CENTRE DE RECHERCHE POUR L'ETUDE ET L'OBSERVATION DES CONDITIONS DE VIE

CREDOC

LA THEORIE ECONOMIQUE DE LA FECONDITE :

OBJET ET METHODOLOGIE

1982

CENTRE DE RECHERCHE POUR L'ÉTUDE ET L'OBSERVATION DES CONDITIONS DE VIE

Equipe "Economie Sociologique"

142, rue du Chevaleret

75013 - PARIS

Tél. 584.14.20

LA THEORIE ECONOMIQUE DE LA FECONDITE : OBJET ET METHODOLOGIE.

Bertrand LEMENNICIER

Rapport établi à la demande de la DGRST

BL/FD - n° 4 838

Novembre 1982

SOMMAIRE

INTRODUCTION.

La baisse brutale et de très grande ampleur des taux de natalité, observée à partir de 1964 en France et dans la plupart des pays industrialisés est sans conteste un phénomène qui alarme les gouvernements. Les conséquences attendues d'une descendance finale inférieure au seuil de remplacement de la génération sont particulièrement importantes pour l'avenir de notre communauté. La France a déjà expérimenté en 1935 une situation semblable dont les effets sur la pyramide des âges n'ont pas encore disparu !

Si l'on replace cette diminution de la fécondité dans une perspective séculaire, la croyance en une tendance à long terme à la baisse de la fécondité est contredite par les faits. De 1900 à 1935-1940, on observe une baisse profonde du nombre moyen d'enfants par famille, mais celle-ci est suivie de 1941 à 1964 par une hausse drastique.

L'incapacité des démographes de l'époque à prédire ces retournements provenait selon Léridon (1978) de la raison suivante : la plupart des prédictions étaient fondées sur des extrapolations des "trends" passés ou sur les effectifs attendus de la génération en âge de procréer auxquels on appliquait un taux de fécondité *constant* pour en déduire le nombre de naissances. Or, l'hypothèse d'un taux de fécondité constant d'une génération à l'autre est vraisemblablement fausse. La question cruciale est alors de savoir quels sont les facteurs qui gouvernent la descendance finale des femmes.

Les démographes ont offert une explication complexe à la baisse tendancielle du taux de fécondité. Cette baisse séculaire serait reliée à la transition démographique d'une société rurale vers une société industrielle, c'est-à-dire à la modernisation.

On peut avancer un grand nombre de raisons pour lesquelles la modernisation réduit le taux de fécondité. Collomb (1976) ou Leibenstein (1974) les résument ainsi. La chute du nombre moyen d'enfant final par femme serait associée à la fois sur des séries transversales et temporelles à :

1) la hausse générale du niveau d'instruction ;
2) la disparition progressive du secteur agricole ;
3) le déclin des croyances et des pratiques religieuses ;
4) l'urbanisation ;
5) la participation accrue des femmes mariées à la force de travail ;
6) l'introduction de moyens contraceptifs mécaniques ou chimiques efficaces ;
7) la plus grande certitude de pouvoir élever un enfant jusqu'à l'âge adulte ;
8) la socialisation de la sécurité sociale pour les personnes âgées.

Cependant, cette théorie de la modernisation présente deux défauts majeurs. D'une part, elle ne rend pas compte des cycles de fécondité ; d'autre part, les facteurs de la modernisation ne sont pas indépendants. On pourrait ainsi proposer comme explication unique de la baisse de la fécondité la *généralisation massive de la scolarisation*. Celle-ci retarde l'âge au mariage, pousse au travail féminin, diminue les croyances religieuses, prépare aux emplois dans les secteurs non agricoles, permet de mieux utiliser les méthodes contraceptives, etc... Mais si par ailleurs l'éducation est un bon indicateur du *revenu réel attendu* de l'individu au cours du cycle de vie, le "facteur" qui rendrait seul compte de l'évolution du taux de fécondité, serait en fin de compte la *hausse du revenu permanent*. Les faits supportent une telle interprétation car on observe une corrélation négative (ou une courbe en U) universelle entre le revenu et la descendance finale des femmes.

Bien entendu, cette façon de présenter les choses permet aux économistes de se retrouver en territoire familier. En effet, les corrélations entre revenu du ménage et quantités de biens ou services consommées, plus connues sous le nom de courbes d'Engel, ont été étudiées par eux depuis longtemps. Mais l'intérêt récent des économistes pour la démographie aurait tourné court si la relation observée entre le revenu et la fécondité avait été *positive*. Les économistes se sont passionnés pour un tel thème parce que celle-ci est *négative*. Pourquoi ? Une corrélation négative entre le revenu et le nombre moyen d'enfants par famille complète conduit les économistes, avec un langage ici particulièrement malheureux, à considérer les enfants comme des *biens inférieurs* ! Or, ce résultat semble contredire le bon sens ou l'intuition car les biens inférieurs sont exceptionnels et constituent en général une faible proportion du budget familial. C'est un paradoxe. D'une part, il jette un doute sérieux sur le modèle traditionnel du consommateur fondement de l'analyse classique de la demande et,d'autre part,si les enfants sont vraiment des biens inférieurs,il a des conséquences considérables sur le devenir de nos sociétés. Celles-ci, en effet, avec la croissance régulière de la richesse sont appelées à vieillir et à disparaître.

Au lieu de renoncer à expliquer ce paradoxe, en reconnaissant leurs limites, les économistes ont relevé le défi. Ils se sont efforcés de rendre compte de ce phénomène à l'aide de leurs outils habituels à peine remaniés ou affinés pour la circonstance. Bien entendu, ce programme de recherche des économistes sur la fécondité né sous l'impulsion de Leibenstein (1957), ou de Becker (1960) et poursuivi par les disciples de ce dernier tels Willis (1973), Michael (1973) ou Tomes (1981) et bien d'autres a suscité de très vives réactions.

Les critiques et commentaires souvent ironiques et sévères ont été faits à la fois sur le plan de l'analyse [Griliches (1974), Ferber et Birnbaum (1977), Liebenstein (1974), Maris (1979), etc...] et sur le plan de la méthodologie [Blaug (1980), Meidinger (1981)]. Ces commentaires cependant ne semblent pas modifier le comportement de ceux qui élaborent la théorie économique de la fécondité. Pourquoi en est-il ainsi ?

Le but de cet article est justement de clarifier le débat des économistes ou des sociologues sur ce thème d'une part en discutant sur le plan de la théorie et de la méthodologie la manière dont ce paradoxe est résolu, et d'autre part en montrant pourquoi les critiques et commentaires n'ont pas la portée que pouvaient en espérer légitimement leurs auteurs. Bien entendu, nous ne reprendrons pas toute la littérature sur ce sujet (d'excellents textes s'y sont déjà employés tels ceux de Leibenstein (1974), Keeley (1975), Ben Porath (1977) ou Bagozzi, Frances Van Loo (1978) pour en citer quelques uns. En revanche nous centrerons notre discussion d'abord sur la résolution du paradoxe, ensuite sur la portée et les limites des solutions qui ont été apportées et enfin sur les développements récents de la théorie économique de la fécondité à la suite de son extension aux choix intertemporels pour expliquer les fluctuations de la fécondité, les succès scolaires et à la mobilité intergénérationnelle.

SECTION I - LA RESOLUTION DU PARADOXE.

1.1. Position du problème.

Reportons-nous aux figures 1, 2 et 3. L'axe horizontal représente le nombre d'enfants par famille complète. L'axe vertical représente les quantités de biens et services qui ne sont pas nécessaires à la production d'enfants, à leur maintenance et aux investissements scolaires ou culturels qui détermineront leurs revenus futurs. Appelons respectivement N le nombre d'enfants et X les quantités de biens et services ainsi définies. Pour des prix p_n, p_x donnés et identiques pour tous les individus et pour un revenu, R, exogène, la quantité maximum d'enfants produite est obtenue quand la famille consacre tout son revenu à la procréation et à l'éducation des enfants. A contrario, si la famille ne produit pas d'enfants, toutes ses ressources pourront être utilisées à l'achat de biens et services X. Joignons ces deux points par une droite, on obtient la contrainte budgétaire du ménage. Celle-ci varie selon le niveau de revenu dont peut disposer la famille.

Posons maintenant l'hypothèse suivante : les enfants sont des "biens" par opposition aux "maux" (les familles préfèrent toujours plus d'enfants à moins). Une hausse du revenu entrainera alors une consommation accrue de tous les "biens". On devrait donc observer non seulement une augmentation des quantités consommées de biens mais aussi une hausse du nombre d'enfants par famille complète. C'est cette implication empirique qui est fausse : lorsque le revenu augmente, le nombre d'enfants par famille complète diminue (encadré 1) ! La tentation est grande alors de rejeter l'hypothèse faite. Les enfants ne sont pas des "biens normaux" mais des biens inférieurs ou des "maux" ! C'est une réaction naturelle du chercheur habitué à sanctionner les hypothèses ou théories aux faits.

Mais bien entendu, la question de savoir pourquoi les enfants sont des "maux" ou des biens "inférieurs" reste sans réponse ou du moins est sujet à une interprétation délicate. En effet, comparons les services rendus par les enfants aux autres biens inférieurs observés dans la réalité économique. Reportons-nous au travail de Fouquet (1973) et repérons les biens dont les quantités consommées diminuent avec le revenu : le pain, les légumes secs, la viande de cheval, le porc frais, les volailles, les graisses animales, le saindoux, les vins courants, le cidre, la réparation des chaussures, le charbon, le bois, le savon de ménage, les huiles siccatives, le cinéma et les autres spectacles, etc... Sur 199 biens testés, une vingtaine seulement sont des biens inférieurs. Ces biens sont donc plutôt rares. Les services rendus par les enfants ont-ils des caractéristiques similaires à ceux rendus par le savon de ménage, une soirée passée au cinéma ou à de la margarine ? Ce rapprochement semble jeter un doute sérieux d'une part sur la possibilité d'une telle comparaison et d'autre part, si celle-ci est possible, sur la nature "inférieure" des enfants"

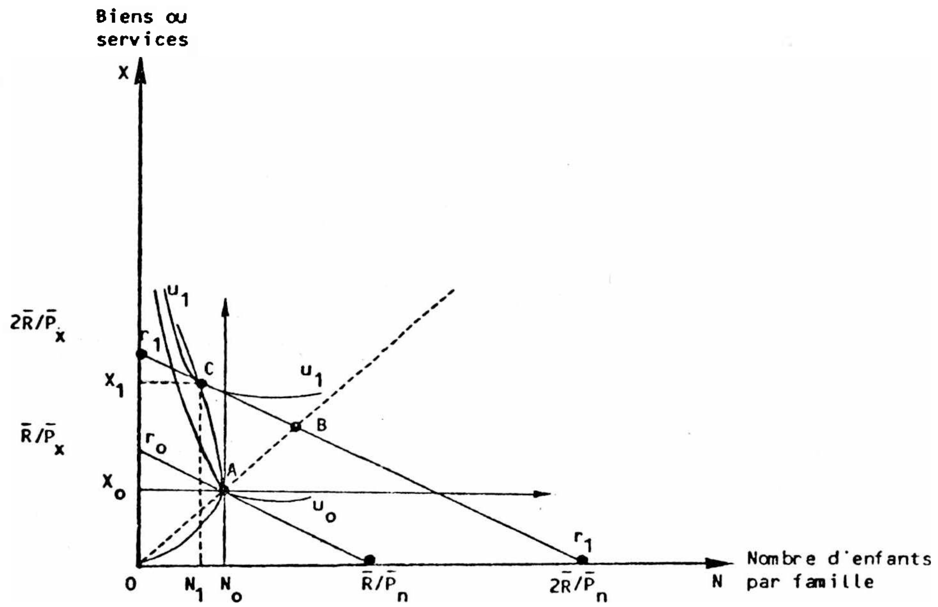


Figure 1
Hypothèse des enfants biens inférieurs.

Les économistes ont refusé cette constation empirique. Ils ont d'ailleurs une bonne raison pour le faire. Les biens inférieurs constituent en général une faible part du budget familial car la moyenne pondérée (par les coefficients budgétaires des dépenses) des élasticités-revenu est identique à l'unité. Les courbes d'Engel ne sont donc pas indépendantes. En particulier, il ne peut y avoir beaucoup de biens inférieurs puisque leurs élasticités négatives devraient être compensées par celles positives des biens normaux ou supérieurs ! De la même façon, les biens qui constituent une proportion non négligeable du budget familial n'auront pas des élasticités-revenus très différentes de l'unité. Or, la part des dépenses consacrées à un enfant avoisine vraisemblablement 20% du budget familial. Si les enfants étaient des biens inférieurs (d'élasticité - revenu négative égale à -1 par exemple), les autres biens auraient en moyenne une élasticité-revenu supérieure à 1.5 . Ils seraient systématiquement des biens de luxe. Or, ce résultat n'est guère possible.

Si donc, les enfants sont des biens normaux, pourquoi observe-t-on des courbes d'Engel à pente négative ?

La raison en est simple. La dérivation de l'implication vérifiable "lorsque le revenu augmente, le nombre d'enfants augmente" à partir de l'hypothèse "les enfants sont des biens "normaux" " n'est pas directe. Pour obtenir cette implication vérifiable, il a fallu entre temps poser un ensemble d'hypothèses auxiliaires sous le vocable (habituel pour l'économiste) du "toutes choses égales par ailleurs". Dans le cadre de la théorie classique du consommateur, trois classes d'hypothèses auxiliaires sont faites :

1) les individus sont rationnels ;

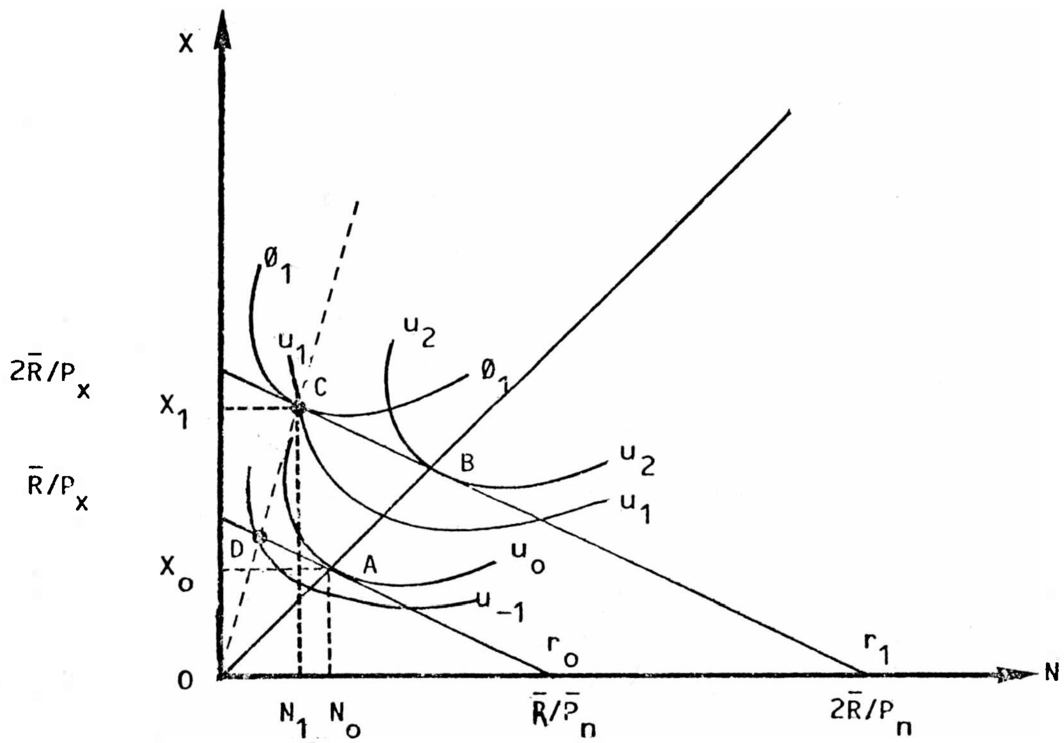
2) les prix sont donnés et les mêmes pour tous, les revenus sont exogènes ;

3) la distribution des préférences est stable.

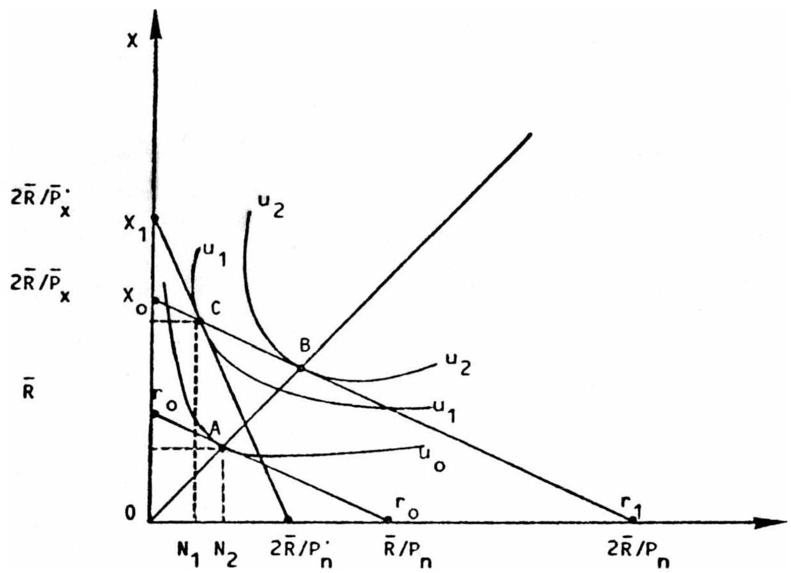
Si à l'observation, la conclusion "lorsque le revenu augmente, le nombre d'enfants augmente" est fausse, on ne peut pas en inférer que l'hypothèse principale est fausse. Le test ne rejette pas l'hypothèse principale "les enfants sont des biens normaux" mais rejette la *conjection* des trois hypothèses auxiliaires et de l'hypothèse principale. Or, avec une hypothèse principale "vraie" et une condition auxiliaire fausse, l'implication sera fausse. Ce genre de situation est classique en méthodologie des sciences. La relation observée qui contredit la théorie résulte des conditions mêmes de l'expérimentation. Celles-ci seraient faussées par l'une quelconque des hypothèses auxiliaires qui ne serait pas respectée lorsque le revenu varie. Les figures 2 et 3 illustrent cette difficulté.

Dans la figure 2, une hausse du revenu s'accompagne d'une modification de la distribution des goûts, violant ainsi la condition auxiliaire de stabilité de la distribution des préférences. Cette figure peut aussi illustrer un comportement irrationnel des familles ou d'incohérence dans les préférences. Un ménage préfère par exemple le point B à C et C à A, mais après la hausse du revenu, il choisit en définitive C à B . Cette famille désire par exemple des enfants en plus grand nombre si une hausse de son revenu permanent est attendue, mais lorsque l'évènement survient, elle ne peut respecter son plan initial, faute de maîtriser le processus de fécondifé (par exemple l'épouse devient stérile) même si les goûts ne se sont pas modifiés.

FIGURE 2.
Hypothèse des enfants
biens normaux avec variation
des goûts en fonction du revenu
les prix étant constants.



La figure 3 illustre le cas où une hausse du revenu s'accompagne d'une modification des prix relatifs. Par exemple, le prix d'un enfant n'est pas le même pour chaque famille et varie avec son revenu. L'hypothèse auxiliaire d'exogénéité et d'identité des prix n'est pas satisfaite.



Les théories économiques de la fécondité, qui ont été developpées pour résoudre le paradoxe des enfants "biens inférieurs" s'ordonnent autour du non respect de ces trois hypothèses auxiliaires. Les unes mettent l'accent sur le lien qui existe entre le revenu et la modification des goûts des individus ou leur irrationalité et les autres insistent sur le lien entre le revenu et la modification des prix relatifs. Présentons pour l'instant sans les discuter ces diverses théories.

1.2. Les diverses hypothèses possibles.

(i) L'incohérence dans les choix et l'absence de contrôle des naissances.

Derrière l'hypothèse de rationalité on entend souvent trois choses : la comparabilité et la transitivité des choix puis l'adéquation entre les prix ou revenus anticipés et réalisés. Nous nous intéresserons ici exclusivement à l'une d'entre elles : la transitivité des choix. C'est en effet l'axiome de l'hypothèse de rationalité par excellence. Il traduit la cohérence du comportement de l'individu dans ses décisions. Il n'est pas difficile de convaincre le lecteur qu'à chaque instant ce dernier ne vérifie pas la cohérence de son

comportement. En effet, préserve-t-il vraiment l'ordre du classement fixé à un moment donné entre les alternatives désirées avec le temps qui passe ? Illustrons ce point par la figure 4. Prenons un couple qui aime modérément les enfants et qui préfère consacrer son temps à d'autres activités. Ainsi il préfère la combinaison A de biens X et d'enfants N à celles définies par les points I et B . Si le couple produit OF enfants et consomma OG de biens X , l'observateur peut aboutir à deux conclusions : ou bien le couple est incohérent dans ses choix, ou bien entre le moment où il a exprimé le classement défini plus haut et le moment où il produit les enfants, cet ordre s'est modifié. Le couple est irrationnel ou a des préférences instables. Excluons cette dernière suggestion car nous reviendrons sur celle-ci plus loin. On attribuera le comportement observé à l'incohérence dans les choix. En conséquence, celui-ci contredit l'hypothèse de rationalité qui est une des conditions auxiliaires pour tester l'hypothèse principale. La raison essentielle d'une incohérence dans le comportement est traditionnellement expliquée par *le manque de contrôle des individus sur eux-mêmes* (voir Lemennicier, 1982). Dans le cas particulier qui nous occupe, on attribuera cette incohérence au manque de maîtrise du couple sur le processus de fécondité faute par exemple d'une pratique contraceptive efficace. Bien entendu, personne ne désire beaucoup d'enfants au prix où ils sont, mais plus le revenu augmente, plus malgré tout on dispose de ressources pour en élever un plus grand nombre. La relation entre fécondité et revenu devrait être croissante. Mais, si les couples pauvres,en moyenne,sont incapables de maîtriser leur sexualité, ou utilisent des méthodes concraceptives inefficaces contrairement aux couples riches, la relation observée ne coïncidera pas avec celle prédite.
Les couples pauvres auront beaucoup d'enfants non désirés faute d'un contrôle efficace de leur comportement sexuel. Le test de la théorie est alors faussé par le lien positif qui existe entre le revenu du couple et la maîtrise de la fécondité.

