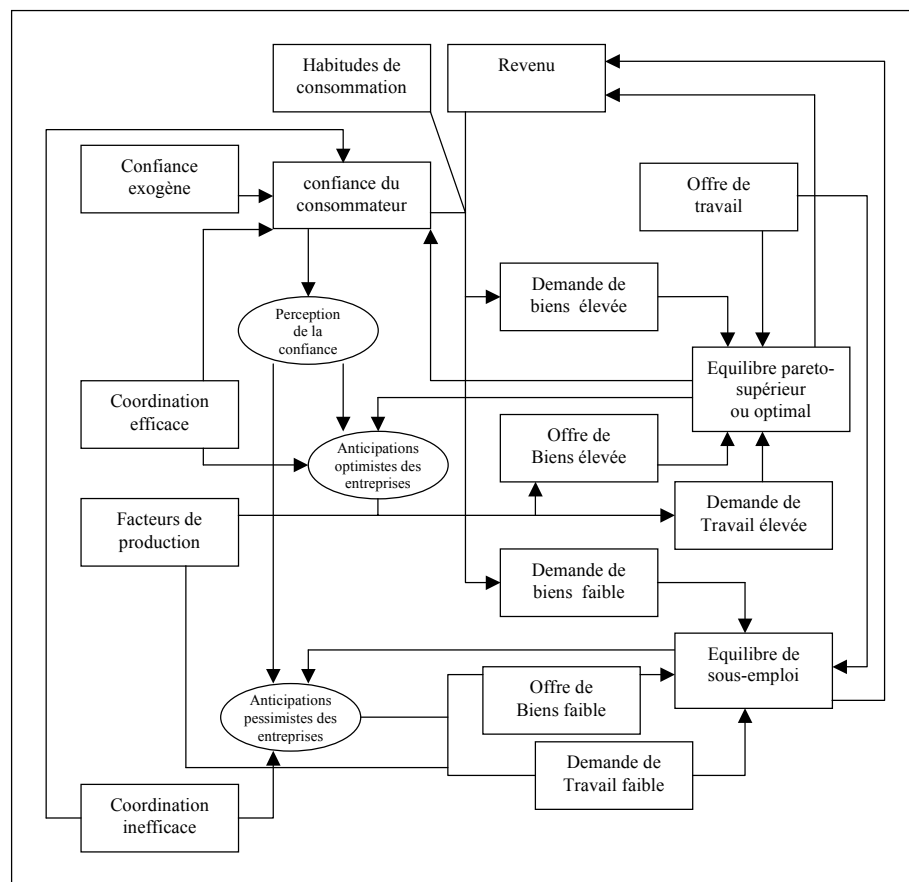


FIG. 4.13 – Coordination et équilibre optimal

phénomènes d'externalités. Dans la première section de ce chapitre, nous avons vu à travers le modèle de Cooper (1999) que l'Etat peut intervenir comme coordinateur pour rétablir la confiance des agents (government as a source of confidence). En effet, dans le modèle de Cooper, à l'un des équilibres, l'intermédiaire qui offre aux agents des contrats de dépôt pour faciliter le transfert des ressources est menacé de faillite à cause des retraits simultanés des déposants. En offrant une garantie de fonds à tous les agents qui ne font pas de retraits auprès de l'intermédiaire, le gouvernement restaure la confiance des agents et évite ainsi la faillite de l'intermédiaire.

Dans l'interprétation développée par rapport à notre approche macroéconomique, le défaut de coordination est dû à une crise de confiance des consommateurs, les entreprises se fondant sur celle-ci pour anticiper la demande qui leur sera adressée. Pour redonner confiance aux consommateurs, l'Etat peut choisir entre quatre politiques non exclusives les unes des autres : une politique fiscale, une politique en faveur de l'emploi, une politique de revenu, et une politique informative.

La politique fiscale se manifesterait par une baisse des impôts directs (revenu ou fortune) ou indirects (taxe sur la valeur ajoutée) afin d'augmenter le pouvoir d'achat des ménages.

L'objectif d'une politique de l'emploi serait de faire baisser le chômage à un niveau psychologiquement acceptable en usant des moyens divers (emploi subventionné, formation, baisse des charges des entreprises). L'idée sous-jacente est qu'un individu employé consomme et n'affecte pas le moral de son entourage. De plus, en considérant les transferts intergénérationnels, ses parents sont en mesure de consommer davantage, l'altruisme étant moins sollicité.

Une politique de revenu est possible dans les pays où le gouvernement a les moyens d'agir sur les salaires distribués, soit en élevant le salaire minimum, soit en revalorisant les salaires de ses fonctionnaires.

Quoique moins connue, la politique informative n'en est pas moins importante surtout lorsqu'il s'agit de faire appel aux sentiments des individus et en l'occurrence à leur confiance. Dans les sociétés modernes très médiatisées, la communication d'informations bonnes ou mauvaises concernant l'économie, les politiques appliquées et les événements exceptionnels ne devrait pas être négligée notamment lorsqu'elle émane d'un chef de l'exécutif.

Toute politique mise en œuvre ne sera efficace que si elles redonnent durablement confiance aux consommateurs. Ainsi, si les coûts de l'application d'une politique sont

jugés trop élevés, les consommateurs anticiperont la répercussion de ceux-ci sur leurs revenus futurs et ne seront pas prompts à changer durablement de sentiment.

Par ailleurs, l'État doit tenir compte des interférences de sa politique sur les anticipations et le processus de production des entreprises. Dans le cas d'une politique de revenu consistant à augmenter le salaire minimum, les entreprises devront supporter une masse salariale plus élevée. Pour que la politique soit efficace, il faut que l'activité supplémentaire induite par l'accroissement de la demande des consommateurs compense dans le temps les coûts salariaux supplémentaires. Dans le cas contraire, les entreprises ne produiront et n'embaucheront pas davantage mais augmenteront les prix. De plus, celles qui ne pourront pas supporter leurs nouvelles charges licencieront, ce qui anéantira les efforts consentis par le gouvernement pour rétablir la confiance des consommateurs.

Conclusion

L'approche particulière que nous avons développée dans ce chapitre nous a permis de tester empiriquement la confiance des consommateurs au niveau macroéconomique. Le modèle à équations linéaires simultanées a été estimé par la méthode des moments généralisés itérée. Les résultats empiriques que nous avons obtenus ont pour une grande part validé notre approche.

On a ainsi pu retrouver un certain nombre de résultats communs aux études sur la consommation et la production. On a également confirmé la nature de la relation entre la consommation et la confiance des consommateurs. La confiance est surtout un déterminant de la consommation. Si un effet feedback reste plausible, le modèle n'a pas permis de le mettre en exergue. En revanche, la confiance des consommateurs y apparaît comme un phénomène dont les déterminants sont pour une part non négligeable exogènes.

Les résultats sans doute les plus originaux concernent la confiance des industriels. Son intégration dans l'approche macroéconomique s'est avérée pertinente. En effet, ce type de confiance a non seulement une influence positive significative sur la valeur ajoutée et l'emploi, mais est aussi déterminé par son pendant, la confiance des consommateurs.

Par ailleurs, l'analyse des effets de l'impôt sur le revenu sur les variables endogènes du modèle a montré qu'en plus des variables macroéconomiques, l'Etat pouvait influencer la confiance des industriels et celle des consommateurs.

L'ensemble des résultats et en particulier le lien entre la confiance des consommateurs, celle des entreprises et l'intervention de l'Etat nous a conduit à proposer une interprétation en termes de problème de coordination. Selon cette dernière, les entreprises se fondent sur la perception qu'elles ont de la confiance des consommateurs pour anticiper la demande et par conséquent le niveau de leur production future. En choisissant un niveau faible de production du fait de la faiblesse perçue de la confiance, elles versent des revenus moindres et laissent une partie de la main d'œuvre inemployée, ce qui renforce la dégradation de la confiance des consommateurs et confirme les anticipations pessimistes des entreprises. Il apparaît que l'intervention d'un coordinateur extérieur est nécessaire pour résoudre le problème de coordination. En menant avec succès une politique visant à redonner confiance aux consommateurs, il oriente favorablement les anticipations des entreprises. En

admettant que l'Etat soit ce coordinateur, toute politique envisagée (politique fiscale, politique en faveur de l'emploi, politique informative et politique de revenu) pour être efficace doit rétablir durablement la confiance des consommateurs et par conséquent prendre en compte les coûts de son application et ses interférences sur les anticipations et le processus de production des entreprises.

A la lumière de cette interprétation en termes de problème de coordination, une crise économique pourrait être appréhendée comme la persistance d'un défaut de coordination lié à une crise de confiance des consommateurs, et la reprise suivie de l'expansion comme le résultat de la disparition de ce défaut.