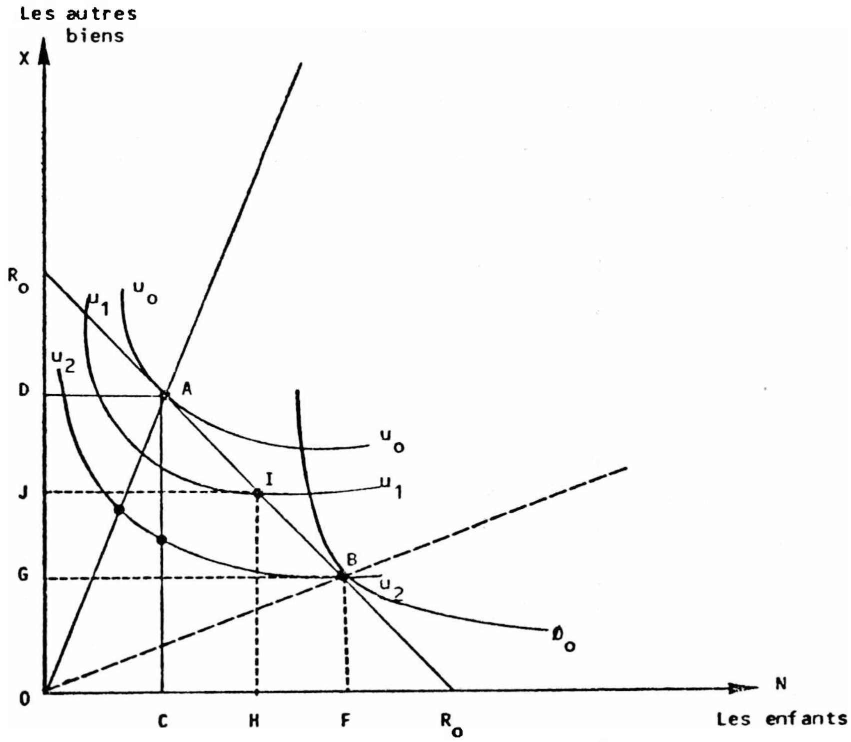


Figure 4
L'incohérence des choix et
l'absence de contrôle des naissances.

ii) L'instabilité de la distribution des préférences et la préférence pour les biens.

Supposons cette fois les couples cohérents dans leurs choix. Reportons-nous à la figure 5. A bas niveau de revenu, ceux-ci préfèrent les enfants aux biens. En revanche, à haut niveau de revenu, les préférences moyennes ne sont plus les mêmes. Les couples riches n'ont pas un goût prononcé pour les enfants mais pour les biens. En résumé, les préférences des familles en faveur des biens matériels changent quand on observe des classes de revenus de plus en plus élevées. Les raisons pour lesquelles de tels déplacements dans les goûts à l'encontre des enfants existent en fonction du revenu ou du statut social ne sont pas malheureusement clairement exprimées par les tenants de cette option.

Pourquoi les couples à hauts niveaux de revenu auraient-ils une préférence marquée pour les biens ? Plusieurs réponses sont possibles. Les couples riches marquent un goût prononcé pour les biens parce que pour être riche il faut renoncer à faire des enfants. Les couples à hauts niveaux de revenu ne seraient pas n'importe quels couples. Le marché de la réussite sociale donnerait, à compétence égale,un avantage à ceux qui manifestent une préférence pour les biens. On trouverait donc une proportion anormalement importante de ce type de couples dans la population des riches.

La publicité affecterait les goûts des individus. Or, celle-ci vante les produits offerts sur le marché et non les bienfaits d'avoir des enfants puisque ceux-ci ne sont pas monnayables sur un marché libre. Comme les pauvres tirent une grande utilité d'un franc dépensé dans un bien, ils font attention d'acheter un produit ; en revanche, les riches qui tirent une utilité plus faible de ce franc dépensé n'accordent pas trop d'importance à l'achat qui est fait, aussi sont-ils plus sensibles à la publicité. Leurs goûts seraient biaisés en faveur des biens.

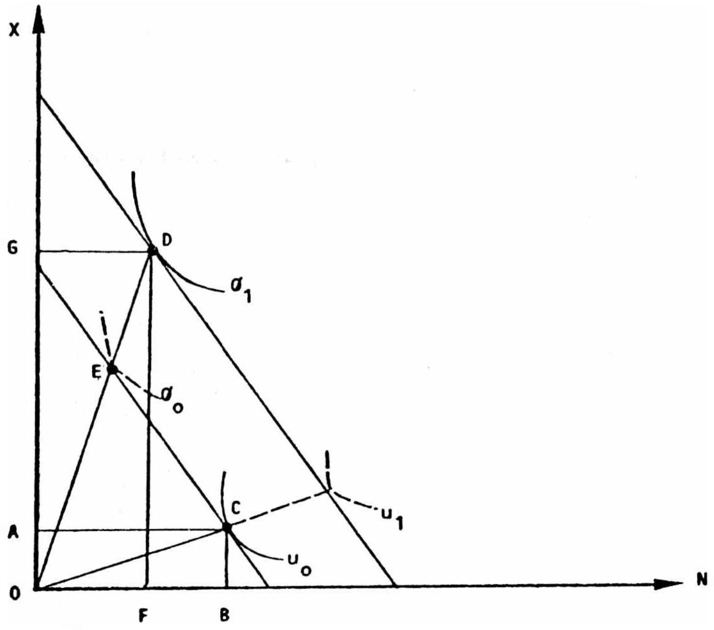


Figure 5
L'instabilité des préférences
en fonction du revenu.

L'expérience et l'éducation familiale ont sans doute un rôle décisif dans la formation des préférences. Prenons l'exemple de l'éducation religieuse. Les pauvres n'attendent pas grand chose de la vie, aussi participent-ils à des activités religieuses qui leurs assurent une vie meilleure au-delà de la mort. Comme les religions incitent en général à faire beaucoup d'enfants, les familles pauvres seront d'une part plus pratiquantes et d'autre part auront beaucoup d'enfants. En revanche, les couples riches, ou espérant l'être, voient la vie sous un autre jour. Ils sont alors moins préoccupés de religion, moins pratiquants, ils sont moins influencés et produisent moins d'enfants. Parmi les couples riches, on trouve donc une proportion plus forte d'incroyants. Il en résulte, pour ce groupe, une fécondité différentielle plus faible.

Prenons un autre point de vue. Celui soutenu, par exemple, par Leibenstein (1974). Les couples ont tendance, pour ne pas être exclus du groupe social auquel ils appartiennent, à adopter les normes de consommation établies dans celui-ci. Si maintenant le couple change de statut social, il lui faudra consacrer davantage de ses ressources à la consommation ostentatoire pour signaler sa nouvelle position sociale, cela au détriment de la production d'enfants. En un mot, quand le revenu augmente, la consommation "obligatoire" pour signaler son statut s'élève et la quantité de biens que le couple est prêt à sacrifier, à satisfaction constante, pour avoir un enfant supplémentaire diminue (la moyenne des taux marginaux de substitution dans les préférences diffère entre les couples riches et pauvres) [1].

Nous venons d'offrir, à titre d'illustration trois explications différentes pour lesquelles les goûts se déplacent. Il y en a certainement d'autres. Cette modification des préférences, du fait de sa corrélation avec le revenu, faussera le test de l'hypothèse principale.

iii) L'arbitrage entre la qualité et la quantité d'enfants.

L'hypothèse d'exogénéité et d'identité des prix des biens ou services achetés sur le marché par les consommateurs est bien sûr cruciale pour mesurer correctement l'effet-revenu. Habituellement, les séries transversales permettent de le faire en maintenant constant les prix des biens considérés. En effet, sur des données d'enquête, à une date précise, les familles dont les revenus diffèrent font face à la même structure de prix. Malheureusement, dans le cas des enfants, cette hypothèse auxiliaire d'exogénéité et d'identité des prix ne peut être satisfaite car les parents déterminent non seulement le nombre d'enfants désiré, mais aussi les dépenses d'entretien et d'investissement en capital humain à leur consacrer. Les enfants pour lesquels les familles dépensent beaucoup seront en moyenne de meilleure qualité. Comme les parents tirent une satisfaction non seulement du nombre d'enfants mais aussi de la qualité par enfant, une hausse du revenu réel de la famille accroît simultanément le nombre d'enfants et la qualité désirée par enfant. Mais le prix d'un enfant s'élève avec sa qualité. Une hausse du revenu accroît donc à la fois la qualité par enfant et le prix d'un enfant. L'effet-revenu sur le nombre d'enfants est compensé par un effet-substitution dû à la hausse du prix correspondant à la qualité nouvellement désirée par suite de la hausse du revenu. Reportons-nous à la figure 6. Celle-ci diffère des précédentes par l'introduction d'une troisième dimension : la qualité par enfant. La raison en est très simple. Les préférences portent maintenant non seulement sur les biens et le nombre d'enfants, mais aussi sur la qualité par enfant. Cette figure diffère certes par le nombre de dimension mais aussi par une particularité notable ; dans le plan nombre d'enfants-qualité par enfant, la contrainte budgétaire n'est pas linéaire [2]. Une hausse du revenu en conséquence, n'entraîne pas une amélioration de bien-être en termes des deux biens, qualité et quantité d'enfants, mais seulement en termes de l'un des deux [3]. Par ailleurs, si le bloc d'opportunité est convexe, l'optimum et l'équilibre du consommateur pourront être en coin. Ce résultat est obtenu si la boule d'utilité est moins convexe que la frontière du bloc d'opportunité. Pour écarter ce cas, il faut ajouter la condition auxiliaire suivante : la boule d'utilité est plus convexe que la frontière du bloc d'opportunité. Or, la convexité de la boule

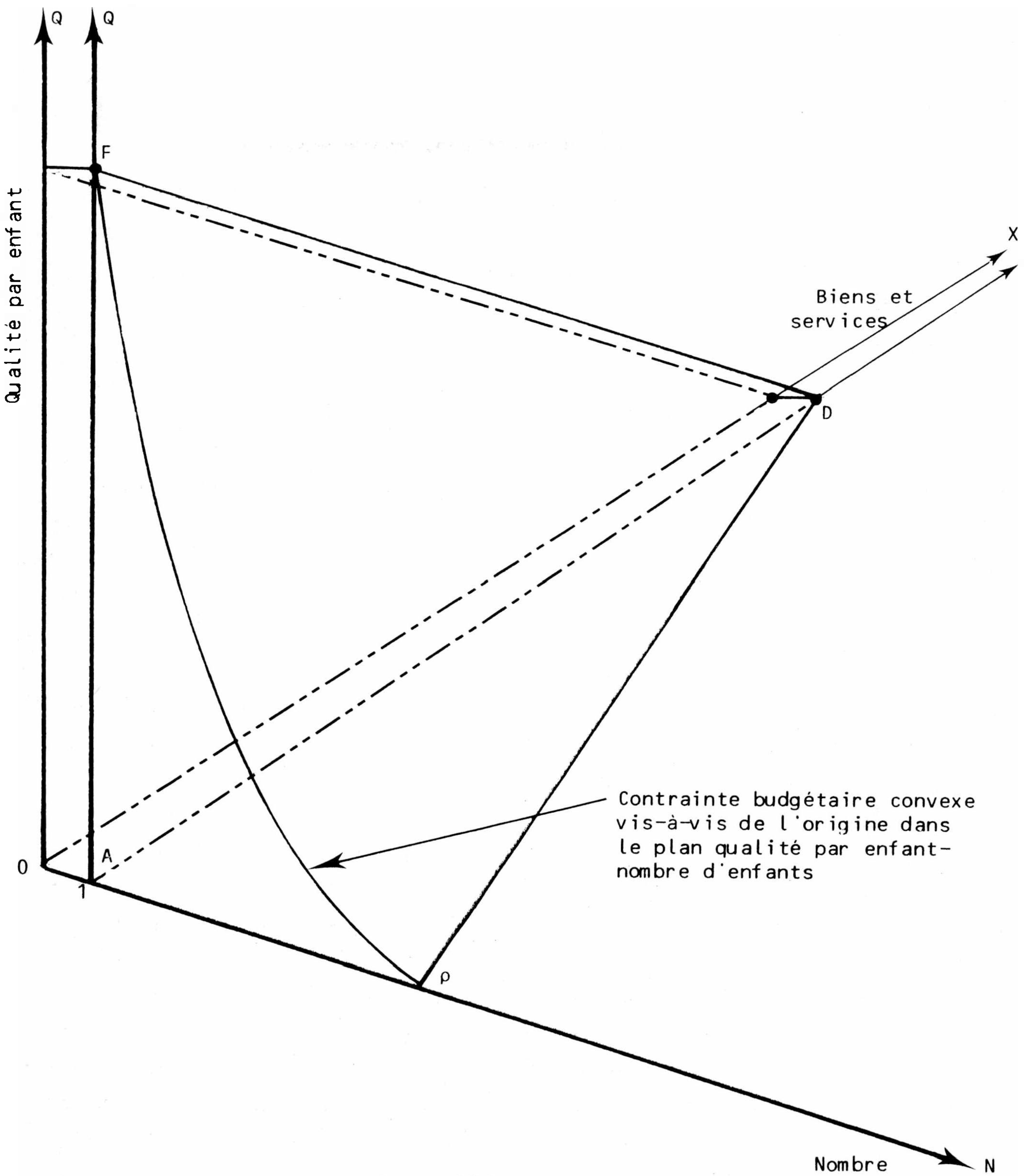


Figure 6(a)
Interaction entre qualité
et quantité d'enfants

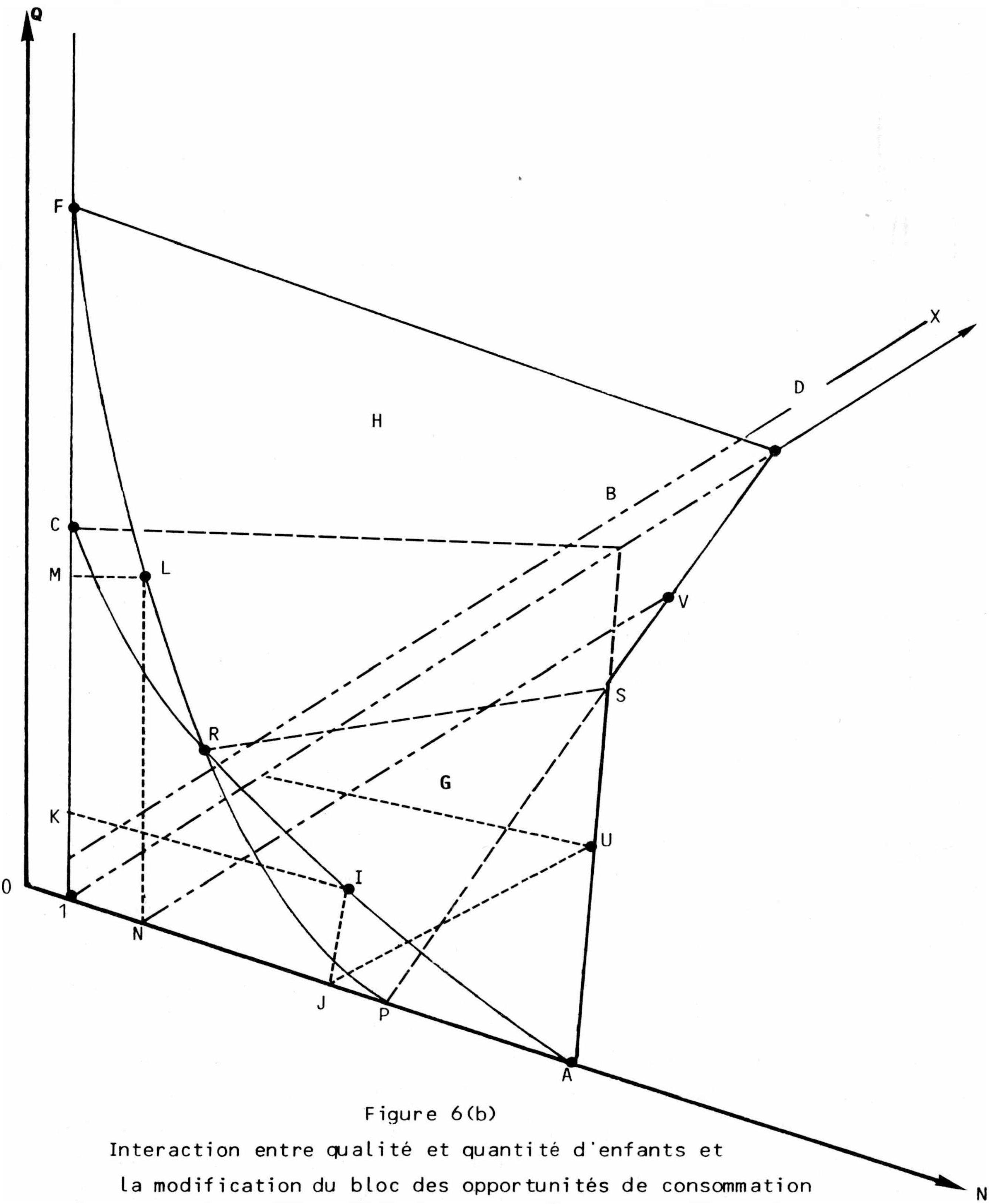


Figure 6(b)
Interaction entre qualité et quantité d'enfants et
la modification du bloc des opportunités de consommation

d'utilité est déterminée par les élasticités de substitution entre la qualité par enfant, le nombre d'enfants et les biens et services. Si on fait maintenant la supposition auxiliaire d'une faible substitution entre la qualité par enfant et le nombre d'enfants, on obtiendra le résultat cherché, la boule d'utilité aura une forte convexité et l'équilibre du consommateur ne sera pas en coin.

Les couples riches auraient donc moins d'enfants non pas parce-qu'ils préfèrent les biens ou sont maîtres de leur fécondité, mais parce que le coût d'un enfant s'élève avec le revenu. La figure 6 illustre ce point. L'optimum du consommateur se déplace du point G au point H à la suite de la hausse du revenu. La projection de cet optimum dans le plan, nombre d'enfants-biens est repéré par le point U qui se déplace en V (dans la figure 3, ces deux points correspondent à A et C).

Cette thèse a été soutenue par Becker (1960, 1981), Becker et Lewis (1973) et ses disciples, De Tray(1978) ou Tomes (1981). Le test de l'hypothèse principale serait faussé par l'existence d'une relation positive entre d'une part le prix d'un enfant et sa qualité et d'autre part entre la qualité et le revenu.

iv) Le coût d'opportunité du temps.

Les parents dépensent pour leurs enfants non seulement une grande partie de leur revenu, mais aussi de leur temps. Or, le temps consacré aux enfants a un coût monétaire mesuré par le revenu perdu en renonçant au travail salarié. Les familles riches ou les plus éduquées ont des revenus potentiels élevés. Le coût d'opportunité de leur temps est donc très grand et croît avec leur revenu. En conséquence, même sur des données transversales, le prix d'un enfant qui prend en compte le coût du temps n'est pas constant puisqu'il varie avec le revenu de la famille considérée. L'effet de la hausse du revenu sur le nombre d'enfants est compensé par un effet-substitution dû à la hausse concomittante du coût du temps et donc du prix des enfants. Cet argument (Mincer, 1963) explique simultanément la baisse de la fécondité et l'extension du travail féminin. La querelle entre les partisans d'une "causalité" activité féminine et fécondité ou de celle entre fécondité et activité féminine (un nombre plus faible d'enfants par famille libérerait les épouses qui pourraient ainsi prendre plus aisément un travail salarié) illustrée par les articles de Deville (1977) ou de Lapierre-Adamcyck (1978) n'aurait pas de sens. La corrélation observée (elle bien réelle) entre travail féminin et baisse de la fécondité n'est pas causale mais résulte d'un troisième facteur : l'effet de la hausse du coût du temps sur l'ensemble des activités marchande et non marchande.

Cependant, cette argumentation repose de façon cruciale sur l'absence véritable de substitut sur le marché aux services rendus par l'épouse qui reste à domicile. Or, le développement des crèches, des nourrices agréées, la présence des grands-parents, la possibilité d'utiliser les services d'une nurse ou d'un personnel de maison montrent à l'évidence l'existence de tels substituts.