L'extension souhaitable à ce travail consisterait alors à construire un modèle de défaut de coordination qui tout en adoptant une formalisation de la confiance satisfaisante pourrait être testé empiriquement. Une extension plus modeste chercherait à complexifier le modèle empirique de manière à prendre en compte d'autres variables, notamment financières.

Annexes

Annexe 4.1 : L'enquête mensuelle de conjoncture dans l'industrie de l'INSEE

Evolution de la production

Tendance au cours des trois derniers mois :

hausse (+)

stabilité

baisse (-)

Tendance probable au cours des trois prochains mois :

hausse (+)

stabilité

baisse (-)

Niveau de la demande

Globale (Toutes provenances) : considérez-vous que, compte tenu de la saison, votre carnet de commandes ou votre demande est actuellement

bien garni ou forte (+)

normal

peu garni ou peu active (-)

Etrangère : considérez-vous que, compte tenu de la saison, votre carnet de commandes ou votre demande en provenance de l'étranger est actuellement

bien garni ou forte (+)

normal

peu garni ou peu active (-)

Niveau des stocks de produits fabriqués

Considérez-vous que, compte tenu de la saison, vos stocks actuels de produits fabriqués sont

supérieurs à la normale (+)

normaux

inférieurs à la normale (-)

Evolution des prix de vente

Sens probable de variation au cours des trois prochains mois :

hausse (+)

stabilité

baisse (-)

Prévisions pour l'industrie française dans son ensemble

Volume de la production : tendance la plus probable d'évolution au cours des trois prochains mois :

hausse (+)

stabilité

baisse (-)

Niveau général des prix des produits industriels : tendance la plus probable d'évolution au cours des trois prochains mois :

hausse (+)

stabilité

baisse (-)

Bibliographie

- [1] ACEMOGLU D., SCOTT A. [1994], “Consumer Confidence and Rational Expectations : Are Agents’ Beliefs Consistent with Theory ? ”, *Economic Journal*, 104, January, pp. 1-19.
- [2] AOKI M., CANZONERI M. [1979], “Reduced forms of rational expectations models”, *Quarterly Journal of Economics*, 93, pp. 59- 71.
- [3] ARTUS P. [1993], “Défauts de coordination des activités, Principes et exemples”, *Revue Economique*, 3, mai, pp. 551-568.
- [4] AZARIADIS C. [1981], “Self-fulfilling Prophecies”, *Journal of Economic Theory*, 25, pp. 380-96.
- [5] BALL L., ROMER D. [1991], “Sticky prices as coordination failure”, *American Economic Review*, June, pp. 539-552.
- [6] BENHABIB J., FARMER R. E. A. [1999], “Indeterminacy and sunspots in macroeconomics”, in *Handbook of Macroeconomics*, volume 1A, edited by John B. Taylor and Michael Woodford, Elsevier.
- [7] BLANCHARD O. [1979], “Speculative Bubbles, Crashes, Rational Expectations”, *Economic Letters*, 3, pp. 387-389.
- [8] BLANCHARD O., WATSON M. [1982], “Bubbles, Rational Expectations, and Financial Markets”, *Harvard Institute of Economic Research Working Paper*, n° 945.
- [9] BROWN T. M. [1952], “Habit Persistence and Lags in Consumer Behaviour”, *Econometrica*, 20, pp.355-371.
- [10] BURDEKIN R., LANGDANA F. [1995], *Confidence, credibility and macroeconomic policy*, Routledge, United States of America.
- [11] CASS D., SHELL K. [1983], “Do Sunspots Matter ?” , *Journal of Political Economy*, 91, pp. 193-227.

- [12] COOPER R. [1999], *Coordination Games. Complementarities and Macroeconomics*, Cambridge University Press, United States of America.
- [13] DIAMOND D. W., DYBVIK P.H. [1983], “Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity”, *Journal of Political Economy*, 91, pp. 401-419.
- [14] DIAMOND P. [1982], “Aggregate Demand Management in Search Equilibrium”, *Journal of Political Economy*, 90, pp. 881-894.
- [15] FARMER R. E. A. [1999], *The Macroeconomics of Self-fulfilling Prophecies*, The MIT Press, Cambridge.
- [16] GREENE W. H. [2000], *Econometric Analysis*, Fourth edition, Prentice Hall International Editions, United States of America.
- [17] GUESNERIE R. [2001], *Assessing Rational Expectations, Suspot Multiplicity and Economic Fluctuations*, The MIT Press, Cambridge.
- [18] HANSEN L. [1982], “Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators”, *Econometrica*, 50, pp. 1029-1054.
- [19] MATSUSAKA J. G., SBORDONE A. M. [1995], “Consumer Confidence and Economic Fluctuations”, *Economic Inquiry*, 33, pp. 296-318.
- [20] MUELLER E. [1957], “Effects of Consumer Attitudes on Purchases”, *American Economic Review*, 47(6), pp. 946-965.
- [21] NEWKEY W. [1985], “Generalized Method of Moments Specification Testing”, *Journal of Econometrics*, 29, pp. 229-256.
- [22] NEWKEY W., WEST K. [1997], “Hypothesis Testing with Efficient Method of Moments Estimation”, *International Economic Review*, 28, pp. 777-787.
- [23] SCHMEIDLER D. [1989], “Subjective probability and expected utility without additivity”, *Econometrica*, 57(3), 571-587.
- [24] SHLEIFER A. [1986], “Implementation Cycles”, *Journal of Political Economy*, 96, December, pp. 1163-1190.
- [25] TALLON J.-M. [1998], “Do sunspots matter when agents are Choquet-expected-utility maximizers?”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 22, pp. 357-368.
- [26] WEIL P. [1987], “Confidence and the Real Value of Money in a Overlapping Generations Economy”, *The Quarterly Journal of Economics*, 1, February, pp. 1-22.

Conclusion Générale

Les quatre chapitres de la thèse s'inscrivent dans la lignée des études empiriques sur la confiance des consommateurs qui ont connu un regain d'intérêt à partir de la fin des années quatre-vingt. Il convient dans cette conclusion générale de les resituer par rapport à notre problématique et d'évaluer leurs contributions mais aussi leurs limites.

En premier lieu, nous verrons en quoi ces chapitres constituent des contributions à l'étude de la confiance des consommateurs. En second lieu, nous nous intéresserons aux apports essentiels de la thèse et à ses principales limites, ces dernières gagnant à être aussi considérées comme des axes de recherches à explorer.

5.1 Quelques contributions pour l'analyse de la confiance du consommateur

La confiance du consommateur qui a été conceptualisée dans cette thèse est le fruit du rapprochement nécessaire entre l'économie et la sociologie. Elle peut être appréhendée comme un concept économique car en plus des implications significatives qu'elle a sur l'activité économique et la consommation, elle est devenue une variable de plus en plus conforme à l'économie standard. En effet, la confiance est formalisée dans des modèles théoriques, et avec la construction d'indicateurs, elle est mesurable, facile à interpréter, et donc propre aux traitements statistiques et économétriques (cf. introduction générale).

Nous pensons que cette évolution participe de l'intégration de la confiance dans la science économique moderne, même si en contrepartie, cette conception de la confiance perd une partie de sa substance puisque le sentiment est ramené à une probabilité ou une opinion. C'est pourquoi la confiance du consommateur que nous avons choisie de présenter dans ce travail peut paraître plus pertinente en tant que concept économique, mais l'être un peu moins en tant que concept sociologique.

Tout au long de ce travail, nous avons poursuivi un objectif simple qui consistait à montrer le rôle de la confiance des consommateurs dans l'activité économique. Pour mieux atteindre cet objectif que l'on a qualifié de principal, nous avons retenu deux objectifs intermédiaires. Il s'agissait d'évaluer d'une part l'influence de la confiance des consommateurs sur les dépenses de consommation, et d'autre part, l'influence de la confiance des consommateurs sur l'équilibre économique.

Les objectifs que nous nous sommes fixés nous ont résolument placés sur le champ des études empiriques sur la confiance des consommateurs. Mais avant de procéder aux évaluations idoines, il a paru important de revenir sur les travaux fondateurs de ce type de littérature, ainsi que sur les travaux récents les plus marquants. Ce fut l'objet du premier chapitre.

Dans le premier chapitre de la thèse, nous avons présenté plusieurs études empiriques qui se fondent toutes sur des enquêtes de conjoncture réalisées auprès des ménages. Ces enquêtes contiennent en général des questions relatives à la situation économique et financière, personnelle ou non, des personnes interrogées. Les réponses à ces questions permettent de construire des indicateurs de confiance plus ou moins simples reflétant l'opinion positive, négative ou neutre du consommateur vis-à-vis du passé, du présent, et du futur.