Une épouse renonce à les utiliser si le coût de son temps (net de sa productivité domestique) est inférieur au prix du service rendu par le substitut(net de sa propre productivité). On compare, par exemple, le rendement de l'épouse dans une activité, par franc dépensé, à celui d'une tierce personne qui offre de faire cette même activité sur le marché. Si le coût d'opportunité du temps de l'épouse augmente mais reste inférieur au prix du substitut, celle-ci reste à domicile et élève ses enfants. Plus elle se spécialise dans l'éducation des enfants, plus elle est productive dans cette activité, moins celle-ci est coûteuse et plus elle a d'enfants. En revanche, si le coût de son temps excède le prix du substitut, elle travaille et renonce à avoir beaucoup d'enfants. Cependant, lorsque le revenu familial s'élève, grâce par exemple au salaire du mari (le coût en termes du prix du substitut étant constant), l'effet-revenu joue son rôle et le nombre d'enfants s'accroît. On explique ainsi la courbe en U . Reportons-nous à la figure 7 où nous avons simplifié à l'extrême l'argument précédent. Le prix d'un enfant est composé du prix monétaire des biens nécessaires à son entretien et à son éducation et du coût d'opportunité du temps des personnes chargées de s'en occuper. Comme ce coût d'opportunité se mesure par le revenu salarial, une hausse du revenu ne déplace pas parallèlement à elle-même la contrainte budgétaire car le prix relatif des enfants s'est accru proportionnellement à cette hausse du revenu. En conséquence, l'effet-substitution induit par la hausse du coût de l'enfant peut compenser l'effet-revenu. Si l'épouse est le membre de la famille qui élève les enfants, on prendra comme mesure du coût d'un enfant son salaire potentiel au cours du cycle de vie ou son niveau d'éducation. Si, par ailleurs l'époux contribue le plus au revenu familial et passe peu de temps comparé à sa femme à l'éducation des enfants, son revenu "permanent" (ou son niveau d'éducation) constituera une mesure indirecte du revenu familial. Le nombre d'enfants devrait diminuer avec le niveau d'éducation de l'épouse et augmenter avec celui de l'époux !

Les explications par la hausse du coût d'opportunité du temps ou par l'interaction quantité-qualité d'enfants sont les deux principales hypothèses avancées pour rendre compte de la courbe en U sans faire appel aux variations de goût ou à l'irrationalité des acteurs. Bien entendu, ces deux explications sont indépendantes des effets propres dus à une hausse des coûts pour élever un enfant ou de ceux propres à une hausse du revenu ou de la richesse. Pour illustrer ce point, on peut prendre deux exemples classiques : la comparaison des familles d'agriculteurs à celles qui sont citadines et la comparaison des hommes ayant les moyens d'avoir plusieurs épouses aux autres. Les familles d'agriculteurs ont en moyenne beaucoup d'enfants comparées aux familles des villes. La raison en est immédiate. Un enfant à la campagne d'une part coûte moins cher à élever puisque la mère n'a nul besoin de sacrifier un revenu pour les éduquer ou les surveiller ; d'autre part rapporte un revenu puisqu'il peut très tôt participer à la production familiale. Par ailleurs, les hommes riches dans les pays où la polygamie n'est pas interdite par la loi, ont en moyenne plusieurs femmes. En conséquence, il ont aussi un plus grand nombre d'enfants.

Nous venons, dans cette section de rappeler les quatre principales pistes de recherche empruntées par les économistes pour expliquer le paradoxe des enfants "biens inférieurs". Laquelle de ces différentes pistes faut-il suivre ? Pour nous en faire une idée, discutons-en la portée et les limites.

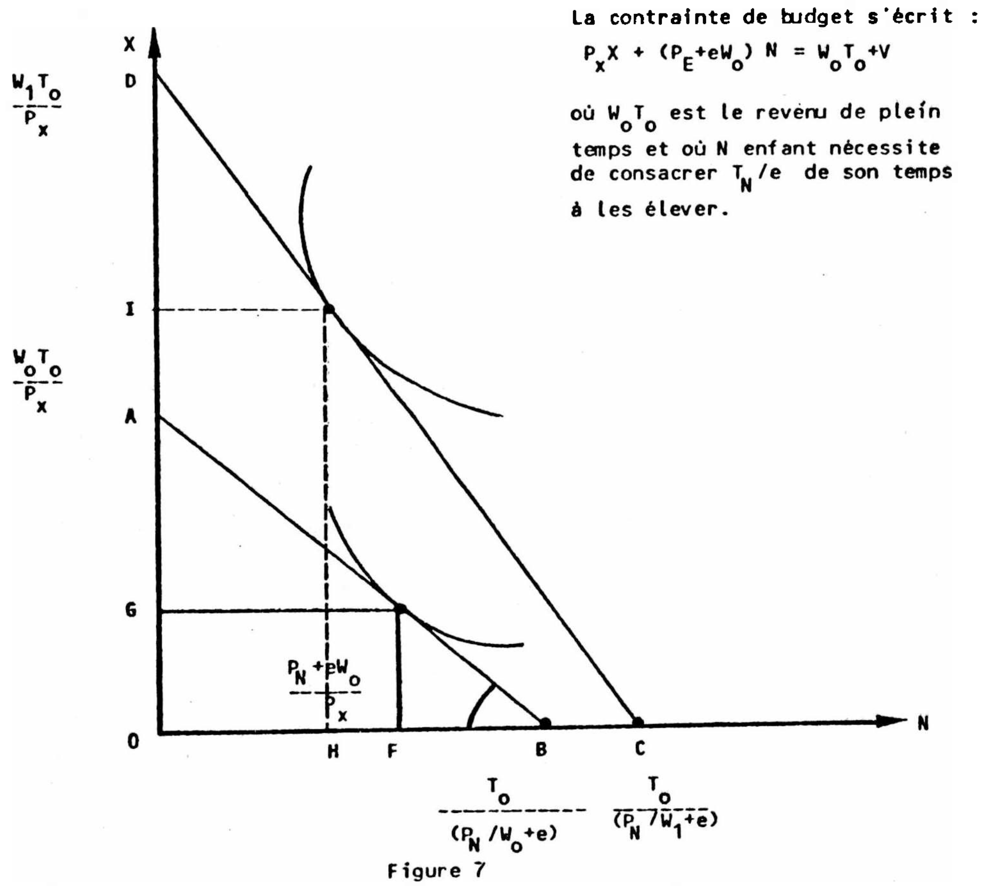


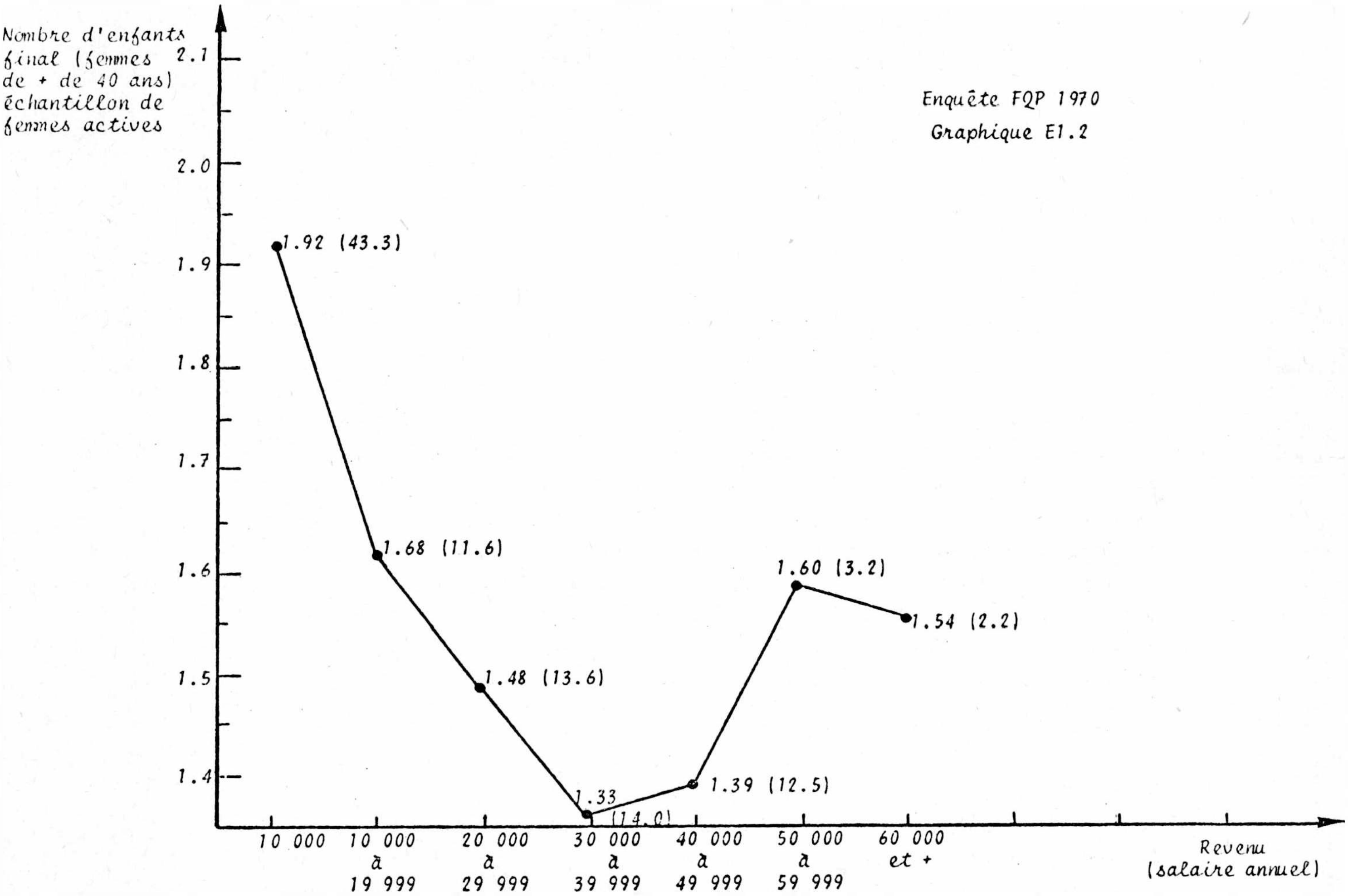
Figure 7
L'effet du coût d'opportunité du temps sur la demande d'enfants

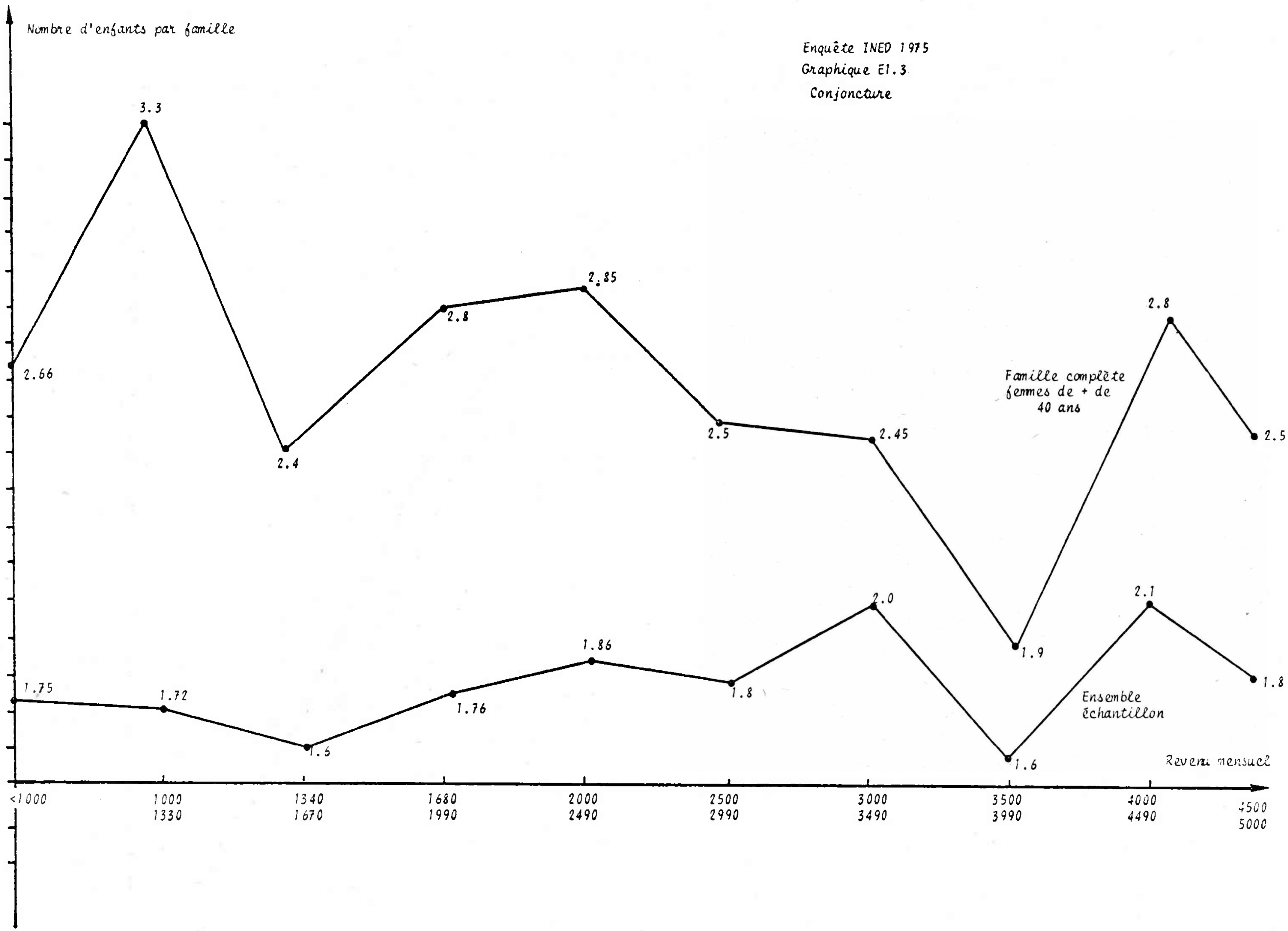
ENCADRE I : LA RELATION ENTRE LA FECONDITE ET LE REVENU

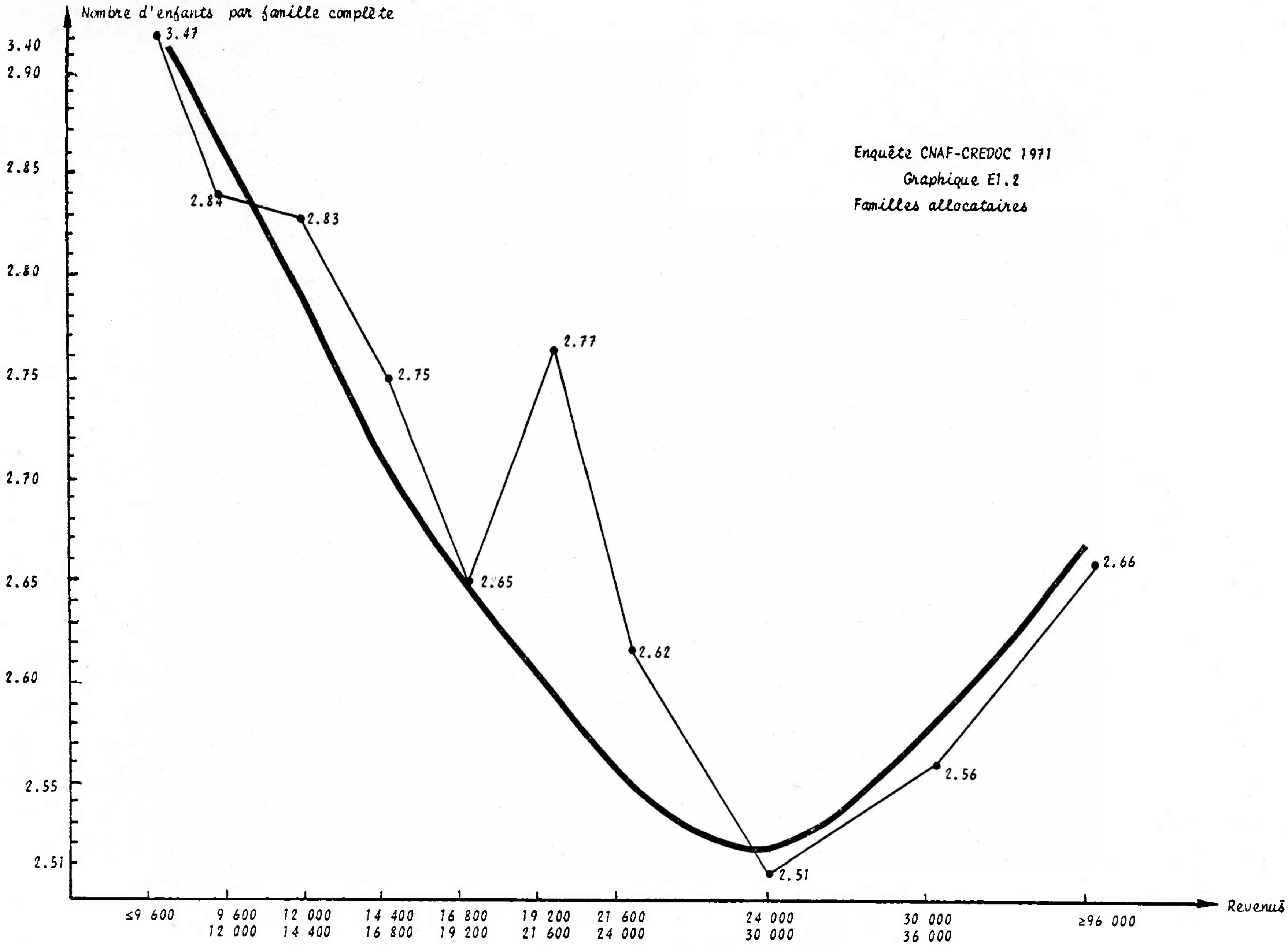
Sources : -Données Sociales, Edition 1981, INSEE.
-Enquête Revenus Fiscaux, INSEE, 1975.
-Natalité et Politique Démographique, INED, 1975.
-Besoins et Aspirations des Familles et des Jeunes, Enquête CNAF-CREDOC, 1971, N. Tabard.
-Formation et Qualification Professionnelle, Enquête INSEE, 1970.

Les graphiques suivants illustrent la relation fécondité-revenu sur des données individuelles. Pour le premier graphique, nous avons associé le nombre d'enfants moyen final par famille avec la catégorie socio-professionnelle (enquête Famille INSEE, 1975, tableau 18, p. 38 des Données Sociales, édition 1981). Nous avons séparé les agriculteurs exploitants des autres catégories et nous avons classé les catégories socio-professionnelles par ordre croissant de revenu selon les résultats de l'enquête Revenus Fiscaux de l'INSEE en 1975. Par ailleurs, nous avons séparé les couples où la femme est inactive des autres couples. On obtient la célèbre courbe en J inversé. Le tableau suivant illustre l'estimation des élasticités-revenu du nombre d'enfants par famille à partir d'autres enquêtes que nous avons à notre disposition telles celle de la Formation et de la Qualification Professionnelle faite par l'INSEE en 1970 ou celle du CREDOC faite en 1971 sous la direction de N. Tabard et celle de l'INED de 1975 dont les résultats sont présentés dans Natalité et Politique Démographique, Cahier n° 76.

L'enquête INED, mise à part l'estimation révèle une élasticité-revenu faible et négative au point moyen. La forme non linéaire accroit sensiblement la valeur de cette élasticité quelle que soit l'enquête. En revanche, elle n'améliore pas la part de la variance expliquée. Bien entendu, l'âge explique mécaniquement le nombre d'enfants par famille et rend compte presque en totalité de la variance expliquée. Les t de Student démontrent en revanche l'effet non nul du revenu sur la fécondité des familles. Le graphique de l'enquête Famille comme ceux des autres enquêtes en sont aussi un témoignage.


Nombre d'enfants final (femmes de + de 40 ans) échantillon de femmes actives
2.1
2.0
1.9
1.8
1.7
1.6
1.5
1.4
Enquête FQP 1970
Graphique E1.2
1.92 (43.3)
1.68 (11.6)
1.48 (13.6)
1.33 (14.0)
1.39 (12.5)
1.60 (3.2)
1.54 (2.2)
10 000
10 000 à 19 999
20 000 à 29 999
30 000 à 39 999
40 000 à 49 999
50 000 à 59 999
60 000 et +
Revenu (salaire annuel)


Nombre d'enfants par famille
Enquête INED 1975
Graphique E1.3
Conjoncture
3.3
2.66
2.4
2.8
2.85
2.5
2.45
2.8
2.5
1.9
Famille complète
femmes de + de
40 ans
1.75
1.72
1.6
1.76
1.86
1.8
2.0
1.6
2.1
1.8
Ensemble
échantillon
Revenu mensuel
<1000
1000
1330
1340
1670
1680
1990
2000
2490
2500
2990
3000
3490
3500
3990
4000
4490
4500
5000


Nombre d'enfants par famille complète
3.40
2.90
2.85
2.80
2.75
2.70
2.65
2.60
2.55
2.51
3.47
2.84
2.83
2.75
2.65
2.77
2.62
2.51
2.56
2.66
Enquête CNAF-CREDOC 1971
Graphique E1.2
Familles allocataires
≤9 600
9 600 12 000
12 000 14 400
14 400 16 800
16 800 19 200
19 200 21 600
21 600 24 000
24 000 30 000
30 000 36 000
≥96 000
Revenus

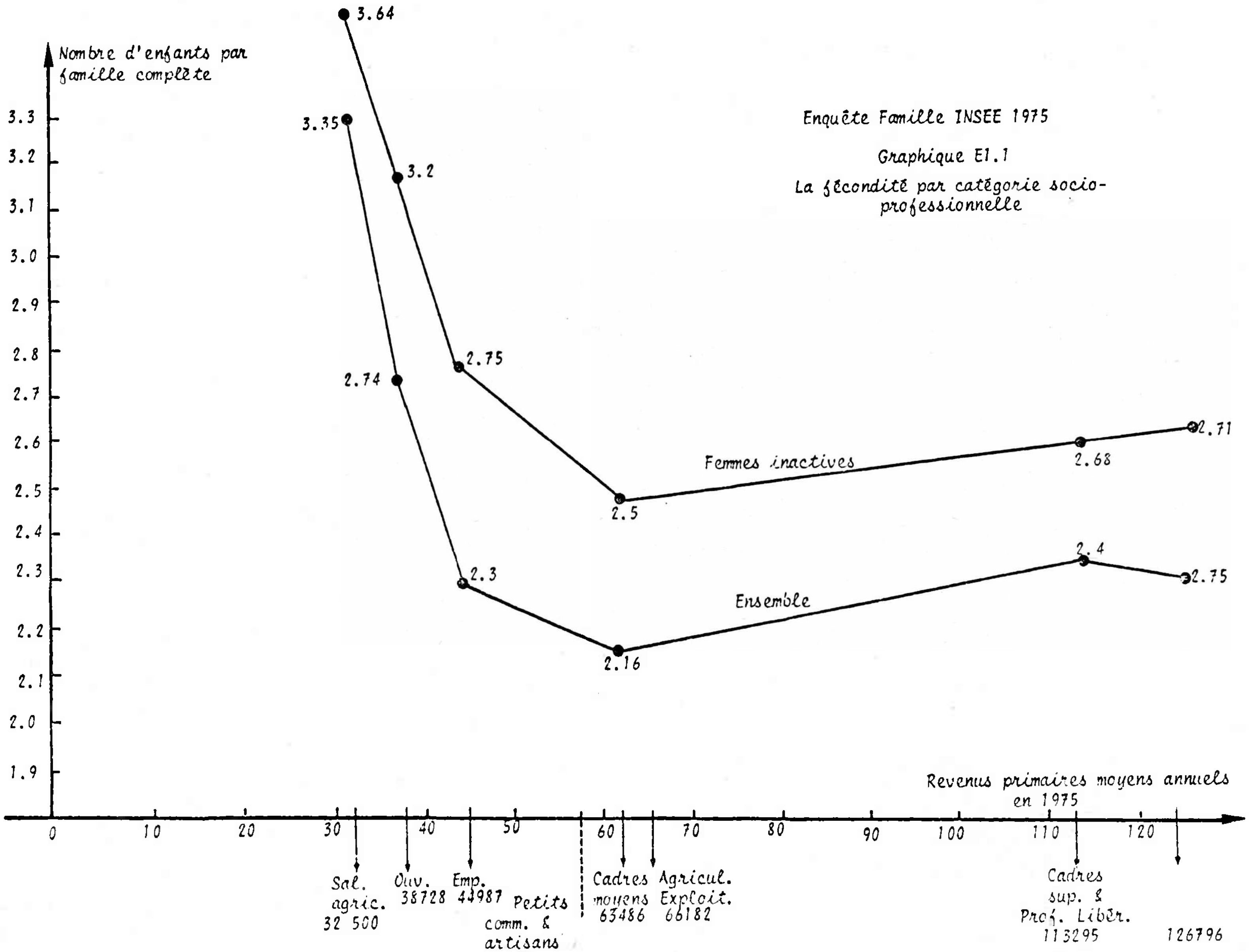

Enquête Famille INSEE 1975
Graphique E1.1
La fécondité par catégorie socio-professionnelle
Nombre d'enfants par famille complète
3.3
3.2
3.1
3.0
2.9
2.8
2.7
2.6
2.5
2.4
2.3
2.2
2.1
2.0
1.9
3.64
3.35
3.2
2.75
2.74
2.3
2.5
2.16
2.68
2.71
2.4
2.75
Femmes inactives
Ensemble
Revenus primaires moyens annuels en 1975
0
10
20
30
40
50
60
70
80
90
100
110
120
Sal. agric. 32 500
Ouv. 38728
Emp. 44987
Petits comm. & artisans
Cadres moyens 63486
Agricul. Exploit. 66182
Cadres sup. & Prof. Libér. 113295
126796

TABLEAU E1.1

Elasticité -revenu (au point moyen)
du nombre d'enfants par famille
pour quelques enquêtes différentes

Nbre d'enfants par famille / Revenu	Enquête CNAF-CREDOC 1971 (revenu familial)		Enquête CNAF-CREDOC 1971 (sal. annuel du mari)		Enquête F.Q.P. 1970 (salaire annuel)		Enquête INED 1975 (revenu familial)	
	Parabole	linéaire	parabole	linéaire	parabole	linéaire	parabole	linéaire
Age de l'épouse	0.78 (13.9)	0.78 (13.8)	0.83 (14.2)	0.83 (14.1)	1.18 (29.9)	1.18 (29.8)	0.70 (19.0)	0.70 (18.9)
Pratique de la religion	-0.001 (0.1)	-0.002 (0.2)	0.0006 (0.06)	0.00007 (0.1)	-	-	0.16 (3.8)	0.17 (3.8)
Revenu familial	-0.09 (2.5)	-0.03 (1.95)	-0.29 (5.4)	-0.07 (3.8)	-0.09 (2.6)	-0.04 (2.0)	0.36 (2.3)	0.17 (4.3)
Revenu familial au carré	+0.004 (1.8)	-	+0.007 (4.3)	-	0.02 (1.7)	-	-0.12 (1.3)	-
Constante	0.97	0.87	1.31	0.87	-0.13	-0.16	-0.23	-0.07
R^2	0.16	0.15	0.18	0.17	0.14	0.14	0.19	0.19
Déterminant de la matrice des corrél.	0.21	0.94	0.11	0.92	0.38	0.98	0.05	0.98
Taille de l'échantillon	1076		999		5290		1733	

SECTION 2 - PORTEE ET LIMITES DES HYPOTHESES FAITES POUR RESOUDRE LE PARADOXE DE LA COURBE EN U .

Reportons-nous au point de départ. L'idée d'enfants "biens normaux" constitue l'hypothèse principale à tester. Mais pour cela, nous avons besoin d'un ensemble de suppositions auxiliaires afin de dériver l'implication vérifiable : le nombre d'enfants croît avec le revenu de la famille. Si les faits rejettent cette implication, la première réaction est de refuser l'hypothèse principale. Cependant ce comportement est erroné car un test positif rejetant la conclusion principale de la théorie nous apprend seulement que l'hypothèse elle-même ou l'une au moins des conditions auxiliaires doit être fausse. Pour résoudre cette difficulté, il faut vérifier si les hypothèses auxiliaires ne sont pas contredites par les faits. Si elles ne sont pas respectées, il faut chercher alors les raisons pour lesquelles il en est ainsi. C'est la démarche suivie par les économistes [4] .

Pour organiser la discussion et lui donner un cadre cohérent, représentons la relation d'Engel par la droite suivante (figure 8).

(1) $$N_i = \alpha + \beta R_i + \gamma p_n = u_i \qquad i = 1 \ldots K$$

L'indice, i, repère les individus ; u_i est une variable qui décrit les goûts vis-à-vis des enfants de la famille i ; R_i est le revenu familial et p_n le prix relatif d'un enfant.

La théorie classique du consommateur prédit un coefficient β positif et γ négatif. Par ailleurs, elle suppose une distribution normale des goûts dans la population. Cette hypothèse résulte du paradigme qui sous-tend le raisonnement économique. En effet, si l'on s'efforce de rendre compte des phénomènes sociaux par le comportement intentionnel des individus et par l'interaction entre leurs consciences individuelles, il est raisonnable d'admettre que le comportement de l'acteur, pour des contraintes données, reflètera ses goûts. Mais si les goûts sont les goûts, ils constitueront cette partie irréductible et non mesurable du comportement de l'individu sur lequel l'observateur ne peut se prononcer s'il veut respecter son propre paradigme. Cette position sera d'autant plus justifiée que la distribution des goûts sera un aléatoire pur, c'est-à-dire aura la forme d'une distribution de Gauss. On peut résumer cettehypothèse auxiliaire sur la distribution des goûts de la façon suivante. A chaque niveau de revenu la distribution des goûts est de moyenne nulle ($E(u_i) = 0 \ \forall i$) et de variance constante ($v(u_i) = \sigma_u, \ \forall i$). A cette hypothèse, on ajoute d'une part l'idée

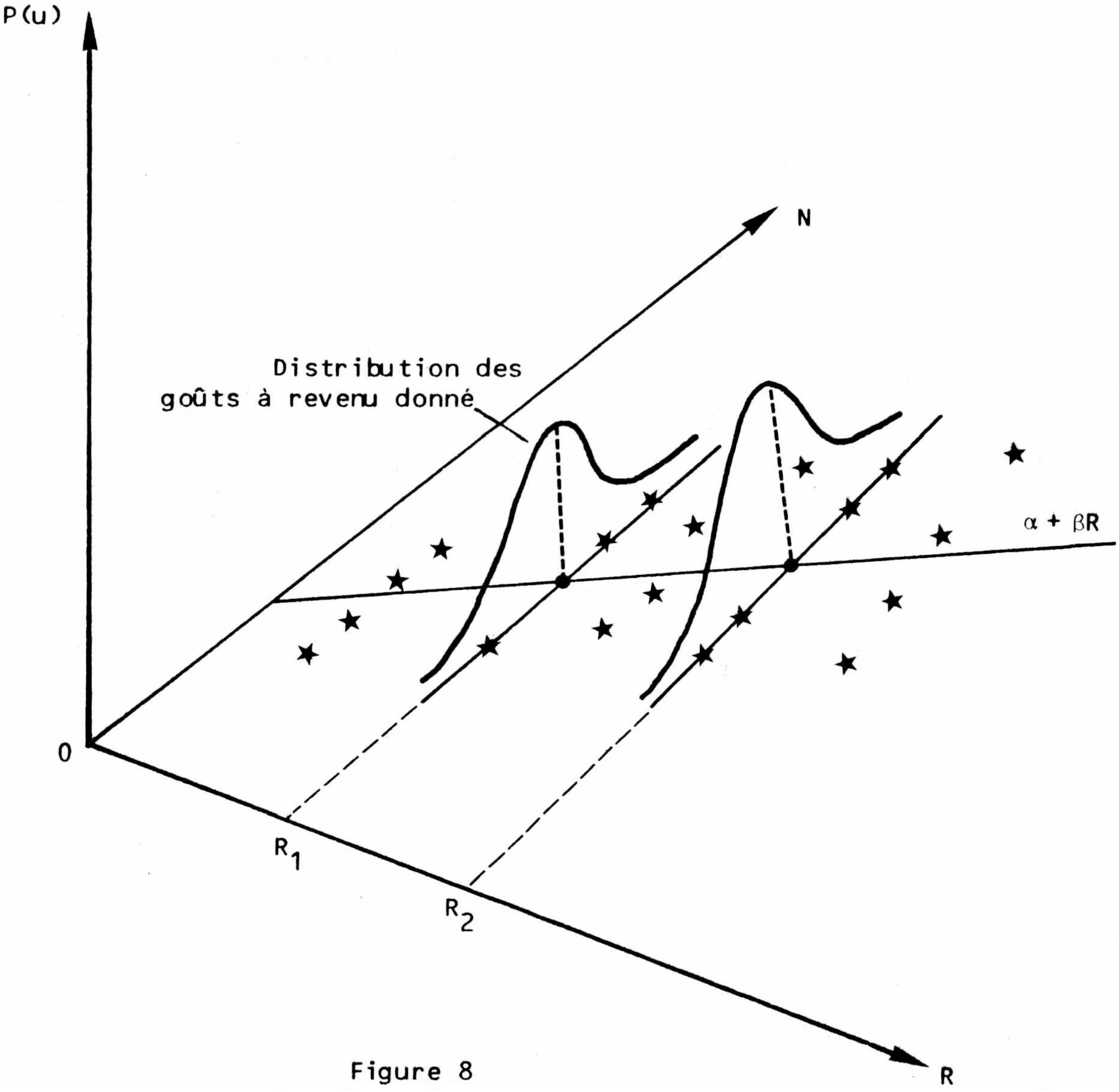


Figure 8

La distribution des goûts et
la relation fécondité-revenu

d'une indépendance de la distribution des goûts d'une classe de revenu à l'autre, les goûts de la famille i ne sont pas influencés par ceux de la famille j, : $E(u_i . u_j) = 0 \ \forall i,j$; et d'autre part l'idée d'une indépendance entre le revenu de la personne i ou j et ses propres goûts u_i ou ceux d'une autre personne u_j : $E(u_i . R_i) = 0 \ \forall i,j$. Enfin, la distribution des goûts suit une loi normale.

L'hypothèse auxiliaire de rationalité s'interprète facilement ici. En effet, si celle-ci est satisfaite, le nombre d'enfants désiré doit être indentique à celui réalisé $\hat{N}_i = N_i$; de même le revenu et les prix anticipés doivent être égaux à ceux effectivement obtenus ou observés $\hat{R}_i = R_i$; $\hat{p}_{ni} = p_{ni}$. Dans le cas contraire, nous aurions $\hat{N}_i = N_i + e_i$ ou bien $\hat{R}_i = R_i + z_i$ et $\hat{p}_{ni} = p_{ni} + z_i'$, le nombre d'enfants attendus (les prix et les revenus attendus) diffèrent de celui réalisé d'un écart aléatoire e_i (z_i et z_i'). Eliminons le problème d'irrationalité consécutif à un revenu anticipé ou à des prix attendus différents de ceux observés pour retenir celui qui provient d'un manque de maîtrise de la contraception, $\hat{N}_i \neq N_i$. L'équation (1) précedente peut se réécrire :

(2) $N_i = \alpha + \beta R_i + \gamma p_n + w_i$

où $w_i = u_i - e_i$

Si e_i mesure les erreurs dans la maitrise de la contraception, on peut comme pour la distribution des goûts faire des hypothèses de normalité et d'indépendance de ces erreurs vis-à-vis des autres variables. Posons dans ce dernier cas $E(e_i) = 0$, $var(e_i) = \sigma_e$; $covar\ (e_i e_j) = 0$, $covar\ (e_i R_i) = \forall i$ et j ; $covar\ (u_i . e_i) = 0$.

L'hypothèse d'exogénéité des prix et des revenus et donc leur indépendance entre eux peut s'écrire très simplement de la façon suivante : $covar\ (R_i . p_n) = 0$.

Si l'ensemble de ces restrictions sont satisfaites, il est possible de tester la théorie en estimant les coefficients α, β, et γ sur des données individuelles par la méthode des moindres carrés simples. Celle-ci donnera des estimations non biaisées et de variance minimum.

Cette référence à l'économétrie est particulièrement la bienvenue. D'une part, elle donne à l'économiste des moyens rigoureux pour discuter des problèmes de méthodologie et trancher entre les pistes à suivre. D'autre part, elle permet de comprendre pourquoi les critiques faites aux économistes lorsqu'ils traitent de la fécondité ne portent pas.

i) L'irrationalité.

Si l'hypothèse auxiliaire de rationalité n'est pas respectée, le nombre d'enfants désiré diffère de celui réalisé. Il existe donc une distribution des erreurs qui, si elles satisfont les hypothèses avancées sur la distribution des e_i ne modifient en rien le problème de l'estimation. Celle-ci sera non biaisée et de variance minimum. La seule conséquence attendue sera une part expliquée par la théorie classique du consommateur plus réduite. Ce point est très important. En effet, beaucoup de chercheurs même parmi les économistes reprochent à la théorie économique de fonder son raisonnement sur le comportement rationnel des acteurs alors que le comportement humain à l'égard de la fécondité (ou de toute autre activité) serait profondément irrationnel ou impulsif. Cette critique n'est pas recevable. La raison en est la suivante. Si les couples sont vraiment irrationnels, les hypothèses de moyenne nulle, de variance constante, d'indépendance et de normalité de la distribution des erreurs e_i sont non seulement légitimes, mais sont vraisemblablement l'expression même du comportement irrationnel ! En conséquence, si une telle critique est fondée, la variance expliquée par le modèle classique du consommateur (c'est-à-dire ici par le revenu et les prix) *doit tomber à zéro*. Or, tel n'est pas le cas (voir encadré 1). Allons plus loin et postulons une corrélation négative entre le revenu (qui n'est pas une variable aléatoire, $covar(R_i.e_i)$ est nul) et les erreurs de décisions de fécondité. La variance de w_i n'est pas constante (w_i est égal à $u_i - e_i$). On s'attend donc à observer une variance de plus en plus faible lorsque le revenu s'élève. Appelons σ_w la variance $u_i - e_i$ celle-ci décroît avec le revenu. Cependant, l'absence d'homoecedasticité ne biaise pas l'estimation de l'élasticité-revenu. Seuls les tests de significativité sont affectés. Avancer l'argument d'erreurs de décisions plus fréquentes dans les classes de revenus les plus basses ne suffit pas, présenté ainsi, à emporter l'adhésion.

Pourtant, les faits démontrent une corrélation positive entre le revenu et l'utilisation de techniques contraceptives efficaces (encadré 2). Les familles "riches" auraient moins d'enfants non désirés que les familles "pauvres" !

ENCADRE II : COUT D'OPPORTUNITE DES ENFANTS, METHODES CONTRACEPTIVES ET ECART ENTRE LE NOMBRE D'ENFANTS DESIRES ET EFFECTIFS.

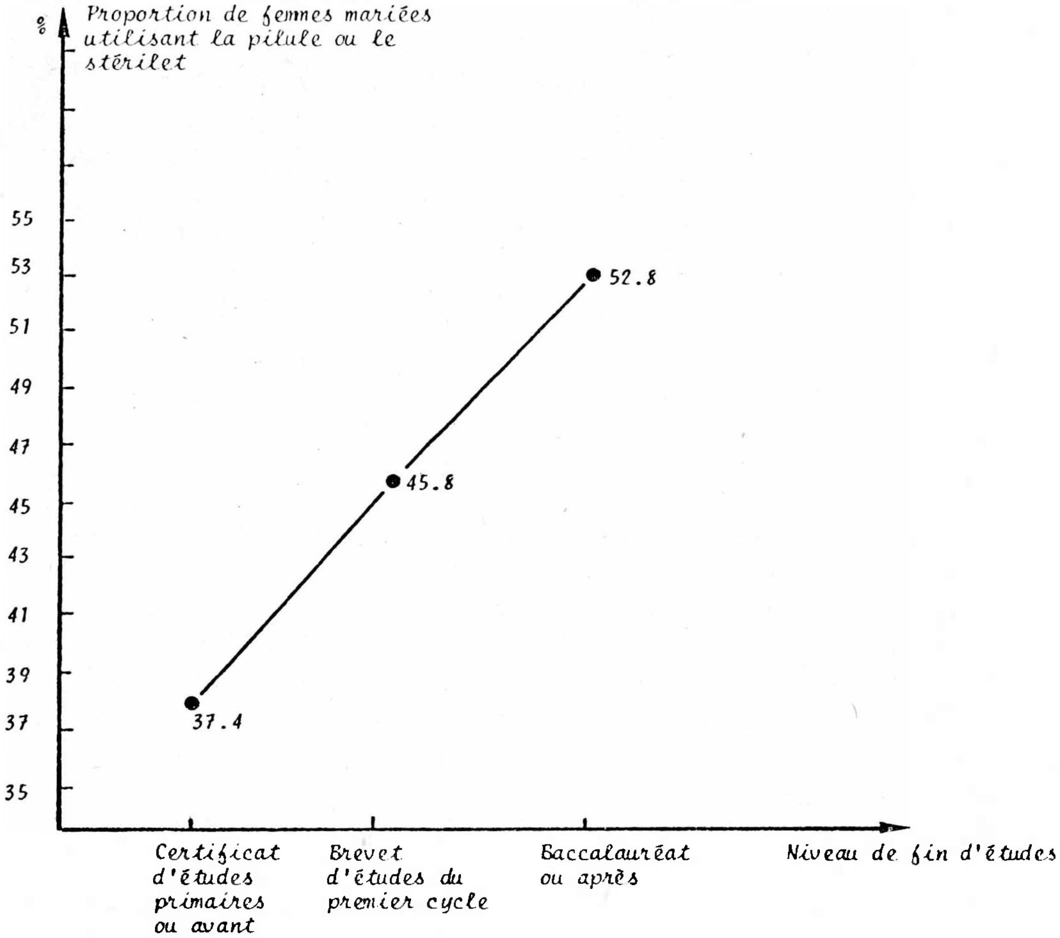
Sources : - Collomb, Ph. 1979, "La diffusion des méthodes contraceptives modernes en France de 1971 à 1978", *Population*, (décembre).

- *Natalité et Politique Démographique*, INED, Cahier 76, Paris : PUF, 1976.