Des chercheurs pour la plupart anglo-saxons ont évalué l'utilité de ces indicateurs à travers trois points. Le premier a trait à la contribution de la confiance du consommateur dans la prévision de la consommation. Presque toutes les études empiriques que nous avons vues concluent à l'opportunité d'utiliser les indicateurs de confiance du consommateur dans la prévision des dépenses de consommation (Mueller, 1969, Kumar, Leone et Gaskins, 1995). Toutefois, les raisons de cette relation ne sont pas encore bien définies. Les deuxième et troisième points s'intéressent aux déterminants de la confiance du consommateur et à la capacité de celle-ci à prévoir un agrégat de revenu. Les résultats des études empiriques s'y rapportant sont assez contrastés. Tantôt les indicateurs de confiance du consommateur sont intimement liés aux variables économiques (Acemoglu et Scott, 1994). Tantôt, ils sont exogènes (Fan et Wong, 1998). Et si certains auteurs montrent que ces indicateurs permettent de prévoir un agrégat de revenu comme le produit national brut (Matsusaka et Sbordone, 1995), d'autres ne parviennent pas à une telle conclusion (Batchelor et Dua, 1998).

Le sentiment général qui est ressorti néanmoins de notre revue de littérature est que les indicateurs de confiance du consommateur sont utiles et constituent des approximations satisfaisantes du sentiment des consommateurs. À ce titre, ils peuvent être considérés comme des variables explicatives pertinentes dans l'analyse des comportements de consommation ou des cycles conjoncturels.

L'étude empirique préliminaire du premier chapitre nous a permis de tester sur données françaises un certain nombre de résultats qui avaient été obtenus princi-

palement sur données américaines ou qui ne présentaient pas les mêmes garanties statistiques.¹ Nous avons ainsi montré que les soldes d'opinion de l'enquête de l'INSEE contiennent une information spécifique par rapport aux variables comptables avec lesquelles ils sont liés. Plusieurs soldes d'opinions et l'indicateur synthétique de confiance semblent fournir des indications pertinentes sur l'évolution des principales variables économiques, susceptibles d'aider le prévisionniste dans sa tâche, même s'il est vrai qu'aucune variable d'enquête ne parvient à remplacer complètement des variables comptables. Ensuite, l'étude de causalité (tests de causalité à la Granger et à la Sims) entre la confiance des consommateurs et des variables de consommation et de revenu a montré que la confiance des consommateurs causait la consommation et en particulier la consommation de biens durables, mais également le revenu disponible et le produit intérieur brut. Elle a aussi confirmé que la relation entre la confiance et ces variables n'était pas unique (existence de feed-back). Enfin, nous avons estimé sur données françaises la relation proposée par Carroll, Fuhrer et Wilcox (1994). Les résultats, conformes à ceux que ces auteurs avaient obtenus, stipulent que la confiance des consommateurs contribue à expliquer la consommation totale et en particulier la consommation de biens durables.

Les résultats encourageants du premier chapitre qu'ils émanent de cette étude préliminaire ou des études empiriques présentes dans la littérature nous ont conduit à choisir trois optiques pour approfondir l'étude des relations entre la confiance des consommateurs et l'activité économique. Chaque optique a donné lieu à un chapitre. La première a refusé d'imposer a priori des causalités entre les variables de consommation, de revenu et de confiance en recourant à la cointégration multivariée. La deuxième a privilégié une approche micro-économique à la Deaton-Muellbauer, tandis que la troisième a consacré une approche macroéconomique.

Dans le chapitre 2 de la thèse, nous nous sommes demandés si l'indicateur synthétique de l'INSEE assimilé à la confiance du consommateur permettait d'expliquer les dépenses de consommation des ménages français. Une telle problématique n'ayant fait l'objet d'aucun travail publié sur données françaises, l'étude réalisée est par conséquent originale, puisque celle-ci teste la cointégration entre la consommation des ménages français, le revenu disponible brut, l'indicateur de confiance des

¹Pour l'indice synthétique de confiance des consommateurs français et les soldes d'opinions de l'enquête, nous avons utilisé la base trimestrielle rétropolée à partir des séries mensuelles, laquelle a été éditée par l'INSEE en 2001.

ménages de l'INSEE, les soldes d'opinion de l'enquête de conjoncture, et quelques variables supplémentaires (prix, taux d'intérêt).

A l'instar de Throop (1992) ou de Ewing et Payne (1998), nous avons opté pour une spécification VECM issue de la méthode du maximum de vraisemblance de Johansen. L'étude économétrique a permis de voir que sur la période 1973-1999, l'utilisation de l'indice synthétique de confiance des consommateurs de l'INSEE ne permettait pas d'expliquer de manière très satisfaisante la consommation, les coefficients de court terme de l'indice n'étant pas significatifs. Le recours aux soldes d'opinion et en particulier à deux soldes relatives aux questions sur la situation financière personnelle actuelle et la capacité future à épargner a permis d'améliorer le modèle (leurs paramètres de long terme et de court terme sont significatifs).

L'analyse des fonctions de réponses impulsionnelles et des décompositions de variance a précisé ces résultats. Elle a révélé que seuls le revenu disponible et la capacité future à épargner expliquaient à moyen et long terme la consommation, l'influence des autres variables étant marginale.² Concernant le court terme, l'analyse des causalités (causalités au sens de Granger et paramètres de court terme du VECM) a montré que le revenu disponible et la situation financière actuelle, deux variables étroitement liées, expliquaient la consommation à court terme.

Tous ces résultats militent en faveur de la distinction entre les comportements des ménages français en fonction de l'horizon temporel. A court terme, conformément aux théories keynésiennes, leur consommation semble fonction du revenu courant et des habitudes de consommation, tandis qu'à long terme, elle paraît être aussi fonction des revenus futurs anticipés, conformément aux hypothèses du revenu permanent et du cycle de vie.

Dans le chapitre 3, nous avons cherché à mesurer la variation de la demande de certains postes de biens et services à la suite d'une variation de la confiance des consommateurs à partir d'une modélisation AIDS (*Almost Ideal Demand System*) dans laquelle la confiance a été intégrée. Autrement dit, l'objectif était de calculer de manière satisfaisante des élasticités-confiance de la demande.

Nous avons appelé le modèle AIDS avec confiance, AIDSC pour *Almost Ideal Demand System with Confidence*. Puis nous l'avons estimé à l'aide d'un système

²La situation financière personnelle actuelle intervient néanmoins indirectement dans l'explication de long terme de la consommation dans la mesure où à court terme cette variable exerce une grande influence sur la façon dont les ménages anticipent leur comportement futur d'épargne.

SURE contraint à erreurs composées général appliqué aux données de panel, méthode d'estimation utilisée par Bresson et Pirotte (2000).

L'étude empirique qui couvre la période 1987-1995 porte sur cinq postes de consommation (Alimentation, Logement, Transport & Communication, Loisir & Culture, et Autres Biens & Services) et cinq pays (Allemagne, France, Italie, Royaume-Uni, et États-Unis).

Elle a révélé que les élasticités-confiance sont caractérisées par une hétérogénéité liée aux postes de consommation et une autre relative aux pays. En effet, la confiance des consommateurs n'a pas le même impact sur la demande adressée à chaque poste, et en moyenne pour les cinq pays du panel, on obtient dans l'ordre croissant de sensibilité de la demande à un choc de confiance : Logement, Alimentation, Loisir & Culture, et Transport & Communication.

L'impact de la confiance sur la demande diffère aussi d'un pays à l'autre de telle sorte que l'on peut établir une cartographie des pays en fonction de l'influence de la confiance des consommateurs. Par exemple, si pour l'Italie, le poste Transport & Communication est le plus sensible à la confiance, pour la France et le Royaume-Uni, c'est celui des loisirs et de la culture, et pour l'Allemagne et les États-Unis, celui de l'alimentation. L'analyse en composantes principales a montré que le Royaume-Uni et dans une moindre mesure les États-Unis avaient en moyenne les élasticités-confiance les plus élevées, tandis que l'Allemagne enregistrait la sensibilité moyenne la plus faible.

L'étude empirique a délivré un autre résultat intéressant concernant la nature des postes de consommation. Il ne semble pas y avoir de relation systématique entre la nature d'un poste (inférieur, normal, luxe) et la sensibilité de sa demande à la confiance des consommateurs. Par exemple, en France, les postes Logement et Loisir & Culture, même s'ils ne peuvent être considérés comme des postes de luxe, ont tous deux une demande qui augmente plus que proportionnellement à la dépense totale (élasticité-revenu supérieure à l'unité). En revanche, sur l'ensemble des postes français, l'élasticité-confiance du poste Logement est la plus faible, alors que celle du poste Loisir & Culture est la plus élevée.

Dans le quatrième et dernier chapitre de la thèse, nous avons testé empiriquement la confiance des consommateurs au niveau macroéconomique. Nous avons écarté l'idée de tester directement une approche macroéconomique théorique après avoir analysé quelques travaux tirés de la littérature. Ces approches présentaient deux

limites. D'une part, elles n'avaient pour la plupart pas été testées empiriquement, et lorsqu'elles l'avaient été, elles ne l'étaient que de manière très indirecte. D'autre part, la formalisation de la confiance qu'elles retenaient était soit insatisfaisantes du point de vue théorique, soit très difficiles (voire impossible) à tester empiriquement.

L'originalité de notre approche macroéconomique particulière réside dans le fait que les entreprises réalisent des anticipations rationnelles de demande pour déterminer leur production en se fondant notamment sur la perception qu'elles ont de la confiance des consommateurs. La confiance des entreprises est utilisée comme proxy de ces anticipations.

Le modèle à équations linéaires simultanées qui synthétise cette approche a été estimé par la méthode des moments généralisés itérée. Les résultats empiriques sur données françaises que nous avons obtenus pour la période 1980-1999 l'ont pour une grande part validée.

Nous sommes parvenus à démontrer à un niveau plus macroéconomique que la confiance des consommateurs est un des déterminants de la consommation dont il faut tenir compte. Il ressort également de notre travail que la confiance des entreprises représentée par l'indicateur synthétique du climat des affaires issu de l'enquête mensuelle de conjoncture dans l'industrie est une variable significative du modèle. Elle est déterminée par la confiance des consommateurs et elle influence positivement la valeur ajoutée et l'emploi. La confiance des consommateurs est donc un facteur significatif de l'activité économique.

Un autre résultat important est la capacité de l'Etat à influencer sur la confiance des industriels et celle des consommateurs. Ce résultat a été obtenu à partir de l'analyse des effets de l'impôt sur le revenu sur les variables endogènes du modèle.

L'évaluation empirique de notre approche macroéconomique et les conclusions encourageantes qui en ont résulté sur les relations entre la confiance des consommateurs, celle des entreprises et l'intervention de l'Etat nous ont conduit à proposer une interprétation en termes de problème de coordination. Nous supposons qu'un problème de coordination entre les entreprises dû à une crise de confiance des consommateurs peut affecté l'économie. Comme les entreprises se fondent sur la perception qu'elles ont de la confiance des consommateurs pour anticiper la demande qui leur sera adressée, l'économie peut alors se trouver bloquée dans un équilibre de sous-emploi associant des niveaux de production et d'emploi faibles. Dans cette nouvelle approche théorique, seule l'intervention d'un coordinateur extérieur, vraisemblable-

ment l'Etat, peut réorienter l'économie vers un équilibre pareto-supérieur grâce à l'application d'une politique parvenant à redonner confiance aux consommateurs.

Si nous pensons que ce cadre théorique reste un des plus satisfaisants pour formuler une véritable théorie de la confiance du consommateur, nous n'avons pu au cours de ce travail explorer cette voie plus avant. C'est une des limites de la thèse qui constitue néanmoins une perspective de recherche.

5.2 Apports, limites et perspectives

5.2.1 Les apports essentiels

La thèse a mis en exergue de nombreux résultats originaux ou déjà présents dans la littérature. Il n'est ni possible ni souhaitable de tous les répertorier dans une conclusion générale. Néanmoins, leur analyse générale nous amène à en faire une synthèse. Au terme de celle-ci, la thèse à travers les diverses contributions à l'étude de la confiance des consommateurs arbore quatre apports essentiels. Il apparaît en effet que :

- La confiance des consommateurs est un des déterminants de la consommation, et un facteur de l'activité économique
- La confiance des consommateurs est une variable endogène dont une partie des déterminants est exogène,
- La confiance des consommateurs est un phénomène hétérogène,
- La confiance des consommateurs est une variable pertinente dans des analyses micro-économique et macroéconomique originales.

Premièrement, la confiance des consommateurs est un déterminant de la consommation que l'on ne devrait pas négliger. Dans les quatre chapitres, les différentes méthodes utilisées, qu'elles soient multivariées, micro-économétriques ou macro-économétriques, ont toutes conduit à ce même résultat. L'étude de cointégration du chapitre 2 nuance moins notre propos qu'elle ne le précise en montrant que des indices de confiance plus spécifiques peuvent mieux expliquer la consommation qu'un indice synthétique de confiance des consommateurs.

Par conséquent, la confiance des consommateurs apparaît comme un facteur de l'activité économique en raison, d'une part, du poids important de la consommation

dans le PIB, et d'autre part, de l'influence de la confiance des consommateurs sur celle des entreprises (cf. chapitre 4).

Deuxièmement, l'étude des déterminants de la confiance des consommateurs a révélé que si la confiance devait être appréhendée comme une variable endogène, elle avait une composante exogène assez difficile à prendre en compte.

Toute équation qui n'expliquerait la confiance que par les seules variables économiques traditionnelles (consommation, revenu, taux d'intérêt) serait mal spécifiée, même si les coefficients relatifs à ces variables seraient par ailleurs significatifs. On comprend alors la qualité médiocre dans les modèles à plusieurs équations, de celle expliquant un indice de confiance des consommateurs synthétique.

Troisièmement, la confiance des consommateurs est un phénomène hétérogène. Nous avons déjà vu dans la revue de la littérature du chapitre 1 que l'influence de la confiance variait selon les postes de consommations, plusieurs études soulignant le cas des biens durables. Cette revue avait montré également que selon les pays les déterminants de la confiance différaient. Ainsi, l'étude de Acemoglu et Scott (1994) sur données britanniques révélait que la confiance des consommateurs était relativement bien expliquée par des variables économiques et patrimoniales. Celle de Fan et Wong (1998) sur le pouvoir de prévision de l'indice de confiance à Hong Kong exprimait la forte dépendance de cet indice vis-à-vis des variables géopolitiques comme la rétrocession de l'île à la Chine.

Notre analyse d'un système demande complet pour un panel de cinq pays a confirmé l'existence de ces hétérogénéités (cf. chapitre 3). En effet, la sensibilité de la demande à la confiance des consommateurs fluctue en fonction des postes budgétaires (élasticité-confiance du poste Transport & Communication supérieure à celle du poste Logement) et en fonction des pays (élasticité-confiance du Royaume-Uni supérieures à celles de l'Allemagne).

Quatrièmement, deux évaluations empiriques jamais réalisées à notre connaissance ont été menées dans le cadre de cette thèse : le modèle AIDSC du chapitre 3 et l'approche macroéconomique particulière du chapitre 4.

Tant l'estimation de la relation de Carroll, Fuhrer et Wilcox que l'évaluation d'un VECM intégrant la confiance n'avaient été réalisées (ou pour le moins publiées) sur données françaises, mais ces deux types de spécification avaient déjà été utilisés notamment sur données américaines (cf. chapitre 1 et chapitre 2).

En revanche, l'estimation du modèle AIDSC a permis de mesurer l'impact de la confiance sur la demande de certains postes de consommation à partir d'une approche d'ordre plus micro-économique. De plus, le recours aux données de panel a rendu possible une comparaison internationale. Cette dimension que l'on ne retrouve pas dans les autres études empiriques de la thèse fait sans doute du troisième chapitre la contribution la plus originale de ce travail.

Quant à l'évaluation de l'approche macroéconomique particulière, elle est parvenue à mettre en relation dans un même modèle de grands agrégats macroéconomiques, des variables politico-économiques, et surtout la confiance des consommateurs et celle des entreprises. Aucun travail antérieur n'avait non seulement testé le lien entre les deux types de confiance, mais non plus estimé par la méthode des moments généralisés un modèle structurel intégrant la confiance des consommateurs.

5.2.2 Les principales limites

Ces apports ne peuvent occulter les limites de ce travail. Il ne s'agit pas ici de toutes les recenser, mais d'exposer celles qui ont sensiblement borné la qualité de notre travail.

L'effort mené en faveur des évaluations empiriques ne parvient pas à masquer la relative pauvreté théorique qui caractérise en général les travaux sur la confiance du consommateur. L'absence de véritable canevas théorique freine indéniablement une recherche qui n'aspire qu'à se développer. Le nombre grandissant d'articles publiés chaque année sur la confiance notamment du consommateur a la force du témoignage.

Cependant, le travail se voulant essentiellement empirique, ses plus grandes limites ont trait au domaine des évaluations empiriques.

Les tests empiriques ont nécessité que nous retenions une mesure de la confiance du consommateur. Le concept a donc souvent été confondu avec sa mesure, l'indice de confiance des consommateurs. Sans revenir sur les limites générales inhérentes à la construction de l'indice et à la pratique des enquêtes conjoncturelles (cf. chapitre 1), il est patent que cette mesure, forcément imparfaite, nuance les conclusions que l'on voudrait transposer au concept de la confiance du consommateur.