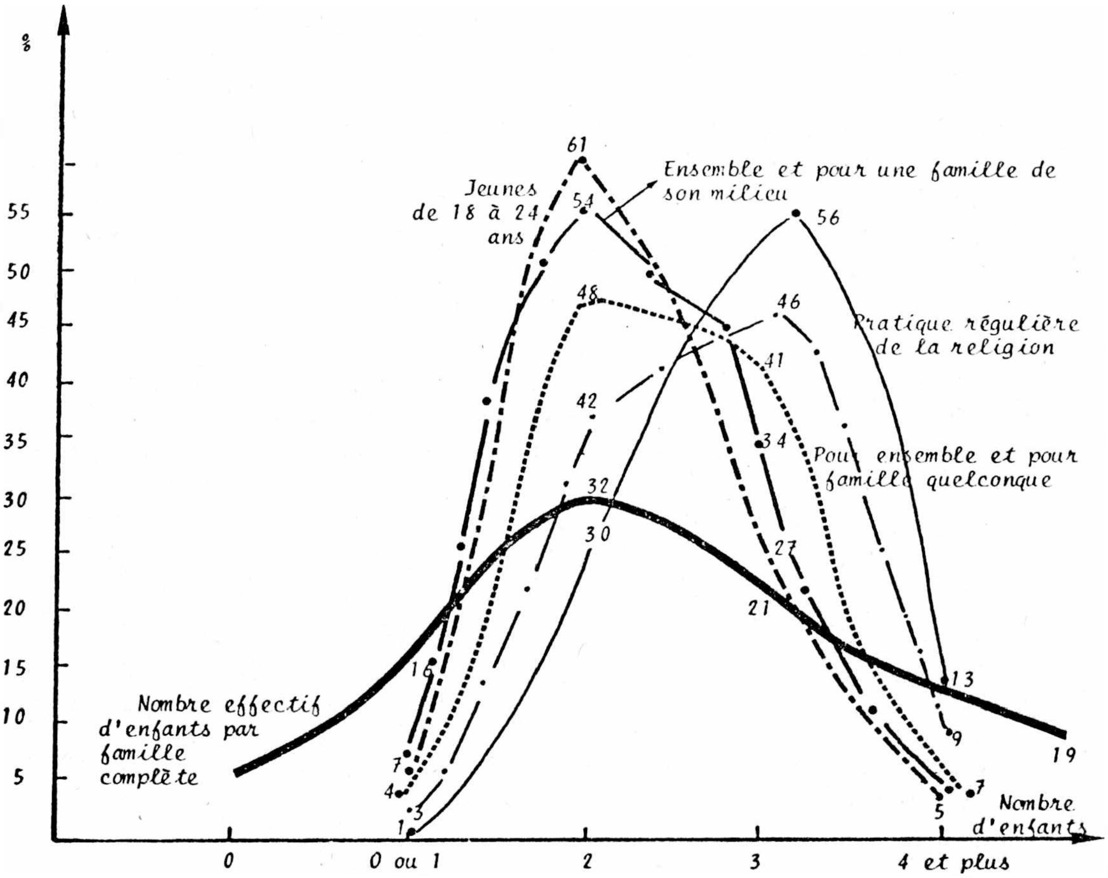
- Girard et Roussel, 1981, "Dimension idéale de la famille, fécondité et politique démographique. Nouvelles données dans les pays de la Communauté européenne et interprétation", *Population*, (décembre).

Le niveau d'éducation est un bon indicateur du revenu potentiel et permanent de l'individu. Il est une bonne mesure du revenu perdu par l'épouse si celle-ci renonce à travailler pour élever un enfant supplémentaire. Le niveau d'éducation de la femme mesure donc le coût d'opportunité d'un enfant. Si ce coût s'élève, la femme qui ne désire pas d'enfants aura intérêt à utiliser de plus en plus une méthode contraceptive efficace. Le graphique suivant tiré de Collomb (1979) illustre cette corrélation. Les couples les plus éduqués et pour lesquels le coût d'opportunité d'élever un enfant est haut sont incités plus fortement que les autres à ne pas commettre d'erreur et à maîtriser au mieux leur fécondité en utilisant des méthodes contraceptives efficaces.

Reportons-nous aux données de l'enquête de l'INED. Le nombre idéal d'enfants par famille est estimé pour chaque enquêté par la question d'opinion suivante : "D'après vous, quel est le nombre idéal d'enfants dans une famille ?" Bien entendu, la réponse à cette question ne reflète pas nécessairement les préférences de l'enquêté, mais celle des médias ou des normes sociales. Par ailleurs, la distribution de cette réponse diverge sensiblement de celle obtenue à la même question posée quand il s'agit d'une famille de son milieu. Cependant, cette distribution du nombre idéal d'enfants par famille comme le suggère le graphique qui suit est très concentrée comparée à celle observée pour le nombre effectif d'enfants. Le nombre idéal d'enfants par famille est concentré sur 2 ou 3 enfants le nombre idéal d'enfants par famille dans son milieu est concentré sur 2 enfants. En revanche, le nombre effectif d'enfants est très dispersé. Pourquoi, le nombre d'enfants désiré diffère-t-il autant du nombre effectif ? C'est la question que se pose explicitement Girard et Roussel (1981). Or, nous pouvons répondre à partir de cette enquête à cette interrogation.



Graphique E2.1
Relation entre la pratique contraceptive
et le niveau de fin d'études.



Graphique E2.2
Les distributions du nombre idéal et effectif d'enfants par famille.

Construisons la variable : différence entre le nombre d'enfants jugé idéal et le nombre d'enfants effectif. Si cette variable est de valeur négative, le nombre d'enfants effectif excède celui désiré et le couple a commis une erreur de décision. En revanche, si le nombre d'enfants idéal n'excède pas celui effectif cette variable prend une valeur positive ou nulle. Bien entendu, le nombre d'enfants effectif sera inférieur à celui désiré pour les femmes n'ayant pas achevé leur fécondité complète désirée. L'âge intervient nécessairement de façon fondamentale, car il faut du temps pour atteindre le nombre d'enfants désiré. Un nombre d'enfants effectif supérieur à celui désiré s'observera plus facilement aux âges les plus élevés. De la même façon, la pratique de la religion pousse les couples à déclarer un nombre idéal d'enfants plus élevé. On observera pour ces couples moins d'erreurs de décisions. Nous avons donc introduit au côté des indicateurs du coût d'opportunité d'un enfant ces deux variables : âge de l'enquêtée et pratique de la religion. L'activité salariée et/ou le niveau d'éducation de l'épouse sont deux mesures du coût d'opportunité d'un enfant, on doit donc s'attendre à ce que les couples où l'épouse travaille et/ou possède un niveau d'instruction élevé aient en moyenne un nombre d'enfants non désirés très faible, c'est-à-dire commettent moins d'erreurs de décision ou maîtrisent mieux leur fécondité. Le test économétrique dont les résultats sont joints sur le tableau suivant confirme cette idée. L'activité salariée, l'âge de l'épouse et son niveau d'instruction sont les variables qui respectivement rendent compte au mieux de la variance expliquée de l'écart entre le nombre d'enfants désiré et effectif. Les résultats sont donc particulièrement significatifs. Ils soutiennent l'argumentation d'une rationalité d'autant plus forte que le coût de l'erreur dans la décision s'élève ! (voir Lévy-Garboua (1978) ou Lemennicier (1982)).

TABLEAU E2.1

Variables explicatives / *variable expliquée*	*Age de l'épouse*	*Niveau d'instruct.*	*Pratique religieuse*	*Activité salariée*	*Cste*	*Déterminant de la matrice des corrélations*	R^2
Nombre d'enfants jugé idéal dans une famille diminué du nombre d'enfants effectif de la famille enquêtée	*-0.134 (9.8)*	*0.120 (5.5)*	*0.123 . (1.4)*	*0.145 (14.9)*	*0.623*	*0.749*	*0.254*

t de Student entre parenthèses

Taille de l'échantillon : 1808 individus.

Pourquoi les couples à bas niveau de revenu adoptent-ils des méthodes contraceptives inefficaces ? Est-ce parce que la hausse du revenu réduit le coût des efforts personnels pour contrôler les naissances en diminuant les coûts d'information ; accroît la productivité du couple dans l'utilisation des différentes méthodes contraceptives ; ou bien est-ce parce que des enfants "non désirés" représentent une perte ou un coût plus fort pour les familles riches, du fait de leur coût du temps plus élevé, auquel cas, celles-ci sont fortement incitées à contrôler de façon efficace le processus de fécondité ? Laquelle des trois explications est la plus pertinente ? On peut douter des deux premiers arguments. En effet, si la productivité ou le coût d'information sont les obstacles rencontrés par les familles pauvres pour maîtriser le processus de fécondité et éliminer les enfants non désirés, les campagnes publiques d'information sur la contraception et les programmes d'assistance publique à la maîtrise de la fécondité lancés massivement dans les pays pauvres ou riches devraient avoir les résultats escomptés. Or, ce n'est pas le cas. C'est donc vraisemblablement la troisième explication qui est la plus pertinente. Celle-ci est d'autant plus intéressante qu'elle permet justement d'expliquer le paradoxe observé. Si le nombre d'enfants effectif excède celui désiré, $e_i < 0$, alors la famille supporte un coût positif non prévu : δX_i qui affecte à la baisse le nombre d'enfants ($\delta < 0$). En revanche, si le nombre d'enfants effectif est égal ou inférieur à celui désiré, $e_i \geq 0$, la famille ne supporte pas de coût supplémentaire : $\delta X_i = 0$. Comme par ailleurs cette variable, qui est omise quand e_i est négatif, croît avec le revenu R_i de l'individu considéré, le problème de l'estimation devient :

$$(3) \quad N_i = \alpha + \beta R_i + \delta X_i + \gamma p_n + u_i - e_i \quad , \qquad i = 1\ldots K$$

avec d'une part $\delta = -1$ si $e_i < 0$ et $= 0$ si $e_i \geq 0$ et d'autre part $\operatorname{covar}(R_i . X_i) \neq 0$. En estimant l'équation (2) au lieu de l'équation (3), c'est-à-dire en omettant la variable X_i , on viole une des hypothèses sur w_i rendant valide la procédure d'estimation des moindres carrés simples : $E(w_i)$ n'est pas nul. En effet, pour tout i tel que $e_i < 0$, $E(w_i) = \delta X_i$.

Maintenant les couples à bas niveau de revenu supportent un coût plus faible lorsqu'ils font des enfants non désirés, les $e_i < 0$ seront concentrés systématiquement dans les classes de revenu les plus basses En revanche, les e_i positifs ou nuls seront concentrés dans les classes de revenus les plus hautes. Partitionnons les couples entre pauvres et riches. Dans le premier échantillon

$E(w_i) = \delta X_i$; à contrario dans le second $E(w_i) = 0$. Si dans le premier échantillon on omet la variable X_i lors de l'estimation de l'élasticité-revenu, on obtient :

$$(4) \quad \hat{\beta} = \beta + \delta \frac{covar(R_i.X_i)}{var(R_i)}$$

avec $\delta < 0$, $\beta > 0$ et $covar(R_i.X_i) > 0$ l'estimation de $\hat{\beta}$ donnera une valeur négative si le second terme du membre droit de l'équation (4) (qui est négatif) excède β. La relation prédite entre le nombre d'enfants et le revenu pour les couples "pauvres" est celle observée faute de tenir compte dans l'analyse du coût d'un enfant non désiré. Pour l'échantillon des couples à revenu plus élevé, $\delta_i = 0$ car les e_i positifs ou nuls y sont concentrés systématiquement, en conséquence $E(w_i)$ est nul et $covar(R_i.X_i) = 0$, donc $\hat{\beta} = \beta$! La relation prédite est celle observée. L'ensemble des deux estimations donne la courbe en U . En réalité, l'estimation de la *véritable* élasticité-revenu est obtenue à partir de l'échantillon des familles "riches". Ce dernier argument est ici tout à fait pertinent car les pauvres diffèrent des riches uniquement par leur revenu et non pas par leur goût.

Vouloir critiquer l'hypothèse de rationalité est tout à fait légitime, mais faut-il encore pouvoir expliquer le paradoxe de la courbe en U en faisant l'hypothèse contraire !

Par ailleurs, si l'on vérifie bien le non respect de l'hypothèse auxiliaire de rationalité par l'intermédiaire d'un manque de maîtrise des techniques contraceptives, la raison pour laquelle le test est faussé est expliquée par l'hypothèse de rationalité elle-même. C'est parce que le coût d'un enfant non désiré est plus élevé pour une famille riche que celle-ci est incitée fortement à être rationnel dans ses décisions de fécondité. [Voir Lévy-Garboua, 1978) ou Lemennicier, 1982)].

ii) Les variations de goûts.

Abordons maintenant l'hypothèse auxiliaire d'une distribution stable et normale des goûts. Les sociologues en avançant la primauté des préférences dans l'explication des comportements en matière de fécondité sont amenés par définition à remettre en cause cette hypothèse auxiliaire de stabilité ou de normalité des goûts.

Supposons par exemple l'argument suivant : le goût pour les enfants est influencé positivement par la pratique religieuse, P_i. Ecrivons :

$$(5) \quad u_i = \mu P_i + v_i \quad \text{avec} \quad \mu > 0 \text{ , } E(v_i) = 0 \text{ et } v(v_i) = \sigma_v^2$$

En conséquence, la moyenne de la distribution des préférences pour les enfants $E(u_i)$ est égal à P_i. Elle varie proportionnellement à la pratique religieuse. Si on omet cette variable dans l'estimation de l'équation (1), l'estimation de β devient :

$$(6) \quad \hat{\beta} = \beta + \mu \frac{\text{covar}(R_i.P_i)}{\text{var}(R_i)}$$

En absence de corrélation négative ($\mu > 0$) entre la pratique religieuse et le revenu ($\text{covar}(R_i.P_i) = 0$) rien n'est modifié. L'estimation de l'élasticité-revenu est correcte. En revanche, la part de la variance inexpliquée par le modèle classique du consommateur se trouvera réduite par l'introduction de cette nouvelle variable dans l'estimation. La corrélation entre le revenu et la variable omise qui détermine les goûts est cruciale. Si la pratique religieuse diminue avec le statut social du couple ou son revenu alors il est possible d'observer une élasticité-revenu négative ! Bien entendu, pour rendre compte très précisément de la courbe en U, il faudrait observer entre pratique religieuse et revenu une relation similaire. La corrélation négative ou en U entre la pratique de la religion et le statut social de la famille est-elle bien établie ? Non, les faits démontrent le contraire. On observe une absence de corrélation ou une courbe en cloche entre ces deux variables (encadré 3). Omettre la pratique religieuse certes réduit la part de la variance expliquée dans les comportements de fécondité mais ne permet pas de rendre compte du paradoxe de la courbe en U . Par ailleurs l'interprétation de la pratique religieuse comme étant un moyen d'influencer les goûts peut être discutée. En effet, la pratique religieuse est aussi un indice traduisant la nature du contrat de mariage passé entre deux partenaires et la sélection des partenaires sur le marché matrimonial. En effet, les couples mariés, pratiquant la religion, sont des partenaires qui ont acquis, avant le mariage, un code moral ou de conduite assurant à chacun d'entre eux que, si l'union se réalise, celle-ci ne sera pas rompue. Fort de cette assurance réciproque, il est moins risqué pour ces conjoints de consacrer leurs ressources aux investissements spécifiques au couple en particulier aux enfants. L'effet de la pratique religieuse résulte, non pas d'une influence de cette variable sur les goûts, mais d'un phénomène d'auto-sélection sur le marché

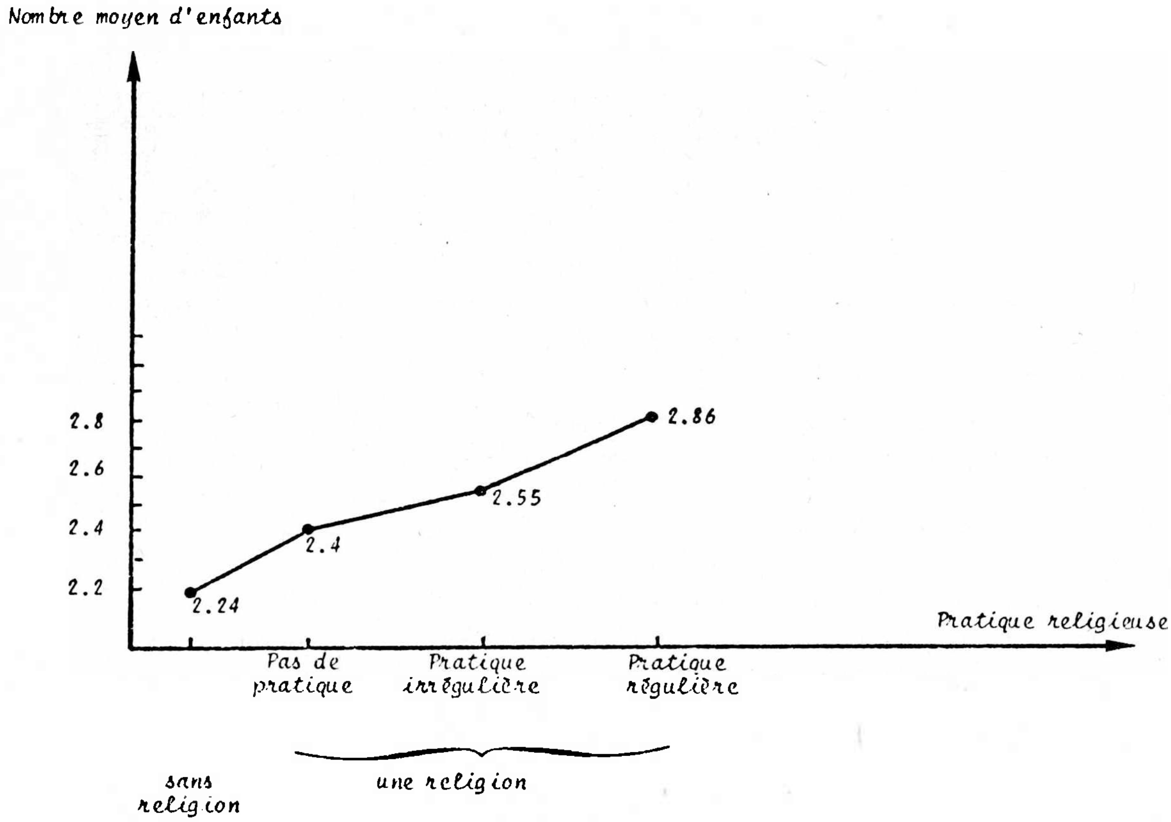
ENCADRE III : PRATIQUE DE LA RELIGION, REVENU FAMILIAL ET NOMBRE D'ENFANTS.

Source : Enquête INED, in Natalité et Politique Démographique, Cahier n° 76, Paris, P.U.F.

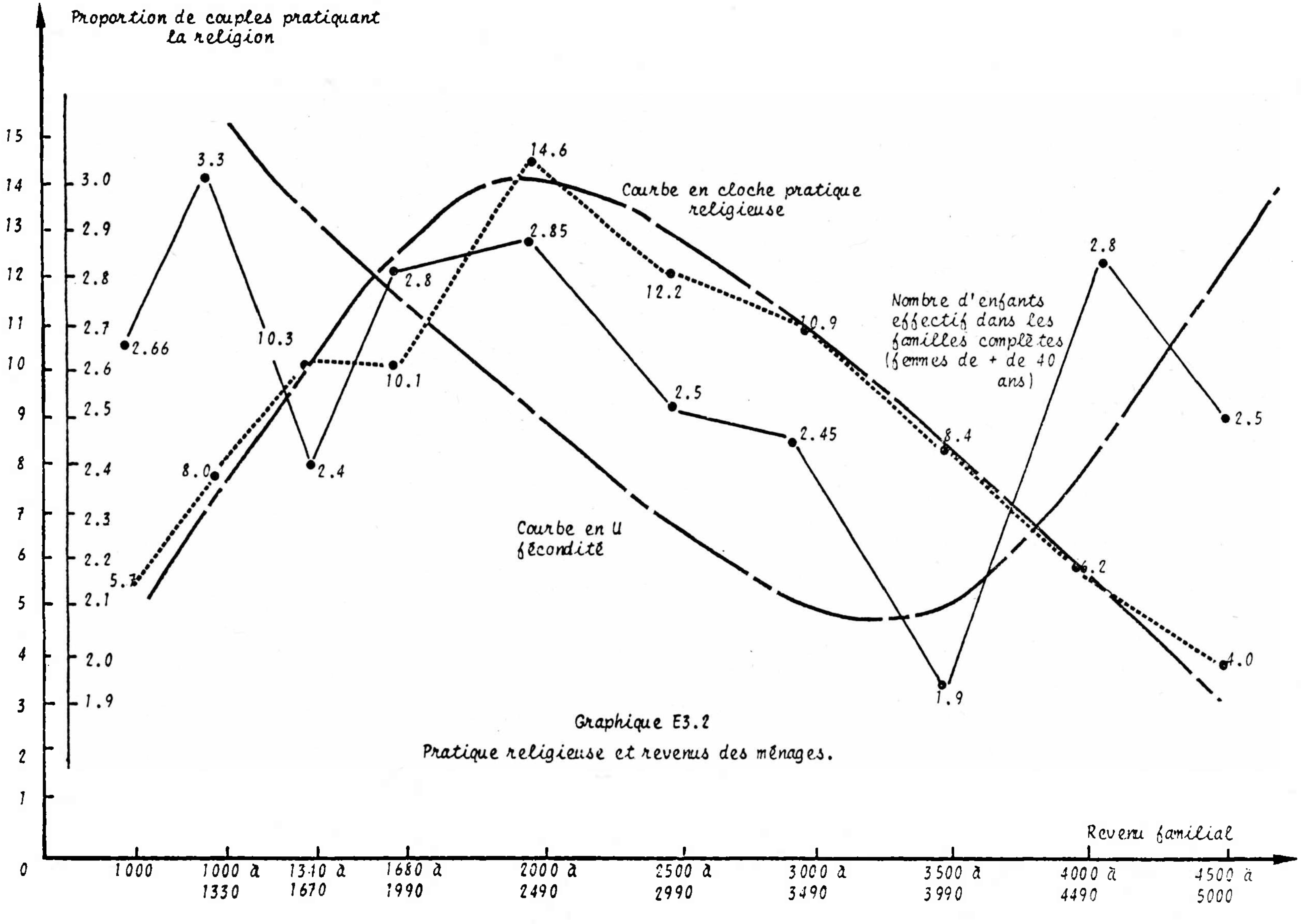
Les graphiques suivants illustrent l'ambiguïté de la relation entre la fréquence de la pratique religieuse et les classes de revenus. La religion a un effet positif non ambigü sur le nombre d'enfants (2.1). Mais, en revanche, il n'en est pas de même avec le revenu (2.2).

Le revenu médian de l'échantillon dans cette enquête est situé aux alentours de 2500F par mois en francs 1975. Or, la proportion de couples déclarant pratiquer régulièrement une religion augmente jusqu'au revenu médian, puis diminue ensuite. Si, lorsque le revenu croît jusqu'au revenu médian, la fécondité baisse, cela ne peut être imputé à la pratique religieuse car, dans ce cas, la corrélation entre revenu et religion est positive. De façon similaire, si l'on observe les couples dont le revenu excède le revenu médian, la corrélation négative observée entre revenu et pratique religieuse devrait renverser la relation revenu-fécondité qui au lieu d'être croissante dans ce segment devrait être décroissante. Cet argument ne peut donc être retenu.

Si on se reporte à l'encadré I, où nous avons testé l'effet de la variable "pratique de la religion" sur cette enquête, nous observons un impact positif ou nul sur la fécondité mais le déterminant de la matrice des corrélations pour la forme linéaire montre clairement qu'il n'existe pas de corrélation entre la pratique de la religion et le revenu. L'élasticité-revenu du nombre d'enfants ne peut donc être biaisée par cette variable.



Graphique E3.1
Pratique de la religion et nombre moyen d'enfants par famille.



Graphique E3.2

Pratique religieuse et revenus des ménages.

matrimonial de partenaires dont le comportement attendu, quant au respect de l'indissolubilité du contrat de mariage est sûr.

Au lieu d'être déterminée par la pratique religieuse, les préférences peuvent être influencées par les goûts des autres personnes auprès desquelles vit le couple ou l'individu considéré. En fait, nous aurions :

(7) $u_i = \rho_j u_j + \rho_k u_k + \ldots + \rho_s u_s + v_i$

avec $\rho_j < 1$ $\forall_j \neq i \in 1 \ldots K$. Ce coefficient sera d'autant plus petit que l'influence exercée par la famille j est faible. C'est l'hypothèse favorite des sociologues. Les goûts et donc les comportements seraient déterminés par les valeurs dominantes du groupe dans lequel s'insère le couple. Cette hypothèse de formation des goûts remet en cause la condition auxiliaire de préférence stable et implicitement le paradigme qui sous-tend le raisonnement de l'économiste. Mais elle ne permet pas, sous cette forme générale, d'expliquer le paradoxe des enfants, biens inférieurs. En effet, l'équation (7) contredit l'hypothèse $E(u_i . u_j) = 0$ mais ne modifie pas $E(u_i)$ qui est toujours nul [5] . L'estimation de l'élasticité-revenu reste correcte. En revanche, l'efficacité de l'estimation ne l'est pas car la variance de l'estimateur n'est pas minimum et les tests de significativité exagèrent le pouvoir explicatif du modèle classique du consommateur. On ne peut donc pas accepter cette hypothèse de formation des goûts sous cette forme.

Prenons la famille, j, comme groupe de référence et par souci de simplification supposons que celle-ci n'a pas de groupe de référence. Nous pouvons écrire :

(8) $N_j = \alpha + \beta R_j + \gamma p_n + u_j$

d'où

(9) $u_j = N_j - \alpha - R_j - p_n$

Reportons l'équation (9) dans (7) où tous les coefficients sont nuls à l'exception de ρ_j :

(10) $u_i = \rho_j (N_j - \alpha - \beta R_j - \gamma p_n) + v_i$

En estimant l'équation (1) pour le groupe de famille, i, on omet les variables N_j et R_j . Le véritable modèle à estimer est le suivant :

(11) $N_i = \alpha(1-\rho_j) + \beta R_i - \rho_j \beta R_j + (1-\rho_j) \gamma p_n + \rho_j N_j + v_i$

L'omission du nombre d'enfants dans la famille de référence et de son revenu entraîne des problèmes similaires à ceux de l'omission de la pratique religieuse. Pour rendre compte d'une élasticité-revenu négative, il faut démontrer l'existence d'une corrélation *positive* entre le revenu de la famille, i, et le revenu de la famille, j, et une corrélation *négative* entre le nombre d'enfants de la famille, j, et le revenu de la famille, i ! En effet, l'estimation de β donne :

$$(12)\quad \hat{\beta} = \beta + \rho_j \frac{\text{covar}(R_i.N_j)}{\text{var}(R_i)} - \rho_j\, \beta \frac{\text{covar}(R_i.R_j)}{\text{var}(R_i)}$$

Le point théorique le plus important est donc de savoir quelle est la famille de référence. La réponse la plus simple et la plus immédiate est d'affirmer que le groupe de référence est celui de la famille dans laquelle on est né ! C'est la réponse offerte implicitement par l'économiste démographe Easterlin. La famille de référence est celle des parents. Or, la corrélation positive entre le revenu ou le niveau d'éducation des parents et celui de leurs enfants est bien établie, par ailleurs, la corrélation négative entre le revenu des enfants et le nombre d'enfants élevés par les parents l'est aussi (encadré 4). En réalité, nombre d'enfants par famille est une fonction croissante du revenu familial puis de la taille de la famille dont est issu le couple, enfin, il est une fonction décroissante du revenu de la famille d'origine !

L'avantage de faire une telle hypothèse sur le groupe de référence est le suivant : d'une part chaque famille a forcément un groupe de référence : ses propres parents ; d'autre part, elle reçoit une interprétation économique simple si on étend la théorie classique du consommateur des choix intertemporels aux choix intergénérationnels comme l'ont fait Becker et Tomes (1979) et Becker (1981). Son défaut principal naturellement est d'évacuer l'influence des autres familles de la même génération. Le sociologue se sent frustré par une telle interprétation puisqu'implicitement le rôle des "normes sociales" sur le comportement de fécondité disparaît.

Reportons-nous à l'équation (7), remplaçons u_i, u_j,... et u_k par leur valeur :

$$(13)\quad u_i = \rho_j(N_j-\alpha-\beta R_j-\gamma P_n) + \rho_k(N_k-\alpha-\beta R_k-\gamma P_n) + \ldots + \rho_e(N_e-\alpha-\beta R_e-\gamma P_n) + v_i$$

ENCADRE IV : LE NOMBRE D'ENFANTS D'UNE FAMILLE EST-IL DETERMINE PAR LA TAILLE DE LA FAMILLE D'ORIGINE ?

Source : *Deville, J.C. 1979, "La fécondité est-elle héridi-taire ?" Economie et Statistique, (novembre).*

L'influence exercée par le nombre d'enfants dans la famille d'origine semble jouer un rôle important dans la descendance moyenne finale des femmes. Deville (1979) a montré, à partir de l'enquête famille de 1975, l'importance de ce phénomène. Le tableau suivant illustre ce point.

TABLEAU E4.1

Descendance moyenne finale des femmes selon leur fratrie.

Rang de naissance des femmes	Taille de la fratrie des femmes								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9 et +
1	2.15	2.39	2.55	2.78	2.97	3.12	3.20	3.34	3.47
2		2.26	2.43	2.65	2.74	2.92	3.00	3.06	3.28
3			2.37	2.48	2.76	2.81	2.79	2.80	3.45
4				2.54	2.64	2.87	2.86	3.07	3.33
5					2.62	2.67	2.87	3.00	3.19
6						2.56	2.84	2.71	3.23
7							2.63	2.90	3.20
8								2.77	3.07
9 et +									2.96
Tout rang	2.15	2.31	2.44	2.60	2.73	2.81	2.87	2.93	3.19

L'idée d'une influence du milieu d'origine sur la fécondité et en particulier du nombre d'enfants produit par les parents sur le nombre de leurs petits enfants par famille ne peut être rejetée. Bien entendu, ce résultat peut recevoir une interprétation différente. Les familles nombreuses par définition sont plus fertiles que les autres. Si la fertilité se transmet génétiquement, les familles nombreuses seront issues elles-mêmes de familles nombreuses. L'influence de la fratrie n'aurait pas pour origine l'influence des goûts des parents mais une supériorité génétique de ces derniers transmise à leurs enfants ! Nous reviendrons sur ce point plus loin dans le texte. Néanmoins, quelle que soit l'interprétation, l'observation d'un tel fait vient appuyer l'idée d'un non respect de l'hypothèse auxiliaire de stabilité des goûts dans le cas particulier où le groupe de référence est la famille d'origine.

Pour confirmer cette observation, nous avons, à partir de l'enquête CNAF-CREDOC de 1971 estimé l'équation (11). Les résultats obtenus et présentés dans le tableau suivant ne laissent aucun doute sur le non respect de cette hypothèse.

TABLEAU E4.2

Elasticité-revenu (au point moyen) du nombre d'enfants par famille en fonction de la fratrie et du revenu des grands-parents.

Variables explicatives	Age de l'épouse	Pratique de la religion	Nombre d'années d'études de l'épouse	Nombre d'enfants dans la famille d'origine	Catégorie socio-profes. du père de l'épouse par ordre croissant de revenu	Revenu familial	Constante	Déterminant de la matrice des corrélations	R^2
Nombre d'enfants par famille (enquête CNAF-CREDOC)	0.76 (11.4)	0.01 (1.0)	-0.18 (3.4)	0.05 (2.9)	-0.04 (1.5)	0.02 (1.1)	1.2	0.55	0.20
	0.80 (12.8)	0.007 (0.7)	-	0.07 (3.8)	-0.07 (2.7)	-0.008 (0.4)	0.67	0.79	0.19

t de Student entre parenthèses

Taille de l'échantillon : 766

Les élasticités de la fécondité par rapport au statut social ou au revenu de la famille d'origine ont les signes attendus. L'effet de la taille de la famille d'origine est bien positif et celui du revenu de cette famille est bien négatif. Ces résultats confirment la validité de l'équation (11). Comparons-les maintenant avec ceux obtenus dans l'encadré I (sur la même enquête) où seule la variable revenu familial était introduite pour expliquer la fécondité. Dans l'encadré I, on observe une élasticité-revenu négative et significative, en revanche, dans l'encadre IV, où l'on introduit le revenu et la taille de la famille d'origine, l'élasticité-revenu reste négative mais devient faible et non significative. Si l'on introduit maintenant le coût d'opportunité d'un enfant, cette élasticité-revenu devient positive. Reportons-nous à la matrice des corrélations reproduite ici dans le tableau suivant. Le niveau d'éducation de l'épouse est corrélé positivement avec le revenu de ses parents (mesuré par la catégorie socio-professionnelle du père) et négativement avec le nombre d'enfants dans sa famille d'origine ! Les conditions sont donc remplies pour conduire à une mauvaise estimation de l'élasticité-revenu des enfants !

TABLEAU E4.3
Matrice des corrélations.

Variables	Age de l'épouse	Pratique de la religion	Revenu familial	Nombre d'années d'études de l'épouse	Nombre d'enfants dans la famille d'origine	Revenu de la famille d'origine	Nombre d'enfants dans la famille enquêtée
Age de l'épouse	1.00						
Pratique de la religion	0.18	1.00					
Revenu familial	0.18	0.13	1.00				
Nombre d'années d'études de l'épouse	-0.08	0.15	0.44	1.00			
Nombre d'enfants dans la famille d'origine	-0.01	0.02	-0.10	-0.17	1.00		
Revenu de la famille d'origine	0.08	0.17	0.29	0.39	-0.18	1.00	
Nombre d'enfants dans la famille enquêtée	0.41	0.08	0.03	-0.18	0.12	-0.07	1.00

ou bien :

$$(14)\quad u_i = \sum_{j=e}^{k} \rho_j\, N_j - \sum_{j=e}^{k} \rho_j \alpha - \sum_{j=e}^{k} \rho_j\, \beta R_j - \gamma P_n \sum_{j=e}^{k} \rho_j + v_i \qquad \forall\, j \neq i$$

Remplaçons dans (1), on obtient :

$$(15)\quad N_i = \alpha \left(1 - \sum_{j=e}^{k} \rho_j\right) + \beta R_j - \beta \sum_{j=e}^{k} \rho_j . R_j + \sum_{j=e}^{k} \rho_j \ldots N_j + \left(1 - \sum_{j=e}^{k} \rho_j\right) \gamma P_n + v_i$$

Les moyennes pondérées des revenus et de la taille des autres familles sont des variables omises dans l'estimation. Mais par quels mécanismes ces moyennes sont-elles corrélées positivement ou négativement avec le revenu de la famille i ? Par ailleurs, il faut construire pour chaque famille j une variable "influence sociale" telle que $\sum_{j=e}^{k} \rho_j\, R_j$ et $\sum_{j=e}^{k} \rho_j\, N_j$ diffèrent d'une famille à l'autre. En effet, si chaque famille est influencée de la même façon par le revenu moyen du groupe ou sa taille moyenne, ces variables prendront la même valeur pour chaque famille et elles n'auront aucun impact sur l'estimation ou la variance expliquée.

Malheureusement, les sociologues comme les économistes ne nous offrent pas de théorie permettant d'assigner à chaque famille un *poids* er un *ordre* aux ρ_j de telle sorte que $\sum_j \rho_j\, R_j$ et $\sum_j \rho_j\, N_j$ diffèrent d'une famille à une autre !

Admettons cependant cette étape franchie. La courbe en U n'en est pas pour autant expliquée. Comment et pourquoi le revenu de la famille i, serait-il corrélé positivement aux revenus des familles qui exercent une influence sur elle et négativement à leur taille respective ? Et si tel est le cas, les corrélations observées ne sont-elles pas sans cause ? Ne sont-elles pas le résultat d'un mécanisme d'auto-sélection des individus dans le choix de leurs relations respectives ?

iii) La variation des prix et leurs corrélations avec le revenu.

Abordons maintenant l'hypothèse auxiliaire de constance et d'identité du prix d'un enfant. L'utilisation des données transversales a toujours été justifiée par cette condition auxiliaire. A un moment donné, les consommateurs font face à la même structure de prix. La remise en cause de cette hypothèse, nous l'avons vu, peut prendre deux pistes différentes. L'une comme l'autre reviennent à introduire d'une part une non identité des prix d'un couple à l'autre et d'autre part une corrélation entre les prix et le revenu de la famille considérée. Au lieu de l'équation (1), nous aurions en réalité :

$$(16) \quad N_i = \alpha + \beta R_i + \gamma p_{ni} + u_i \quad , \quad i = 1 \ldots K$$

avec $\text{covar}(R_i . p_{ni}) \neq 0$

Discutons d'abord la piste la plus simple :

a) Le prix du temps.

Si le prix d'un enfant, p_n, s'accroît avec le revenu potentiel de l'épouse R_i^f , nous avons :

$$(17) \quad p_{ni} = a + b\, R_i^f \quad \text{où } R_i = R_i^m + R_i^f$$

Substituons dans (1) :

$$(18) \quad N_i = \alpha + \gamma a + \beta R_i^m + (\beta + \gamma b)\, R_i^f + u_i$$

γ est négatif, b est positif, le coefficient $(\beta + \gamma b)$ est négatif si $\beta < - \gamma b$. La véritable élasticité-revenu se mesurerait par l'élasticité-revenu du mari ! Si au lieu d'estimer l'équation (18) on estime l'équation (1), on fait l'hypothèse suivante : le revenu potentiel du mari et celui de son épouse sont parfaitement substituables. On impose alors à la régression (18) la restriction linéaire $\beta = (\beta + \gamma b)$. Or, l'hypothèse d'une parfaite substituabilité du revenu de chaque conjoint est fausse. Lorsque le revenu familial est inférieur au revenu médian, le revenu de l'épouse contribue sans doute beaucoup au revenu familial et le signe négatif de $(\beta + \gamma b)$ l'emporte. En revanche, lorsque le revenu familial est supérieur au revenu médian, c'est le revenu de l'époux qui contribue le plus au revenu familial, le coefficient β l'emporte (encadré 5). Réécrivons l'équation (18) de la façon suivante en faisant appraître la contribution de chaque époux au revenu familial :

$$(19) \quad N_i = \alpha + \gamma a + (\beta \emptyset_m + (\beta + \gamma b)\, \emptyset_f)\, R_i + u_i$$

avec $\emptyset_m = R_i^m / R_i$, $\emptyset_f = R_i^f / R_i$ et $\emptyset_m + \emptyset_f = 1$.

L'extrême simplicité de ce modèle en fait sa force. Le prix ou le coût d'un enfant est corrélé positivement au coût d'opportunité du temps du membre de la famille qui assure les activités de soins aux enfants. Ce coût croît avec le revenu potentiel de celui-ci. Or, la division des tâches entre

ENCADRE V : NOMBRE D'ENFANTS ET REVENU POTENTIEL DE L'EPOUSE

Sources : Enquêtes INED (1975), CNAF-CREDOC (1971) et F.Q.P. (1970).

Le nombre moyen d'enfants par famille serait une fonction croissante du revenu familial et décroissante du coût d'opportunité d'un enfant mesuré par le salaire potentiel de la femme sur le marché du travail. Les résultats des estimations économétriques présentés dans le tableau ci-joint illustrent cette thèse. Observons la régression (3) ou (4). L'effet négatif du coût d'opportunité d'un enfant, mesuré par le revenu potentiel de l'épouse, est sans conteste bien établi. Comparons celle-ci aux résultats des régressions de l'encadré I. Pour l'enquête CNAF-CREDOC, l'élasticité-revenu de négative devient positive. Dans l'enquête INED où l'élasticité-revenu est déjà positive, celle-ci s'améliore considérablement. La thèse de Mincer semble donc bien confirmée. Nous avons testé avec les régressions (1) et (5) l'argument suivant : le niveau d'éducation du mari (ou son revenu) serait une bonne mesure du revenu familial et pourrait être adopté comme tel en absence d'information sur les ressources de la famille. L'effet du niveau d'éducation de l'époux devrait donc être positif sur la fécondité de la famille.

TABLEAU E5.1

Coût d'opportunité du temps et fécondité

Variable expliquée / Variables explicatives	Nombre d'enfants par famille							
	Enquête CNAF-CREDOC 197			Enquête INED 112 1975	Enquête F.Q.P. 1970		Enquête CNAF-CREDOC Femmes actives	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Age de l'épouse	0.76 (12.0)	0.74 (12.7)	0.76 (12.8)	0.65 (16.5)	0.28 (6.6)	0.27 (6.5)	0.83 (9.8)	0.80 (9.4)
Pratique de la religion	0.07 (0.70)	0.005 (0.5)	0.002 (0.3)	0.14 (3.1)	-	-	-	-
Revenu de la famille	-	-	0.01 • (0.7)	0.28 (6.5)	-	-	-	-
Nombre d'années d'études du mari	-0.065 (1.60)	-0.47 (4.1)	-	-	+0.05 (2.1)	-0.08 (1.9)	-0.05 (0.7)	-0.64 (3.6)
Nombre d'années d'études de l'épouse	-0.15 (3.1)	-0.57 (4.7)	-0.20 (4.4)	-0.23 (6.2)	-0.05 (1.8)	-0.19 (3.9)	-0.11 (1.6)	-0.65 (3.9)
Assortiment des époux par niveau d'instruction	-	0.38 (3.8)	-	-	-	0.13 (3.5)	-	0.53 (3.6)
Constante	1.52	3.07	1.42	0.30	1.33	1.62	1.04	3.12
R^2	0.18	0.19	0.18	0.21	0.01	0.02	0.19	0.22
Déterminant de la matrice des corrélations	0.62	0.02	0.71	0.75	0.59	0.03	0.58	0.02
Taille de l'échantillon	963	963	994	1707	3666	3666	452	452

t de Student entre parenthèses.

L'équation (5) confirme cet argument. En revanche, l'équation (1) l'infirme. Cette contradiction dans les résultats fait suspecter une difficulté dans l'estimation de l'impact du niveau d'instruction de l'époux sur la taille de la famille. Notons d'abord la chose suivante : la régression (5) est estimée sur un échantillon de femmes actives, elle n'est donc pas tout à fait comparable à la régression (1) qui est testée sur un échantillon de femmes actives ou au foyer. Or, le résultat de l'équation (5) est conforme à celui de Mincer (1963). Celui-ci a, en effet estimé l'impact du revenu de l'époux et celui de sa conjointe sur la fécondité à partir d'une enquête où les femmes étaient actives à plein temps sur le marché du travail et âgées de 35 à 45 ans. Cette enquête comprenait 400 familles sélectionnées à partir du BLS Survey of Consumer Expenditures de 1950. La régression (7) a été présentée à partir de l'enquête CNAF-CREDOC sur la base d'un échantillon de femmes actives à temps plein ou partiel. Les résultats sont similaires à ceux de la régression (1) où les femmes au foyer étaient inclues. On ne peut donc attribuer à un biais d'échantillonnage cette différence de résultat.

En réalité, le niveau d'éducation de l'époux ne peut être un bon indicateur du revenu familial pour la raison simple suivante : les niveaux d'instruction des deux époux sont corrélés fortement entre eux par suite d'un processus d'auto-sélection sur le marché du mariage. Si l'éducation procure des bénéfices à la fois sur le marché du travail et dans les activités hors marché ou permet d'espérer des enfants plus intelligents (Michael, 1982), d'une part pris ensemble des individus à haut niveau d'éducation produiront plus que séparément (complémentarité) et d'autre part, pris ensemble, ils produiront plus de tous les bénéfices que s'ils étaient assortis autrement. Il existe du fait du marché du mariage une interaction très forte entre les caractèristiques des époux et en particulier de leurs niveaux d'instruction. Pour mesurer cet effet d'assortiment et de complémentarité, nous avons introduit dans les régressions (2) (6) et (8) le produit des niveaux d'éducation. Cette variable d'assortiment est hautement significative et positive. Son introduction entraîne systématiquement un coefficient *négatif* et significatif du niveau d'éducation du mari sur la fécondité. D'une part, la complémentarité des niveaux d'éducation des époux sur la fécondité est établi (cette complémentarité s'exerce aussi sur le niveau d'intelligence des enfants ou sur leur niveau d'éducation, mais aussi sur la santé des membres de la familles, etc...), et d'autre part, l'idée d'utiliser le niveau d'éducation du mari comme mesure de la véritable élasticité-revenu fécondité est rejetée. Le niveau d'instruction mesurera comme pour son épouse un coût d'opportunité à élever un enfant ! En revanche, l'effet *positif* du degré d'assortiment traduira l'impact positif des gains non monétaires du mariage (c'est-à-dire du revenu familial non marchand) sur la fécondité.

les conjoints est déterminée par les coûts d'opportunité comparés de chaque époux dans les activités de soins et d'éducation des enfants et dans les activités de production de revenu (Lemennicier, 1980). Comme la femme en moyenne a un avantage comparatif dans la production et l'éducation des enfants, c'est le membre de la famille qui se spécialise le plus dans ces tâches [7]. C'est donc son coût d'opportunité du temps qui affectera négativement le nombre d'enfants désiré par famille.

b) Le prix de la qualité.