Sur les données elles-mêmes, la principale limite tient à leur disponibilité. Pour

illustration, dans l'étude empirique du chapitre 3, il n'était pas possible d'étendre l'échantillon au delà de la période 1987-1995, ce qui a réduit le nombre de degré de liberté. Les postes que nous avons considérés sont très larges et englobent des biens et services parfois très hétérogènes. Néanmoins, la base *New Cronos* d'Eurostat ne proposait aucune décomposition plus fine.

Une autre limite, indépendante de la disponibilité des données, concerne notre choix de n'utiliser que des données macroéconomiques. La réalisation de travaux sur données micro-économiques aurait sans doute précisé certains résultats.

5.2.3 Les extensions et quelques perspectives

Compte tenu des apports de la thèse mais aussi de ses limites, nous pensons que plusieurs pistes devraient être suivies à l'avenir.

Sur le plan empirique, l'étude de la confiance des consommateurs à partir de données micro-économiques devrait constituer une des priorités de la recherche.

L'effort de désagrégation devrait être poursuivi tant au niveau des postes de consommation que des variables de confiance de manière à prendre mieux en compte la spécificité respectivement des biens et services, et des déterminants de la confiance.

Il serait aussi souhaitable de mener des travaux portant sur des pays d'horizon plus divers comme les pays en développement. Le problème qui demeure à ce niveau est l'indisponibilité des données sur la confiance. En plus de l'intérêt que pourrait constituer l'existence de telles données pour le chercheur, il est évident que ces pays tireraient le plus grand bénéfice du suivi de la confiance de leurs consommateurs.

L'étude approfondie de la confiance des consommateurs nous a aussi ouvert des perspectives sur l'étude de la confiance des entreprises. Les résultats plus qu'encourageants du chapitre 4 nous portent à croire que cette aire de recherche est sous-exploitée. Il serait notamment intéressant d'évaluer l'impact réel de la confiance des entreprises sur l'investissement, et ainsi éprouver les "esprits animaux" de Keynes.

Sur le plan théorique, le cadre des modèles de défaut de coordination que nous avons présenté dans le quatrième chapitre semble être approprié pour un traitement explicite satisfaisant de la confiance. Le challenge pour un modèle s'y inscrivant sera sa faculté d'être testé empiriquement.

L'approche bayésienne pourrait fournir une autre piste pour la formalisation de la confiance. Elle permet d'établir pour chaque joueur une distribution de probabilités sur l'ensemble des états possibles de la nature. Elle prend ainsi en compte les croyances (informations a priori sur les types des joueurs) et surtout la façon de les réviser en fonction des nouvelles données. On pourrait par exemple envisager que la décision de consommer d'un ménage dépende de son type (confiant, méfiant) mais aussi de sa perception de l'information sur le type des autres ménages.

La recherche d'une formalisation satisfaisante est conditionnée par celle des fondements théoriques de la confiance des consommateurs. Dans ce domaine, il semble qu'un travail en autarcie et qui ignorerait par conséquent les autres sciences sociales telle la sociologie ou la science cognitive serait infructueux.

Enfin, l'axe de recherche de l'économie politique semble assez prometteur, car les consommateurs sont aussi des électeurs. La détermination d'un programme économique résulte de la confrontation entre un homme politique (ou un parti) et des électeurs. Les seconds accordent leurs suffrages au premier en échange de la réalisation de ce programme. Cette réalisation n'étant que virtuelle, les électeurs sont sujets à plusieurs incertitudes.³ Pour les dépasser, les électeurs acceptent de faire confiance à un candidat en votant pour lui.

La confiance des consommateurs influence aussi l'application et l'efficacité du programme économique par le biais des anticipations. Sur la base des anticipations qu'ils forment à partir des informations dont ils disposent sur leur pouvoir d'achat, le marché de l'emploi et la crédibilité politique, les ménages feront des arbitrages consommation-épargne. Leur état de confiance peut donc remettre en cause une partie du programme et/ou grever l'efficacité de celui-ci.

Au total, en dépit de leurs limites, les différentes contributions à l'étude de la confiance des consommateurs présentées dans cette thèse ont ouvert la voie à de nouvelles recherches qu'il conviendrait d'exploiter à l'avenir.

³Enelow et Hinrich (1984) distinguent l'incertitude liée à l'homme politique qui peut volontairement ou non proposer un programme ambigu ; l'incertitude inhérente au processus de communication ; et celle qui résulte de l'impossibilité d'anticiper parfaitement le comportement futur du candidat élu.

Bibliographie

- [1] ACEMOGLU D., SCOTT A. [1994], “Consumer Confidence and Rational Expectations : Are Agents’Beliefs Consistent with Theory?”, *The Economic Journal*, 104, January, pp. 1-19.
- [2] AKAIKE H. [1973], “Maximum Likelihood Estimation of Gaussian Autoregressive Moving Average Models”, *Biometrika*, 60, pp. 255-265.
- [3] AKAIKE H. [1977], “*An Entropy Maximization Principle*”, in Proceedings of Symposium on Applied Statistics, Krishnaiah P.(Eds), North-Holland.
- [4] ALESINA A., LA FERRARA E. [2000], “The Determinants of Trust”, *National Bureau of Economic Research*, Working Paper, 7621, March.
- [5] ALSTON J. M., FOSTER K. A., GREEN R. D. [1994], “Estimating Elasticities with the Linear Approximate Almost Demand System : Some Monte Carlo Results”, *Review of Economics and Statistics*, 76, pp. 351-356.
- [6] AMABLE B., CHATELAIN J.-B., DE BANDT O. [1997], “Confiance dans le système bancaire et croissance économique”, *Revue Economique*, 48, mai, pp. 397-407.
- [7] AOKI M., CANZONERI M. [1979], “Reduced forms of rational expectations models”, *Quarterly Journal of Economics*, 93, pp. 59- 71.
- [8] ARIELY D. [2000], “Controlling the information Flow : Effects on Consumers’ Decision Making and Preferences”, *Journal of Consumer Research*, 27, September, pp. 233-248.
- [9] ARROW K. [1974], *The Limits of Organization*, Norton&Company, New-York. Version française de 1976, *Les limites de l’organisation*, Presses Universitaires de France, Paris.
- [10] ARTUS P. [1993], “Défauts de coordination des activités, Principes et exemples”, *Revue Economique*, 3, mai, pp. 551-568.

- [11] ARTUS P., LEGROS F., NICOLAÏ J.-P. [1990], “Cycle de vie consommation : quelques tests empiriques”, *Revue d’Economie Politique*, 100, pp. 495-511.
- [12] AVERY R. B. [1977], “Error Components and Seemingly Unrelated Regressions”, *Econometrica*, 45, pp. 199-209.
- [13] AZARIADIS C. [1981], “Self-fulfilling Prophecies”, *Journal of Economic Theory*, 25, pp. 380-96.
- [14] BALL L., ROMER D. [1991], “Sticky prices as coordination failure”, *American Economic Review*, June, pp. 539-552.
- [15] BALTAGI B. H. [1980], “On seemingly unrelated regression with error components”, *Econometrica*, 48, 1547-1551.
- [16] BALTAGI B. [1998], *Econometrics*, Springer, Germany.
- [17] BANERJEE A., DOLADO J., HENDRY D. F., SMITH G. [1986], “Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics Through Static Models : Some Monte Carlo Evidence”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, pp. 253-277.
- [18] BANKS J., BLUNDELL R., LEWBEL A. [1997], “Quadratic Engel Curves and Consumer Demand”, *The Review of Economics and Statistics*, 78, November, pp. 527-539.
- [19] BATCHELOR R. DUA R. [1998], “Improving Macro-Economic Forecasts : The Role of Consumer Confidence”, *International Journal of Forecasting*, 14, March, pp. 71-81.
- [20] BAUDRY B. [1993], *Contrat, autorité, et confiance : une étude des mécanismes de coordination dans la relation de sous-traitance*, Thèse de Doctorat, Université de Grenoble II, Grenoble.
- [21] BENHABIB J., FARMER R. E. A. [1999], “Indeterminacy and sunspots in macroeconomics”, in *Handbook of Macroeconomics*, volume 1A, edited by John B. Taylor and Michael Woodford, Elsevier.
- [22] BERG J., DICKHAUT J., McCABE K. [1995], “Trust, Reciprocity, and Social History”, *Games and Economic Behavior*, 10, pp.122-142.
- [23] BIDAULT F. [1998], “Comprendre la confiance : la nécessité d’une nouvelle problématique”, *Economies et Sociétés, Sciences de gestion*, 8-9, pp. 33-46.