L'autre piste de recherche suivie par Becker et ses disciples est beaucoup plus complexe. D'une part le nombre d'enfants est affecté positivement par le revenu familial et négativement par le coût d'un enfant, d'autre part, le coût de l'enfant s'accroît avec la qualité désirée par enfant. Mais, par ailleurs, la qualité par enfant est positivement affectée par le revenu familial et négativement par le coût de la qualité d'un enfant. Or, ce coût de la qualité croît avec le nombre d'enfants. Nous avons donc le système d'équations suivant :

$$(20) \quad N_i = \alpha + \beta R_i + \gamma \pi_n^i + U_i$$

et

$$(21) \quad Q_i = a + bR_i + c\pi_q^i + v_i$$

avec $\pi_N^i = p_n Q_i$ et $\pi_q^i = p_n N_i$

La qualité par enfant et le nombre d'enfants sont déterminés simultanément car le prix d'un enfant dépend de sa qualité, et celle-ci dépend du revenu familial et du nombre d'enfants. Bien évidemment, les prix ne peuvent être maintenus constants même sur des séries transversales car le prix d'un enfant varie avec chaque couple. La forme réduite de ce système d'équation s'écrit :

$$(22) \quad N_i \; \frac{\alpha + \gamma a \, p_n}{1-\gamma c(p_n^2)} + \frac{\beta + \gamma b \, p_n}{1-\gamma c(p_n^2)} R_i + \frac{\gamma p_n \, v_i + u_i}{1-\gamma c(p_n^2)}$$

où $\gamma < 0$, $c < 0$, et β, b, α, a sont positifs

Réécrivons cette équation sous la forme suivante :

$$(23) \quad N_i = \alpha' + \beta' R_i + w_i$$

L'équation (1) testée serait alors une forme réduite des équations (20) et (21). Le coefficient β' estimé ne serait pas l'élasticité-revenu de la demande d'enfants. Pour obtenir celle-ci, il faut remonter de la forme réduite à la forme structurelle. L'élasticité-revenu "vraie", β, peut être positive tandis que l'élasticité-revenu observée, β', est négative (encadré 6).

Avancer un tel argument permet de rendre compte d'une élasticité-revenu négative mais non pas de la courbe en U. Pourquoi l'élasticité-revenu observée est-elle négative à bas niveau de revenu et positive à des niveaux de revenus plus élevés ? Becker et Lewis (1973) ont alors offert un argument pour expliquer le paradoxe de la courbe en U . D'une part, l'élasticité-revenu qualité "vraie" excède largement l'élasticité-revenu quantité "vraie", d'autre part, elle décroît avec la hausse du revenu. En effet, si l'élasticité-revenu qualité "vraie", b, est supérieure à l'élasticité-revenu quantité "vraie, , et est une fonction décroissante du revenu (hypothèse supplémentaire plausible) nous avons :

$$(24) \quad b = \varepsilon + \mathcal{K} R_i \quad \text{avec} \quad \mathcal{K} < 0 \quad \text{et} \quad \varepsilon > 0$$

L'équation (22) devient :

$$N_i = \frac{\alpha + \gamma a\, p_n}{1-\gamma c(p_n^2)} + \frac{\beta + \gamma\, p_n}{1-\gamma c(p_n^2)} R_i + \frac{\gamma \mathcal{K} p_n}{1-\gamma c(p_n^2)} R_i^2 + \frac{\gamma\, p_n\, v_i + u_i}{1-\gamma c(p_n^2)}$$

$$N_i = \alpha' + \beta'' R_i + \beta''' R_i^2 + w_i$$

avec $\beta'' < 0$ et $\beta''' > 0$ puisque γ et $\mathcal{K}$ sont tous deux négatifs.

Bien sûr, une telle façon de procéder est purement ad hoc. L'hypothèse supplémentaire plausible joue le rôle d'une condition auxiliaire qui sauve la théorie de la contradiction des faits comme le font remarquer Blaug (1980) ou Maris (1979). Conscients de cette faiblesse, Becker et Tomes (1976), dans un autre texte, ont séparé dans la qualité d'un enfant ce qui est dû à la chance ou à l'inné, de ce qui provient d'une contribution des parents. Comme la qualité par enfant provenant de l'inné ou de la chance ne peut varier avec le revenu. L'élasticité-revenu qualité "vraie" totale varie avec l'élasticité-revenu qualité provenant de la contribution des parents ; or, cette dernière est nécessairement supérieure à l'élasticité-revenu qualité globale qui peut être égale par hypothèse à l'élasticité-revenu quantité "vraie". Lorsque le revenu croît, l'amélioration de la qualité provient essentiellement de la contribution des parents et l'élasticité-revenu qualité correspondante diminue. L'hypothèse plausible d'une élasticité-revenu qualité "vraie" résultant de la contribution des parents et décroissant avec le revenu est une implication d'une hypothèse où la qualité ne provient pas uniquement d'un effort des parents pour améliorer le revenu futur des enfants [8]. Contrairement à l'affirmation de Maris (1979), un tel argument est primordial car justement *l'élasticité-revenu qualité "vraie" ne peut différer de l'élasticité-revenu quantité "vraie"*. La raison en est simple. L'élasticité de substitution entre le nombre d'enfants et la qualité par enfant doit être inférieure à l'unité ou proche de zéro pour assurer un équilibre et un optimum qui ne soit pas en coin. Or, cette absence de substitution entraîne automatiquement une élasticité-revenu qualité totale vraie peu différente de l'élasticité-revenu quantité "vraie" [9]. Bien entendu, faire l'hypothèse d'une faible substitution entre le nombre d'enfants et la qualité par enfant n'est pas ad hoc. Car si on adoptait l'hypothèse contraire d'une forte substitution, celle-ci se trouverait contredite par les faits. On n'observe pas de spécialisation des dépenses des ménages systématiquement dans la qualité par enfant ou dans les biens et services ou dans le nombre d'enfants. On observe en revanche, une *diversification* du budget des ménages. Cette hypothèse est donc fondée sur des raisons empiriques. Il est frappant de voir combien cette condition d'une absence de substitution entre le nombre d'enfants et la qualité par enfant est mal comprise. Ainsi, Maris (1979) juge "inadmissible de faire l'hypothèse d'un consommateur classant les biens de telle sorte qu'il lui soit indifférent de posséder trois enfants de basse qualité ou un seul particulièrement brillant". La transitivité des choix ne serait pas significative pour des entités de nature différentes ! L'intuition de cette critique est fondée pour les enfants puisque justement les économistes font l'hypothèse d'une absence de substitution parfaite dans les préférences entre la qualité et le nombre d'enfants. Mais c'est ce qui différencie les enfants des autres biens pour répondre à une critique célèbre de Griliches (1974) et reprise par Meidinger (1981). Car les individus pour tous les autres biens acceptent très aisément cette substitution entre la qualité et la quantité. Ainsi, une famille peut désirer une belle voiture neuve et performante et trois voitures d'occasion de moindre cylindrée pour les autres membres de la famille ! On peut désirer un costume chic pour la soirée et une salopette pour la journée, ou bien une belle maison et une ou plusieurs résidences secondaires de qualité plus modeste. La raison principale de cette différence entre les enfants (ou les personnes) et les biens réside dans la nature incorporée des investissements faits dans les enfants. Chaque membre de la famille peut utiliser la belle voiture et

ENCADRE VI : L'ARBITRAGE ENTRE LE NOMBRE D'ENFANTS DANS UNE FAMILLE ET LA QUALITE PAR ENFANT.

Source : Enquête CNRA-CREDOC, 1971.

L'enquête CNAF-CREDOC 1971, permet de tester l'argumentation de Becker et Lewis ou Becker et Tomes sur l'arbitrage entre la quantité et la qualité d'enfants dans une famille. En effet, nous connaissons le niveau d'éducation de l'épouse, le nombre de frères et soeurs dans la famille d'origine et la catégorie socio-professionnelle du père de l'épouse mesurée par ordre croissant de revenu. Enfin, l'on sait si l'épouse a été élevée dans la religion. On peut donc illustrer cette argumentation non pas sur la famille enquêtée puisque nous ne disposons pas du niveau d'éducation des enfants, mais sur la famille d'origine. Estimons les équations suivantes :

(i) $N = a + b\ R - c\ EDUC + u$

et

(ii) $EDUC = \alpha + \beta\ R + \delta\ REL + v$

La forme réduite de ce système d'équation donne :

(iii) $N = a = c\ \alpha + (b - c\ \beta)\ R - c\ \delta\ REL + u - c\ v$

et

(iv) $EDUC = \alpha + \beta\ R + \delta\ REL + v$

Estimons (iii), on obtient :

(v) $N = \theta_o + \theta_1\ R + \theta_2\ REL + w$

où $\theta_o = a - c\ \alpha$, $\theta_1 = b - c\ \beta$, $\theta_2 = c\ \delta$

Pour trouver le coefficient b, connaissant β, α, et δ, on peut faire le ratio de θ_2/δ pour obtenir c et substituer c dans θ_1 .

Le tableau suivant donne les estimations obtenues en regressant respectivement le nombre d'enfants de la famille d'origine et le niveau d'éducation de l'enquêtée en fonction du revenu de celle-ci et d'un indice de pratique religieuse dans l'enfance.

TABLEAU E6.1

Quantité et qualité d'enfants

	Revenu de la famille d'origine	Education religieuse	Constante	Déterminant de la matrice des corrélations	R^2
Nombre d'enfants dans la famille d'origine	-0.25 (5.6)	0.36 (1.3)	3.7	0.99	0.03
Niveau d'instruction de l'épouse enquêtée	0.71 (13.5)	0.06 (0.18)	8.2	0.99	0.16

t de Student entre parenthèses

Taille de l'échantillon : 970

Le coefficient c = 6. (0.36/0.06) et b = 4.01

Sous forme d'élasticité au point moyen, le coefficient b devient égal à 1.16. L'élasticité-revenu au lieu d'être négative comme dans l'équation (i) est en réalité positive et supérieure à l'unité.

en revanche, les frères ou soeurs auront du mal à utiliser le savoir-faire du frère aîné si celui-ci est le seul à avoir reçu une éducation car, celle-ci est difficilement appropriable par autrui. Comme les parents sont altruistes à l'égard de chacun des enfants (sinon ils n'en auraient pas), ils désirent contribuer équitablement aux investissements dans chacun d'eux. C'est vraisemblablement cette difficulté (incorporation de l'investissement en capital humain dans l'individu et difficulté d'appropriation par un tiers) qui rend la qualité peut substituable au nombre ou à la quantité, phénomène non observé pour les biens (qui sont facilement appropriables).

La nature des biens inférieurs a rarement fait l'objet d'études. A quelques exceptions près comme Hicks (1956), Lipsey et Rosenbluth (1971) ou Gould (1981), ils ont été considérés par les économistes comme une curiosité théorique. Analyser le paradoxe des enfants par le prix du temps ou l'interaction qualité-quantité permet de rendre compte des autres biens inférieurs dont nous avons énuméré la liste plus haut. Cette possibilité renforce la confiance de l'économiste dans ces deux hypothèses. Ainsi, prenons les spectacles de cinéma. Pourquoi les pauvres vont-ils plus fréquemment au cinéma et les riches renoncent-ils à ce divertissement ? Les couples riches auraient-ils un goût peu prononcé pour le spectacle de cinéma ? Ou bien les pauvres sont-ils plus irrationnels que les riches et dépensent-ils inconsidérement leurs ressources en plaisirs fugaces et futiles ? Une soirée passée au cinéma consomme beaucoup de temps, or, le prix du temps est plus élevé pour les couples riches. Ceux-ci renoncent à ce plaisir, non parce que leurs goûts diffèrent de celui des pauvres mais parce qu'ils supportent un coût plus élevé. Le pain les oeufs, les légumes secs, les graisses animales, le savon de ménage, etc... sont des biens inférieurs. Traditionnellement, on insiste sur la qualité inférieure de ces produits comparés à des substituts proches offrant le même service. Mais pourquoi les pauvres utilisent-ils des biens de qualité inférieure et en consomment-ils en plus grande quantité ? Prenons l'exemple du beurre et de la margarine ou du saindoux.Mettre un corps gras sur le pain est certainement préféré par les consommateurs au pain sec. Plus le revenu augmente, plus on désire un lubrifiant de bonne qualité (le beurre laitier) . Mais le beurre coûte plus cher. On consomme donc moins de corps gras (beurre, margarine ou saindoux). Bien entendu, aux revenus les plus élevés le beurre remplace la margarine et est consommé en plus grande quantité. La courbe en U des graisses alimentaires peut recevoir une interprétation similaire à celle en U de la fécondité.

Cette application à l'ensemble de la consommation finale est vraisemblablement une force et non pas une faiblesse comme voudrait nous le faire croire Meidinger (1981).

On peut clore cette discussion en affirmant sans grand risque que les enfants sont vraisemblablement des biens normaux. Le paradoxe observé a bien pour origine le non respect des hypothèses auxiliaires faites pour déduire de l'hypothèse principale une courbe d'Engel traditionnelle. Ce non respect des conditions auxiliaires de l'expérimentation est non seulement bien étayé par la théorie mais aussi par les faits. Bien sûr, chaque piste de recherche à quelques exceptions près doit être citée et développée. Cependant, il en est une qui attirera particulièrement notre attention, c'est celle qui remet en cause le postulat de stabilité de la distribution des goûts dans la population. En effet, on connaît la résistance des économistes à lever cette hypothèse pour des raisons heuristiques évidentes dans l'état actuel des connaissances sur la formation des goûts. Cette résistance se trouve d'autant plus affirmée que l'analyse économique est tout à fait en mesure de développer une théorie du non respect de cette hypothèse auxiliaire. C'est cette voie que nous allons présenter et discuter maintenant à la suite des travaux de Becker et Tomes (1979) visant à expliquer les fluctuations de la fécondité, les succès scolaires et l'inégalité intergénérationnelle de la distribution des revenus.

SECTION III - L'INTERDEPENDANCE DES PREFERENCES ET LA THEORIE CLASSIQUE DU CONSOMMATEUR.

Dans la précédente section, nous avons attiré l'attention sur deux types contrastés d'interdépendance des préférences : d'une part celle entre la famille enquêtée et sa famille d'origine et d'autre part celle entre les individus d'une même génération.

3.1. L'interdépendance des préférences au sein d'une même famille.

L'influence de la famille d'origine sur le nombre d'enfants et le revenu des individus est sans contestation possible l'hypothèse cruciale qu'il faut faire car elle coïncide avec l'hypothèse de maximisation conjointe des ressources qui gouvernent les comportements familiaux. Cette dernière est à la théorie économique de la famille ce qu'est l'hypothèse de maximisation du profit à la théorie économique de la firme. En effet, chaque membre de la famille prend en compte dans ses préférences non seulement son revenu, mais aussi celui de son (ou ses) partenaires. En particulier, les parents prennent en compte non seulement leur propre consommation, mais aussi la consommation attendue et future de leurs enfants. L'interdépendance des préférences est introduite directement dans les fonctions d'utilité par l'intermédiaire d'une hypothèse sur *l'altruisme* des individus qui coopèrent au sein de la famille. Cette hypothèse est fondamentale pour expliquer d'une part la *stabilité du lien conjugal* et d'autre part la *stabilité de la consommation ou du statut social* d'une génération à l'autre.

Les raisons pour lesquelles les familles ont des enfants nous importent peu pour l'instant. Mais si elles en ont le chef de famille va s'efforcer d'égaliser entre les générations les utilités marginales des différents membres de la famille.

Reportons-nous à la figure suivante. Portons sur l'axe horizontal la consommation présente des parents, C_t, et sur l'axe vertical celle des enfants $C_{(t+1)}$. Chaque génération, à chaque époque reçoit un revenu R_t et $R_{(t+1)}$. En absence de possibilités de transferts de revenu d'une génération à l'autre, le niveau de consommation est déterminé par les revenus obtenus à chaque génération. L'équilibre intergénérationnel se trouve en I où chaque couple consomme la totalité de son revenu. Pour un degré d'altruisme donné, une inégale distribution des revenus d'une génération à l'autre pousse les familles à transférer des ressources d'un couple à l'autre. La contrainte budgétaire est représentée par la droite AB qui indique les possibilités de transférer une partie ou la totalité du revenu des parents, R_t aux enfants $R_{(t+1)}$.

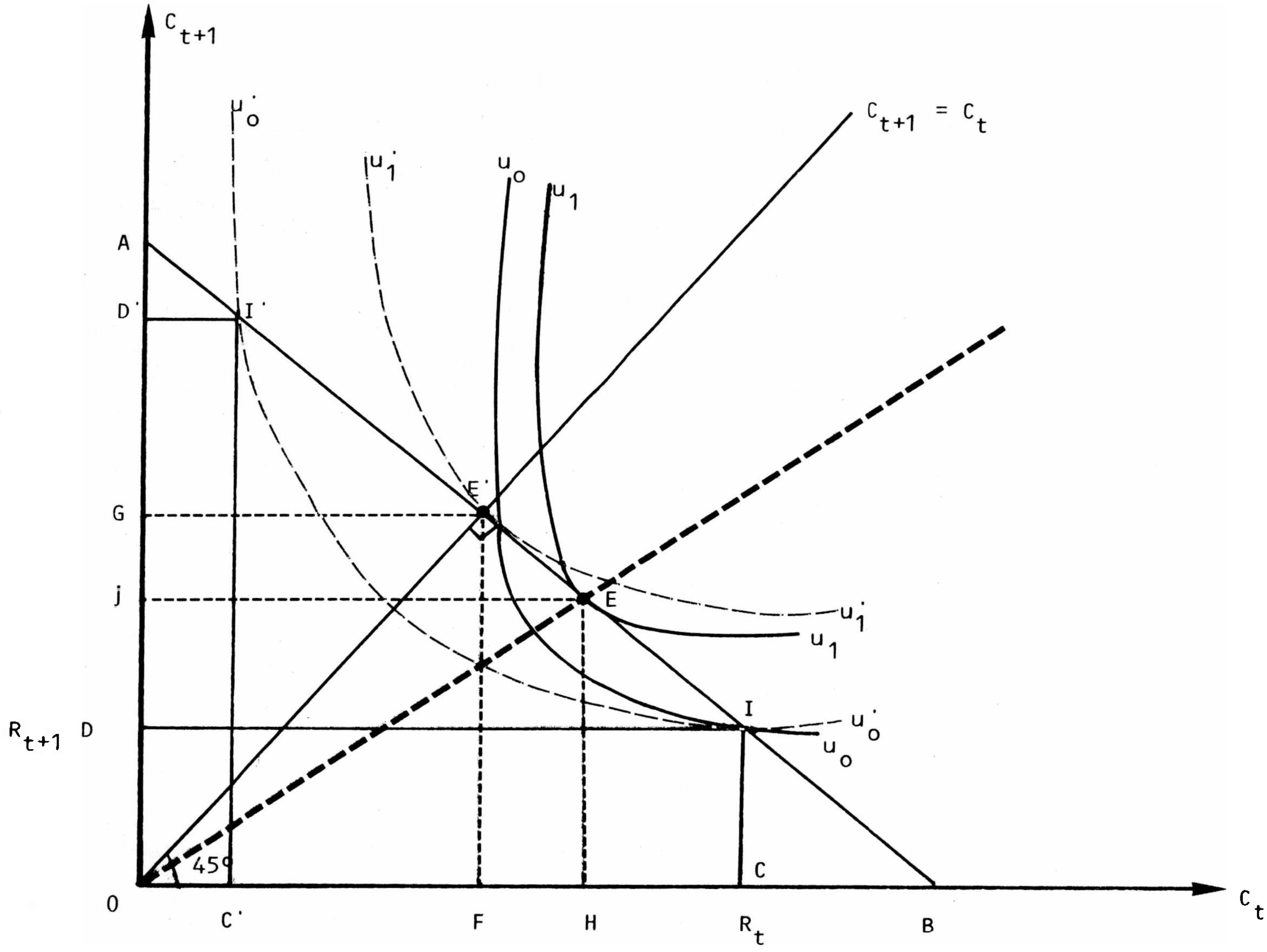


Figure 9

Transferts de ressources d'une génération à l'autre.

La pente de cette droite est donc de valeur absolue unitaire. La droite des 45° représente les combinaisons de revenus pour lesquels la consommation ou le statut social des enfants est identique à celle ou celui des parents. Si, initialement les parents ont un revenu OC (resp.OC') et s'attendent à ce que leurs enfants aient dans l'avenir un revenu plus faible OD (resp. plus fort OD'), les parents (resp. les enfants) vont améliorer leur bien-être (de U_o à U_1) par un transfert volontaire des ressources d'un montant FC vers leurs enfants (resp. d'un montant D'G vers leurs parents). L'altruisme au sein de la famille entraîne une stabilisation de la consommation d'une génération à l'autre. Celle-ci fluctuera moins que ne l'aurait laissé supposer la distribution initiale des revenus entre les générations.