- [24] BIDAULT F., GOMEZ P.-Y., MARION G. [1995], *Confiance, entreprise et société*, Editions ESKA, Paris.
- [25] BIDAULT F., JARILLO C. [1995], “La confiance dans les transactions économiques”, in Bidault F., Gomez P.-Y., Marion G., *Confiance, entreprise et société*, Editions ESKA, Paris, pp. 109-123.
- [26] BILLAND P. [1998], “Rationalité et coopération : le rôle de la confiance en économie”, *Revue d’Economie Industrielle*, 84, pp. 67-84.
- [27] BLANCHARD O. [1979], “Speculative Bubbles, Crashes, Rational Expectations”, *Economic Letters*, 3, pp. 387-389.
- [28] BLANCHARD O. [1993], “Consumption and the Recession of 1990-91”, *American Economic Review*, Papers and Proceedings, 83, pp. 270-274.
- [29] BLANCHARD O., WATSON M. [1982], “Bubbles, Rational Expectations, and Financial Markets”, *Harvard Institute of Economic Research Working Paper*, n° 945.
- [30] BLOCH L., MAUREL F. [1991], “Consommation - revenu permanent : un regard d’économètre”, *Economie et Prévision*, 99, pp. 113-144.
- [31] BOLLE F. [1998], “Rewarding Trust : An Experimental Study”, *Theory and Decision*, 45, pp.83-98.
- [32] BRAM J., LUDVIGSON S. [1998], “Does Consumer Confidence Forecast Household Expenditure ? A Sentiment Index Horse Race”, *FRBNY Economic Policy Review*, 4, June, pp. 59-78.
- [33] BRAUN-LEMAIRE I., GAUTIER A. [2001], “Opinion des ménages et analyse conjoncturelle”, *Note de conjoncture*, INSEE, mars, pp. 30-39.
- [34] BRESSON G., PIROTTE A. [1995], *Econométrie des séries temporelles. Théorie et applications*, Presses Universitaires de France, Paris.
- [35] BRESSON G., PIROTTE A. [2000], “Estimation des élasticités prix et revenus de différents postes de consommation : une comparaison européenne”, *Document Ermès*, 00-08, septembre.
- [36] BROWN T. M. [1952], “Habit Persistence and Lags in Consumer Behaviour”, *Econometrica*, 20, pp.355-371.
- [37] BURDEKIN R., LANGDANA F. [1995], *Confidence, credibility and macroeconomic policy*, Routledge, Etats-Unis.

- [38] CAMPBELL J. Y., MANKIW N. G. [1991], “The Response of Consumption to Income : A Cross-Country Investigation”, *European Economic Review*, 35, May, pp. 723-767.
- [39] CAPET M. [1998], “La confiance des salariés dans le patron”, *Economies et Sociétés, Sciences de gestion*, 8-9, pp. 155-167.
- [40] CARDOSO N., GARDES F. [1996], “Estimations de lois de consommation sur un pseudo-panel d’enquêtes de l’Insee (1979,1984,1989)”, *Economie et Prévision*, 126, pp. 111-122.
- [41] CARROLL C.D., FUHRER J. C., WILCOX D. W. [1994], “Does Consumer Sentiment Forecast Household Spending? If so, Why?”, *American Economic Review*, 84, pp. 1397-1408.
- [42] CASS D., SHELL K. [1983], “Do Sunspots Matter?”, *Journal of Political Economy*, 91, pp. 193-227.
- [43] CHARPIN F. [1988], “Analyse rétrospective de l’enquête de conjoncture auprès des ménages”, *Observations et Diagnostics Economiques*, 23, avril, pp. 125-150.
- [44] CHRISTENSEN L. R., JORGENSON D. W., LAU L. J. [1975], “Transcendental Logarithmic Utility Functions”, *American Economic Review*, 65, June, 65, pp. 367-383.
- [45] COCHRANE J. H. [1988], “How Big is the Random Walk in GNP”, *Journal of Political Economy*, 96, pp. 893-920.
- [46] COLEMAN J. [1990], *Foundations of social theory*, M A : Havard University Press, Cambridge.
- [47] COLLINS S., ANDERSON R. [1998], “Modeling U.S. Households’ Demands for Liquid Wealth in an Era of Financial Change”, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 30, pp. 83-101.
- [48] COOPER R. [1999], *Coordination Games. Complementarities and Macroeconomics*, Cambridge University Press, United States of America.
- [49] CORIAT B., GUENNIF S. [1998], “Self interest, trust and institutions”, in Lazaric N., Lorenz E. (eds), *Trust and organizational learning*, Edward Elgar Publishing, pp. 48-64.

- [50] COUVREUR A., LEHUEDE F. [2002], *Les consommateurs se disent prêts à payer le prix de la qualité*, CREDOC, Consommation et modes de vie, 157, avril.
- [51] DANIEL K., HIRSHLEIFER D., SUBRAHMANYAN A., [1998], “Investor Psychology and Security Market Under- and Overreactions”, *Journal of Finance*, 53, December, pp.1839-1885.
- [52] DEATON A., MUELLBAUER J. [1980], “An Almost Ideal Demand System”, *American Economic Review*, 70, pp. 312-326.
- [53] DELLI GATTI D., GALLEGATI M., GARDINI L. [1993], “Investment Confidence, Corporate Debt and Income Fluctuations”, *Journal of Economic Behavior and Organization*, 22, October, pp. 161-187.
- [54] DELORME C. D., KAMERSCHEN D. R., FORD VOEKS L. [2001], “Consumer confidence and rational expectations in the United States compared with the United Kingdom”, *Applied Economics*, 33, pp. 863-869.
- [55] DIAMOND D. W., DYBVIG P.H. [1983], “Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity”, *Journal of Political Economy*, 91, pp. 401-419.
- [56] DIAMOND P. [1982], “Aggregate Demand Management in Search Equilibrium”, *Journal of Political Economy*, 90, pp. 881-894.
- [57] DICKEY D. A., FULLER W. A. [1979], “Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp. 427-431.
- [58] DICKEY D. A., FULLER W. A. [1981], “The Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Econometrica*, 49, pp. 1057-1072.
- [59] DYNAN K. E. [1993], “Habit Formation in Consumer Preferences : Evidence from Panel Data”, *Board of Governors of the Federal Reserve System Economic Activity Working Paper*, n° 143, October.
- [60] ENELOW J. M., HINCH M.J. (1984), *The Spatial Theory of Voting*, Cambridge University Press, Cambridge.
- [61] ENGLE R. F., GRANGER C. W. J. [1987], “Co-Integration and Error Correction : Representation, Estimation and Testing”, *Econometrica*, 55, pp. 251-276.

- [62] EWING B T., PAYNE J. E. [1998], "The Long-Run Relation Between The Personal Savings Rate And Consumer Sentiment", *Financial Counseling and Planning*, 9, pp. 89-96.
- [63] FAN C. S., WONG P. [1998], "Does Consumer Sentiment Forecast Household Spending ? The Hong Kong Case", *Economics Letters*, 58, January, pp. 77-84.
- [64] FANSTEN M. [1976], "Introduction à une théorie mathématique de l'opinion", *Annales de l'INSEE*, 21, janvier-mars.
- [65] FARMER R. E. A. [1999], *The Macroeconomics of Self-fulfilling Prophecies*, The MIT Press, Cambridge.
- [66] FAYOLLE J. [1987], *Pratique contemporaine de l'analyse conjoncturelle*, Economica, Insee, Paris.
- [67] FILSER M. [1998], "Confiance et comportement du consommateur", *Economies et Sociétés, Sciences de gestion*, 8-9, pp. 279-294.
- [68] FRY M. J. [1995], *Money, Interest and Banking Economic Development*, The John Hopkins University Press, New-York.
- [69] FUKUYAMA F. [1995], *Trust. The Social Virtues and the Creation of Prosperity*, The Free Press, New-York. Version française de 1997, *La confiance et la puissance. Vertus sociales et prospérité économique*, Plon, France.
- [70] GALLOT J. [2002], "La position dominante collective", *Revue de la concurrence et de la consommation*, 126, mars-avril, pp. 5-34.
- [71] GAMBETTA D. [1988], *Trust : Making and Breaking Cooperative Relations*, Basil Blackwell, New-York.
- [72] GARDES F., GHABRI S., MADRE J.-L., PICHERY M.-C. [1997], "Rationalité des anticipations des ménages. Tests qualitatifs sur données individuelles françaises", *Revue Economique*, 48, mai, pp. 639-652.
- [73] GARDES F., MADRE J.-L. [1991a], "Les anticipations des ménages dans les enquêtes de conjoncture de l'INSEE : revenu et intentions d'achat", *Economie et prévision*, 99, pp. 1-11.
- [74] GARDES F., MADRE J.-L. [1991b], "Les anticipations des ménages dans les enquêtes de conjoncture de l'INSEE : Comment se forment les anticipations d'inflation ?", *Economie et prévision*, 99, pp. 13-29.

- [75] GARNER A. [1991], “Forecasting Consumer Spending : Should Economists Pay Attention to Consumer Confidence Surveys?”, *Economic Review*, Federal reserve bank of Kansas City, May-June, pp. 57-68.
- [76] GEWEKE J. [1982], “Measurement of Linear Dependence and Feedback Between Time Series”, *Journal of the American Statistical Association*, 79, pp. 304-324.
- [77] GEWEKE J. [1984], “Influence and Causality in Economic Time Series Models”, in *Handbook of Econometrics*, Volume II, Griliches Z. et Intriligator M. D. (Eds), North Holland.
- [78] GOMEZ P.-Y. [1994], *Qualité et théorie des conventions*, Economica, Paris.
- [79] GOMEZ P.-Y. [1995], “Le statut de la confiance dans la théorie économique”, in Bidault F., Gomez P.-Y., Marion G., *Confiance, entreprise et société*, Editions ESKA, Paris, pp. 27-37.
- [80] GRANGER C. W. J. [1969], “Investigating Causal Relationship between Econometric Methods and Cross-Spectral Methods”, *Econometrica*, 37, pp. 424-438.
- [81] GRANOVETTER M.S. [1985], “Economic action and social structure : The problem of embeddedness”, *American Journal of Sociology*, 91, pp. 481-510.
- [82] GREENE W. H. [2000], *Econometric Analysis*, Fourth edition, Prentice Hall International Editions, United States of America.
- [83] GUENNIF S. [2000], *Incertitude, confiance et institution en échange marchand*, Thèse de Doctorat, Université de Paris 13, Paris.
- [84] GUESNERIE R. [2001], *Assessing Rational Expectations, Suspot Multiplicity and Economic Fluctuations*, The MIT Press, Cambridge.
- [85] HALL R. E. [1978], “Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis : Theory and Evidence”, *Journal of Political Economy*, 86, pp. 971-987.
- [86] HAMILTON J. D. [1994], *Time Series Analysis*, Princeton University Press, New Jersey.
- [87] HANSEN L. [1982], “Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators”, *Econometrica*, 50, pp. 1029-1054.

- [88] HYMANS S. H. [1970], “Consumer Durable Spending : Explanation and Prediction”, *Brooking Papers on Economic Activity*, 2, pp. 173-206.
- [89] JOHANSEN S. [1988], “Statistical Analysis of Co-Integration Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp. 231-254.
- [90] JOHANSEN S. [1991], “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models”, *Econometrica*, 59, pp. 1551-1580.
- [91] JOHANSEN S., JUSELIUS K. [1990], “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, pp. 169-210.
- [92] JUDGE G. G., HILL R. C., GRIFFITHS W. E., LUTKEPOHL H., LEE T.C. [1988], *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*, Second Edition, John Wiley & Sons, New York.
- [93] JUSTER F. T., WACHTEL P. [1972], “Anticipatory bad Objective Models of Durable Goods Demand”, *American Economic Review*, 62, September, pp. 564-579.
- [94] KATONA G. [1975], *Psychological Economics*, Elsevier Scientific Publishing Company, Amsterdam.
- [95] KATONA G. [1979], “Consumer Expectations as a Guide to the Economy”, *Public Opinion Quaterly*, 43, pp. 15-19.
- [96] KEYNES J. M. [1921], *A treatise on probability*, in *The collected writings of John Maynard Keynes*, volume VIII, MacMillan, 1973, London.
- [97] KEYNES J. M. [1969], *Théorie générale de l'emploi, de l'intérêt et de la monnaie*, Editions PAYOT, Paris.
- [98] KNIGHT F. H. [1921], *Risk, Uncertainty and profit*, Houghton Mifflin, Boston.
- [99] KREPS D. [1990], “Corporate Culture and Economic Theory”, in *Positive Perspectives on Political Economy*, J. ALT et K. SHEPSLE, Cambridge University Press, Cambridge.
- [100] KRIEGER E. [2001], *L'influence respective de la confiance et des approches instrumentales dans l'évaluation des nouvelles entreprises. Une application aux professionnels du capital-investissement*, Thèse de doctorat en Sciences de Gestion, Université Paris IX Dauphine, Juillet, Paris.

- [101] KUMAR V., LEONE R. P., GASKINS J. N. [1995], "Aggregate and Disaggregate Sector Forecasting Using Consumer Confidence Measures", *International Journal of Forecasting*, September, pp. 361-77.
- [102] KWIATKOWSKI D., PHILLIPS P. C. B., SCHMIDT P., SHIN Y. [1992], "Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root : How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root?", *Journal of Econometrics*, 54, pp. 159-178.
- [103] LA PORTA R., LOPEZ-DE-SILANES F., SHLEIFER A., VISHNY R. W. [1997], "Trust in Large Organizations", *American Economic Review*, 78, May, pp. 333-338.
- [104] LAZARIC N., LORENZ E. [1998], *Trust and organisational learning*, Edward Elgar Publishing, Cheltenham (UK), Northampton (USA).
- [105] LE CARDINAL G., GUYONNET J.-F., POUZOULLIC B. [1997], *La dynamique de la confiance*, Dunod, Paris.
- [106] LUTKEPOHL H. [1991], *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer-Verlag.
- [107] MAHESWARAN D., SHAVITT S. [2000], "Issues and New Directions in Global Consumer Psychology", *Journal of Consumer Psychology*, 9, pp. 59-66.
- [108] MASDEN J. B., McLEER M. [2000], "Direct Tests of the Permanent Income Hypothesis under Uncertainty, Inflationary Expectations and Liquidity Constraints", *Journal of Macroeconomics*, pp. 229-252.
- [109] MATSUSAKA J. G., SBORDONE A. M. [1995], "Consumer Confidence and Economic Fluctuations", *Economic Inquiry*, 33, pp. 296-318.
- [110] MATYAS L., SEVESTRE P. [1992], *The Econometrics of Panel Data. Handbook of Theory and Applications*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, Boston, London.
- [111] MISHKIN F. S. [1978], "Consumer Sentiment and Spending on Durable Goods", *Brooking Papers on Economic Activity*, 1, pp. 217-232.
- [112] MUELLER E. [1957], "Effects of Consumer Attitudes on Purchases", *American Economic Review*, 47, pp. 946-965.
- [113] NEWEY W. [1985], "Generalized Method of Moments Specication Testing", *Journal of Econometrics*, 29, pp. 229-256.

- [114] NEWEY W., WEST K. [1997], "Hypothesis Testing with Efficient Method of Moments Estimation", *International Economic Review*, 28, pp. 777-787.
- [115] NISIMA-CALMEL W. [1999], *Monnaie, finances et fluctuations macroéconomiques, linéarité et non linéarité*, Thèse de Doctorat en Sciences Economiques, Université de Paris X Nanterre, Paris.
- [116] NOOTEBOOM B. [2002], *Trust. Forms, Foundations, Functions, Failures and Figures*, Edward Elgar Publishing, United Kingdom and United States of America.
- [117] OFFICER L. H., WILLETT T. D. [1969], "Reserve-Asset Preferences and the Confidence Problem in the Crisis Zone", *The Quarterly Journal of Economics*, 83, November, pp. 688-695.
- [118] ORLEAN A. [1994a], "Sur le rôle respectif de la confiance et de l'intérêt dans la constitution de l'ordre marchand", *La revue du MAUSS*, 4, deuxième trimestre, pp.16-36.
- [119] ORLEAN A., éd. [1994b], *Analyse économique des conventions*, Presses Universitaires de France, Paris.
- [120] OSTERWALD-LENUM M. [1992], "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, pp. 461-472.
- [121] PASHARDES P. [1993], "Biais in Estimating the Almost Ideal Demand System with the Stone Index Approximation", *The Economic Journal*, pp. 908-915.
- [122] PHILLIPS P. C. B., PERRON P. [1986], *Testing for a Unit Root in Time Series Regression*, Document de Travail, Department of Economics, Université de Montréal.
- [123] PHILLIPS P. C. B., PERRON P. [1987], "Does GNP have a Unit Root?", *Economics Letters*, 23, pp. 139-145.
- [124] PIGOU A. C. [1927], *Industrial Fluctuations*, Macmillan, London.
- [125] PRAET P., VUCHELEN J. [1989], "The contribution of consumer confidence indexes in forecasting the effects of oil prices on private consumption", *International Journal of Forecasting*, 5, pp. 393-397.
- [126] PUTMAN R. [1993], *Making democracy work : Civic traditions in modern Italy*, N J : Princeton University Press, Princeton.

- [127] RAULT C. [1997], “Prédétermination, causalité, exogénéité dans un modèle vectoriel à correction d’erreur : identifiabilité d’une forme structurelle”, *Cahier de recherche Eco&Maths*, Université de Paris1-Panthéon-Sorbonne, 97.60, pp. 1-24.
- [128] REYNAUD B. [1998], “Les conditions de la confiance. Réflexions à partir du rapport salarial”, *Revue Economique*, 49, novembre, pp. 1455-1472.
- [129] REYNAUD M., SCHERRER S. [1996], “Une modélisation VAR de l’enquête mensuelle de conjoncture de l’INSEE dans l’industrie”, *Direction de la Prévision*, 96-12, décembre, pp. 1-45.
- [130] SAKO M. [1992], *Prices, Quality and Trust : Inter-Firm Relations in Britain and Japan*, Cambridge University Press, Cambridge.
- [131] SARGAN J. D., BHARGAVA A. [1983], “Testing Residuals from Least Squares Regression for Being Generated by the Gaussian Random”, *Econometrica*, 51, pp. 153-174.
- [132] SCHMEIDLER D. [1989], “Subjective probability and expected utility without additivity”, *Econometrica*, 57(3), 571-587.
- [133] SCHMIDT C. [1997], “Confiance et rationalité, sur quelques enseignements de la théorie des jeux”, *Revue d’économie politique*, 107, pp. 183-203.
- [134] SCHWARZ G. [1978], “Estimating the Dimension of a Model”, *Annals of Statistics*, 6, pp. 461-464.
- [135] SELIGMAN A.B. [1998], “Trust and Sociability : On the Limits of Confidence and Role Expectations”, *American Journal of Economics and Sociology*, 57, October, pp.391-404.
- [136] SERVET J.-M. [1994], “Paroles données : le lien de confiance”, *La revue du MAUSS*, 4, deuxième trimestre, pp. 37-56.
- [137] SHLEIFER A. [1986], “Implementation Cycles”, *Journal of Political Economy*, 96, December, pp. 1163-1190.
- [138] SIMS C.A. [1980], “Macroeconomics and Reality”, *Econometrica*, 48, pp. 1-48.
- [139] STERDYNIAK H. [1988], “Opinions, anticipations et consommation des ménages”, *Observations et Diagnostics Economiques*, 23, avril, pp. 151-174.
- [140] STONE J. R. N. [1954], “Linear Expenditure Systems and Demand Analysis : An Application to the Pattern of British Demand”, *The Economic Journal*, 64, pp. 511-527.

- [141] TALLON J.-M. [1998], “Do sunspots matter when agents are Choquet-expected-utility maximizers?”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 22, pp. 357-368.
- [142] THEIL H. [1965], “The Information Approach to Demand Analysis”, *Econometrica*, 33, January, pp. 67-87.
- [143] THOMAS R. W. [1975], “The Effects of Averaging Components on the Predictability on the Index of Consumer Sentiment”, *Review of Economics and Statistics*, 1, February, pp. 84-91.
- [144] THROOP A. W. [1992], “Consumer Sentiment : Its Causes and Effects”, *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, 1, pp. 35-59.
- [145] THUDEROZ C., MANGEMATIN V., HARRISSON D. [1999], *La confiance. Approches économiques et sociologiques*, Gaëtan Morin Editeur, Paris.
- [146] WEIL P. [1987], “Confidence and the Real Value of Money in a Overlapping Generations Economy”, *The Quarterly Journal of Economics*, 1, February, pp. 1-22.
- [147] WILLIAMSON O. [1975], *Markets and Hierarchies*, Mac Millan, New York.
- [148] WILLIAMSON O. [1993], “Calculativeness, Trust, and Economic Organization”, *Journal of Law & Economics*, 36, April, pp. 453-486.
- [149] WILLIAMSON O. [1999], “Strategy research : Governance and competence perspectives”, *Strategic Management Journal*, 20, pp. 1087-1108.
- [150] WINTROBE R., BRETON A. [1986], “Organizational Structure and Productivity”, *American Economic Review*, 76, pp. 530-538.
- [151] ZAK P. J., KNACK S. [2001], “Trust and Growth”, *Economic Journal*, 111, April, pp. 295-321.
- [152] ZELLNER A. [1962], “An efficient method of estimating seemingly unrelated regression and tests for aggregation bias”, *Journal of the American Statistical Association*, 57, 348-368.

Table des matières

Introduction Générale	3
0.1 Les acceptions de la confiance	5
0.2 D'une conception opaque aux premières justifications de la confiance en économie	8
0.2.1 Une appréhension difficile de la confiance de Smith à Arrow .	8
0.2.2 Les premières justifications du concept de la confiance en éco- nomie	11
0.3 Vers une reconnaissance de la conception économique de la confiance	14
0.3.1 La confiance et l'histoire économique	14
0.3.2 Les études expérimentales	18
0.3.3 Economisation du concept de la confiance	20
0.4 Une étude spécifique des relations entre la confiance des consomma- teurs, la consommation, et l'activité économique	24
0.4.1 Confiance et consommation	25
0.4.2 Problématique	26
0.5 Le plan de la thèse	28
1 Etudes empiriques sur la confiance du consommateur : Quelques résultats liminaires	37
Introduction	38
1.1 Les caractéristiques des enquêtes et des indicateurs	40
1.1.1 Les principes généraux	40
1.1.2 Les particularités	41
1.2 Les indicateurs de confiance du consommateur aident-ils à prévoir les dépenses de consommation ?	44
1.2.1 Les pionniers	44

1.2.2	Les travaux réalisés à partir de la fin des années quatre-vingt	46
1.2.3	Les principales explications	52
1.3	Les autres interrogations	56
1.3.1	Quels sont les déterminants de la confiance du consommateur ?	56
1.3.2	Les indicateurs de confiance du consommateur aident-ils à prévoir l'évolution d'un agrégat de revenu ?	58
1.4	Etude préliminaire sur données françaises	61
1.4.1	Les données et les variables	61
1.4.2	Les soldes d'opinion de l'enquête de l'INSEE	63
1.4.3	Etude de causalité entre la confiance et quelques variables macroéconomiques	71
1.4.4	Test de la relation de Carroll, Fuhrer et Wilcox (1994)	78
	Conclusion	82
	Annexes	84
2	Consommation, confiance et cointégration : Une application sur données françaises	95
	Introduction	96
2.1	Variables et étude de stationnarité	98
2.1.1	Définition des variables et présentation des données	98
2.1.2	Les tests de racines unitaires	99
2.2	Modèle vectoriel à correction d'erreurs et intégration de la confiance	103
2.2.1	Méthodologie du modèle vectoriel à correction d'erreur	103
2.2.2	La spécification des modèles à estimer	106
2.3	Analyse de la pertinence de la confiance	112
2.3.1	Analyse des causalités	112
2.3.2	Fonctions de réponses impulsionnelles et décomposition de variance	113
	Conclusion	118
	Annexes	119
3	Confiance des consommateurs et système de demande	134
	Introduction	135
3.1	An Almost Ideal Demand System with Confidence (AIDSC)	137
3.1.1	Les fonctions de demande du modèle AIDS	138

3.1.2	Le modèle AIDSC	140
3.2	Présentation des variables et des données	142
3.2.1	Les fonctions de consommation et les prix	142
3.2.2	L'évolution des parts budgétaires	146
3.2.3	La confiance des consommateurs	149
3.3	AIDS versus AIDSC	149
3.3.1	Evaluation empirique sur quelques grands pays industrialisés	149
3.3.2	Elasticités de la demande par rapport à la dépense totale	151
3.3.3	Elasticités-prix de la demande	152
3.4	Les élasticités-confiance de la demande	156
3.4.1	Estimation des élasticités-confiance	156
3.4.2	Evolution des élasticités-confiance par poste et par pays	157
3.5	Eléments de synthèse	159
3.5.1	Elasticités-confiance et nature des biens et services	160
3.5.2	Existence d'une double hétérogénéité	160
3.5.3	Elasticités-confiance et analyse en composante principale	169
	Conclusion	173
	Annexes	175
4	Confiance et équilibre économique	186
	Introduction	187
4.1	Quelques approches macroéconomiques théoriques de la littérature	189
4.1.1	Approches macroéconomiques théoriques avec traitement implicite de la confiance	189
4.1.2	Approches macroéconomiques théoriques avec traitement explicite de la confiance	196
4.2	Une approche macroéconomique particulière	207
4.2.1	Le modèle	207
4.2.2	Présentation de la méthode des moments généralisés	210
4.2.3	Les données et les variables	215
4.3	Evaluation de la performance du modèle	224
4.3.1	Pertinence des variables de confiance des consommateurs et des industriels	224
4.3.2	Dynamique du modèle	228
4.4	Une interprétation en termes de défaut de coordination	238

4.4.1	Crise de confiance des consommateurs et piège de sous-emploi	239
4.4.2	Implications pour la politique économique	239
	Conclusion	244
	Annexes	246
	Conclusion Générale	250
5.1	Quelques contributions pour l'analyse de la confiance du consommateur	251
5.2	Apports, limites et perspectives	257
5.2.1	Les apports essentiels	257
5.2.2	Les principales limites	259
5.2.3	Les extensions et quelques perspectives	260