Le revenu de chaque génération est déterminé d'une part grâce à la dotation en capital humain initiale sans sacrifice particulier de la famille à l'exemple de la dotation biologique ou culturelle (E(t+1) et celle acquise sur le marché par un sacrifice du revenu des parents, T_t, et d'autre part grâce aux transferts directs de revenus par des tierces personnes (l'état par exemple) G_t. Bien entendu, ce revenu R(t+1) est soumis à un aléa e_{t+1} qui résume l'effet de la chance sur le marché de la réussite sociale ou des variables économiques hors du contrôle de l'individu. Posons :

$$\text{(27)}\quad R_{(t+1)} = \bar{E}_{(t+1)} + (1+r)\, T_t + (1+r) = \bar{G}_t + \bar{e}$$

où r est le taux de rendement obtenu en convertissant les transferts reçus sous forme de capital humain en revenus monétaires

Le revenu des parents est dépensé en biens ou services ou en transferts de ressources vers les enfants :

$$\text{(28)}\quad \bar{R}_t = C_t + T_t$$

Substituons T_t tiré de **(27)** dans **(28)**, on obtient :

$$\text{(29)}\quad \bar{R}_t + \frac{\bar{E}_{(t+1)}}{1+r} + \bar{G}_t + \frac{\bar{e}_{(t+1)}}{1+r} = C_t + \frac{R_{(t+1)}}{1+r}$$

Le membre gauche de l'équation **(29)** est la valeur présente de la richesse intergénérationnelle de la famille. Les parents maximisent alors leur utilité :

$$\text{(30)}\quad u = u(C_t,\ R_{(t+1)})$$

sous la contrainte du revenu familial intergénérationnel **(29)**.

Nous avons donc le problème classique d'optimisation :

Max u (C_t, R_{t+1})

Tel que :

$$W_t = C_t + \frac{R_{t+1}}{1+r}$$

où $\bar{W}_t = \bar{R}_t + \frac{\bar{E}_{t+1}}{1+r} + \bar{G}_t + \frac{\bar{e}_{t+1}}{1+r}$

toutes les variables étant exogènes.

Les conditions d'équilibre et d'optimum sont les suivantes :

(a) $\frac{\partial u}{\partial C_t} - \lambda = 0$

(b) $\frac{\partial u}{\partial R_{t+1}} - \frac{\lambda}{1+r} = 0$

(c) $\bar{W}_t - C_t - \frac{R_{t+1}}{1+r} = 0$

de ces conditions d'optimum on dérive des fonctions de demande :

(d) $C_t = C(\gamma, r, \bar{W}_t)$

(e) $R_{t+1} = R(\gamma, r, \bar{W}_t)$

où γ représente le degré d'altruisme vis-à-vis de l'enfant.

Si la fonction d'utilité est homothétique, on obtient les fonctions de demande suivantes :

(31) $C_t = \alpha\ (\gamma, r)\ .\ \bar{W}_t$ avec $\frac{\partial \beta}{\partial \alpha} > 0$; $\frac{\partial \beta}{\partial 1+r} < 0$

(32) $R_{t+1)} = \beta\ (\gamma, r)\ .\ \bar{W}_t$

(33) $T_t = R_t - \alpha\ (\gamma, r)\ .\ \bar{W}_t$

Remplaçons $\bar{W}_t$ par sa valeur dans **(32)** ou **(33)**, on obtient :

(34) $R_{(t+1)} = \beta\ (\gamma\ , r)\ R_t + \beta(\ )\ .\ \bar{E}_{(t+1)} + \beta(\ )(1+r)\ \bar{G}_t + \beta(\ )\ .\ \bar{e}_{(t+1)}$

et l'offre de transfert des parents vers les enfants :

(35) $T_t = \beta(\gamma, r)\ R_t - \alpha(\gamma, r)\ \frac{\bar{E}_{(t+1)}}{1+r} - \alpha(\gamma, r)\ \bar{G}_t - \alpha(\gamma, r)\ \frac{\bar{e}_{(t+1)}}{1+r}$

où $(\gamma, r) = 1 - \alpha(\gamma, r)$

L'offre de transfert convertible en capital humain est une fonction croissante du revenu des parents et décroissante des dotations initiales, de la chance sur le marché de la réussite sociale ou des transferts monétaires provenant de tiers et hors du contrôle des parents et du coût d'obtention du capital humain.

Etendons maintenant l'analyse en incluant l'ensemble des enfants de la famille. Pour simplifier, supposons leur une même dotation initiale en capital humain $E_{t+1,i} = E_{t+i,j} \quad \forall_j = 1 \ldots n$ et les mêmes opportunités de réussite sur le marché du travail $(e_{t+1,i} = e_{t+1,j})$.

En absence de transferts et si les parents sont altruistes ou neutres à l'égard du rang des enfants, les revenus futurs attendus pour chaque enfant seront identiques. Au lieu d'écrire la fonction d'utilité :

(36) $u = u\,(C_t, R^1_{t+1} \quad R^2_{t+1}, \ldots R^n_{t+1})$

avec $R^1_{t+1} = R^2_{t+1} = \ldots = R^n_{t+1}$, on écrit :

(37) $u = u\,(C_t, R_{t+1}, N_t)$

où N_t est le nombre d'enfants, R_{t+1} le revenu par enfant lorsque celui-ci est adulte et C_t la consommation des parents.

Les contraintes de budget s'écrivent de la façon suivante :

(38) $R_t = C_t + N_t . T_t$

et

(39) $R_{t+1} = \bar{E}_{t+1} + \bar{e}_{t+1} + (1+r)\,T_t + (1+r)\,\bar{G}_t$

Les conditions d'optimum s'écrivent :

(a) $\dfrac{\partial u}{\partial C_t} - \lambda_1 = 0$

(b) $\dfrac{\partial u}{\partial R_{t+1}} - \lambda_2 = 0$

(c) $\dfrac{\partial u}{\partial N_t} - \lambda_1 . T_t = 0$

(d) $-\lambda_1 N_t + \lambda_2(1+r) = 0$

(e) $\bar{R}_t = C_t - N_t . T_t = 0$

(f) $R_{t+1} - \bar{E}_{t+1} - \bar{e}_{t+1} - (1+r)\,\bar{G}_t - (1+r)\,T_t = 0$

$\lambda_2 = \frac{\lambda 1 N_t}{1+r}$ donc nous avons :

(g) $\frac{\partial u/\partial R_{t+1}}{\partial u/\partial C_t} = \frac{N_t}{1+r} = \pi R_{t+1}$

et

(h) $\frac{\partial u/\partial N_t}{\partial u/\partial C_t} = T_t = \pi N_t$

Le coût d'assurer à un enfant une consommation identique à celle des parents croît avec le nombre d'enfants et le coût d'avoir un enfant supplémentaire s'élève avec le niveau de transfert monétaire par enfant convertible en capital humain pour assurer cette même consommation. On retrouve l'arbitrage nombre d'enfants et qualité par enfant où la qualité serait le statut social de l'enfant à l'âge adulte.

Les fonctions de demande déduites de ce système d'équations peuvent s'écrirent de la façon suivante :

(40) $C_t = C\,(\gamma, r, \bar{R}_t, \bar{E}_{t+1}, \bar{e}_{t+1}, \bar{G}_t)$

(41) $\frac{R_{t+1}}{1+r} = R\,(\gamma, r, \bar{R}_t, \bar{E}_{t+1}, \bar{e}_{t+1}, \bar{G}_t, N_t)$

(42) $N_t = N\,(\gamma, r, \bar{R}_t, \bar{E}_{t+1}, \bar{e}_{t+1}, \bar{G}_t, T_t)$

(43) $T_t = R\,(\gamma, r, \bar{R}_t, \bar{E}_{t+1}, \bar{e}_{t+1}, \bar{G}_t) - \frac{\bar{E}_{t+1}}{1+r} - \frac{\bar{e}_{t+1}}{1+r} - \bar{G}_t$

Remplaçons par T_t par sa valeur tirée de **(43)** dans **(42)**, on retrouve le système d'équation de l'arbitrage qualité-quantité. Linéarisons ces équations **(41)** et **(42)**, on obtient :

(44) $R_{t+1} = b\,R_t + c\,(\bar{E}_{t+1} + \bar{e}_{t+1}) - d\,N_{t+1} + f$

(45) $N_t = \mathcal{B} R_t + \mathcal{C} (\bar{E}_{t+1} + \bar{e}_{t+1}) - \mathcal{D} R_{t+1} + \mathcal{F}$

La forme réduite de ces deux équations donne :

(46) $R_{t+1} = \phi\, R_t + \Gamma\, (\bar{E}_{t+1} + \bar{e}_{t+1}) + \Delta$

et

(47) $N_t = K\, R_t + \sum (\bar{E}_{t+1} + \bar{e}_{t+1}) + \psi$

où $\phi = \dfrac{b - d\mathcal{D}}{1 - d\mathcal{D}}$, $\dfrac{c - d\mathcal{C}}{1 - d\mathcal{D}} = \Gamma$, $\dfrac{f - d\mathcal{F}}{1 - d\mathcal{D}} = \Delta$

$K = \dfrac{\mathcal{B} - \mathcal{D} b}{1 - d\mathcal{D}}$, $\sum = \dfrac{\mathcal{C} - c\mathcal{D}}{1 - d\mathcal{D}}$, $\psi = \dfrac{\mathcal{F} - \mathcal{D} f}{1 - d\mathcal{D}}$

dont la discussion a déjà été faite dans la section précédente.

Supposons maintenant que la dotation en capital humain initiale qui est composée non seulement des capacités biologiques transmises génétiquement mais aussi des habitudes, des aptitudes ou des goûts acquis au sein du groupe familial sans sacrifice particulier de la part des parents est une fonction positive de la dotation initiale en capital humain des parents eux-mêmes :

(48) $E_{t+1} = \alpha \,.\, E_t + v_{t+1}$

où v_{t+1} résume l'ensemble des autres variables qui affectent la dotation initiale du capital humain des enfants autre que celle des parents et α mesure *le degré d'héritabilité* de cette dotation initiale. Substituons E_{t+1} par sa valeur tirée de (48) dans (47), nous avons :

(49) $N_t = K\, R_t + \sum \{\alpha\, E_t + v_{t+1} + e_{t+1}\} + \psi$

Décalons d'une période l'équation (47) :

(50) $N_{t-1} = K\, R_{t-1} + \sum \{E_t + e_t\} + \psi$

Tirons de (50) la valeur de E_t

$$E_t = \frac{N_{t-1} - K\, R_{t-1} - \psi}{\sum} - e_t$$

et substituons dans (49)

(51) $N_t = w + K\, R_t - \alpha K\, R_{t-1} + \alpha\, N_{t-1} + u_{t+1}$

où $w = \psi(1-\alpha)$ et $u_{t+1} = \sum\, (e_{t+1} - \alpha e_t + v_{t+1})$

L'équation **(51)** n'est pas autre chose que l'équation **(11)** où, d'une part le nombre d'enfants dans la famille d'origine exerce une influence positive sur la fécondité des couples enquêtés et où, d'autre part,le revenu ou le niveau de vie de la famille d'origine exerce une influence négative (resp. positive) sur cette même fécondité si l'élasticité-revenu observée, K, est positive (resp. négative).

Bien entendu, l'équation **(11)** reçoit maintenant une interprétation totalement différente. En effet, le coefficient attaché à l'influence exercée par le nombre d'enfants dans la famille d'origine ou celui attaché au ratio des coefficients mesurant l'effet exercé par le revenu des grands-parents et celui des parents ne mesure pas l'impact des goûts de la famille d'origine sur celle observée mais *le dégré d'héritabilité* de la dotation initiale en capital humain des parents ! Comme le souligne Becker (1981), à qui l'on doit cette présentation, l'équation **(11)** ou **(51)** est un moyen indirect servant à mesurer le lien existant entre les variables non observables que sont la dotation initiale en capital humain des enfants, E_{t+1}, et celle des parents, E_t !

Ainsi, l'effet exercé par le nombre d'enfants dans la famille d'origine ne traduit pas uniquement une supériorité biologique de la fertilité des couples considérés comme nous l'avions suggéré dans l'encadré (IV) mais le degré d'héritabilité de l'ensemble de la dotation en capital humain biologique et culturel.

De la même façon, si l'élasticité-revenu observée, K, est positive, une enfance heureuse dans un milieu d'origine prospère semble réduire la fécondité. Une enfance heureuse et prospère dans l'interprétation de l'équation **(11)** traduirait une modification des goûts des enfants en faveur de leur propre consommation. A l'âge adulte, ceux-ci auraient pris le goût des biens de consommation et les sacrifieraient beaucoup plus difficilement comparé à leurs propres parents. C'est l'argument soulevé par Leibenstein (1974) ou Easterlin (1973). D'une part, une telle interprétation n'est pas convaincante même si l'on admet l'interdépendance des préférences car cet effet négatif peut être obtenu sans faire l'hypothèse que les préférences sont affectées directement par une enfance heureuse dans un milieu prospère. D'autre part, l'effet négatif observé du revenu des grands-parents n'est pas dû à la prospérité de ceux-ci. Si R_t et u_{t+1} restent constants, une hausse de R_{t-1} doit être compensé par une baisse suffisante de E_t, sinon la hausse de R_{t-1} entraîne une hausse de R_t (équation **(46)**) ; or, une baisse de E_t provoque une diminution de N_t. Le coefficient négatif observé est dû simplement à la baisse de la dotation en capital humain nécessaire pour maintenir constant R_t ou u_{t+1} et mesurer le coefficient de R_{t-1} .

Nous avons ici, à la suite des travaux de Becker et Tomes (1979) et Becker (1981) introduit explicitement l'interdépendance des préférences par l'intermédiaire d'une hypothèse sur l'altruisme des membres de la famille entre deux générations. Dans cette interprétation, l'hypothèse de stabilité des goûts est préservée ; en revanche, celle d'une non interdépendance des préférences ne l'est pas. Mais, à cette hypothèse d'altruisme, il faut ajouter un degré positif d'héritabilité des capacités biologiques et culturelles des parents vers les enfants pour obtenir la fameuse équation **(11)**. Bien entendu, les goûts des parents seront hérités au même titre que leur capacité biologique. Cependant, les mécanismes par lesquels certains goûts ou certains traits de caractère ou morphologique sont hérités et pas d'autres au sein de la famille ne reçoivent pas ici d'explication. Celle-ci est laissée au talent du biologiste ou du psychologue.

Cette thèse de Becker (1981) a au moins le mérite d'aborder de front l'interdépendance des préférences entre les membres d'une même famille étalée sur plusieurs générations ou suggérer l'importance de l'héritabilité du patrimoine biologique, culturel ou social entre les parents et les enfants dont les conséquences sont importantes en matière de succès scolaire et de mobilité ou d'inégalité intergénérationnelle. Notre but n'est pas ici d'analyser ces deux derniers points (on peut pour cela se reporter à Becker (198) ou à Becker et Tomes (1979)) mais de souligner que les critiques entièrement valides faites à propos de l'hypothèse de stabilité des goûts ne portent pas. En effet, une extension très simple du modèle d'arbitrage entre nombre d'enfants et qualité par enfant permet de rendre compte de l'équation **(11)**. Pour cela, il suffit de poser les hypothèses suivantes : d'une part, la qualité par enfant n'est pas autre chose que le statut social de l'enfant à l'âge adulte et, d'autre part, les dotations initiales en capital humain entre parents et enfants sont *héritables*. Bien entendu, ce modèle a pour fondement théorique l'altruisme des membres de la famille, les choix intertemporels et la transmission du capital humain d'une génération à l'autre.

Cette façon d'introduire l'interdépendance des préférences et de faire reposer l'essentiel de l'analyse sur l'héritabilité des dotations en capital humain permet certes d'expliquer l'équation **(11)**, mais ne permet pas de prendre en compte l'influence exercée par d'autres familles ou groupes sociaux sur le comportement du couple observé. On pourrait par exemple spécifier la fonction d'héritabilité d'une manière plus générale en incluant plus précisément la dotation en capital humain initial d'autres familles. Si le mécanisme de transmission se comprend clairement au sein d'une même famille ou d'une même communauté dont les membres on un lien de parenté et vivent ensemble ; en revanche, l'influence exercée par des tiers ne vivant pas avec les enfants sur une dotation initiale en capital humain (mais non pas sur celle acquise sur le marché), semble contestable.

Par ailleurs, cette façon d'introduire l'influence des autres familles ne permettrait pas d'attribuer à chaque famille un poids et un ordre mesurant ce degré d'influence qui diffère d'une famille à l'autre, condition indispensable pour obtenir l'équation (15).

Abordons ce point maintenant.

3.2. L'interdépendance des préférences entre des familles de parenté différente.

Il serait faux d'affirmer que les économistes ont ignoré l'importance du milieu social dans leur analyse. Bentham (1789) souligne le plaisir procuré par la joie des êtres chers. Marshall (1920) mentionne à propos des dépenses de logement le désir de distinction sociale. Pareto (1916) inclut dans les fonctions d'utilité les attributs d'autrui. Plus proche de nous, un auteur comme Duesenberry (1962) fait jouer au revenu relatif ou aux effets de démonstration un rôle important dans la théorie de la consommation. Enfin, les contributions de Schawrtz (1970) ou Hochman et Rodgers (1969) ou de Becker (1974) introduisent explicitement l'interdépendance des préférences individuelles. En général, le déplacement des goûts est expliqué par une variable d'environnement affectant directement la fonction d'utilité. Duesenberry (1962), par exemple procède de la façon suivante. Les individus ont la fonction d'utilité $U_i = F_i\ (C_{i1} \ldots C_{in})$ où C_{ij} est la consommation de l'individu i à la date j. Prenons maintenant l'influence exercée par la consommation d'autrui en posant $R_i = \sum_i \alpha_{ik}\ C_k$ la fonction d'utilité se réécrit $U_i = f_i\left(\frac{C_{i1}}{R_i}, \ldots \frac{C_{in}}{R_i}\right)$. Cette façon d'introduire l'influence permet de segmenter la population selon cette variable. Mais elle ajoute peu à la théorie traditionnelle. Becker (1974), toujours lui, a renversé cette perspective en admettant la possibilité pour l'individu ou le couple de modifier cette influence par un effort personnel. Néanmoins, sa tentative ne permet pas d'attribuer un poids ou un ordre à l'influence sociale qui s'exerce sur chaque couple.

Dans ce qui suit, nous allons nous efforcer de pallier cet inconvénient en esquissant une théorie permettant de conduire à l'équation **(15)**. Pour cela, nous utiliserons le modèle de Becker (1974) et nous l'appliquerons à la fécondité comme K. Namboodiri (1979) a tenté de le faire.

Pour simplifier l'analyse, la fonction d'utilité comportera trois arguments : les biens et services X, les enfant, N, et l'opinion d'autrui sur le nombre d'enfants, O . Cette opinion peut être considérée comme les attentes d'une autre famille, j, sur le propre comportement de fécondité du couple considéré. Dans le cas particulier étudié dans la sous-section précédente, O_j représente les attentes des parents sur le nombre d'enfants produit par leurs propres enfants et sur la manière de les élever. Si les attentes de cette famille j sont déçues, celle-ci voit son niveau d'utilité diminuer. Elle ressent un *dommage* provoqué par le comportement de la famille i qui ne respecte pas son opinion. Le couple j d'une façon ou d'une autre s'efforce alors de réduire ce dommage en contrôlant le plus possible le comportement du couple i . La famille j, si elle le peut, *pénalisera* le revenu du couple i en le privant d'opportunité de gain. Les parents (famille j) redistribuent moins de ressources vers leurs enfants (famille i) si ceux-ci ne respectent pas leurs désirs d'avoir un nombre plus grand de petits enfants. Les familles j qui ont une motivation importante pour imposer leurs désirs de fécondité chez les autres couples et qui n'ont pas la capacité directe d'influencer les ressources des familles visées peuvent avoir recours au marché politique. Celui-ci imposera des réglementations qui, si elles ne sont pas respectées, affecteront le revenu de ceux qui les transgressent. Le comportement des familles tendra alors à satisfaire les désirs du groupe de pression qui s'est constitué à cet effet sur le marché politique.

Pour simplifier, supposons que chaque famille prend en compte dans sa fonction d'utilité l'opinion des familles seules capables par leurs efforts d'affecter leurs ressources.

La fonction d'utilité du ménage peut donc s'écrire :

$$\textbf{(52)} \quad U_i = U_i\,(X, N, O_1, \ldots, O_j, \ldots O_m)$$

L'opinion O_j de la famille j sur le nombre d'enfants de la famille i est déterminée par le nombre d'enfants, $\bar{N}_j$, que celle-ci voudrait voir adopter par le couple qui fait l'objet d'une pression (ce nombre est par exemple identique au nombre d'enfants de la famille j) et par les efforts de la famille i soumise à cette pression pour modifier cette opinion. Ces efforts sont composés des dépenses e_{ij} faites pour influencer directement l'opinion d'autrui (visites fréquentes, relations épistolaires, utilisation de médias) diminuée des capacités propres de la famille i à sanctionner le revenu de la ou des familles j : t_{ij} . Posons t_{ij} égal à $\alpha_j.\bar{R}_j$. Ce terme mesure le pouvoir qu'à la famille i de taxer le revenu de la famille j si celle-ci ne respecte pas ses propres désirs.

Posons :

(53) $O_j = \bar{N}_j + n_{ij} \qquad \forall_j = 1...m$

avec

(54) $n_{ij} = \theta\,(e_{ij}-t_{ij})$ où $t_{ij} = \alpha_j.\bar{R}_j$

Réécrivons (53), on obtient :

(55) $O_j = \bar{N}_j + \theta(e_{ij} - \alpha_j.\bar{R}_j)$

La contrainte de budget s'écrit simplement de la façon suivante :

(56) $P_x X + P_n N + \sum_{j=1}^{m} p_j\,(e_{ij}-t_{ij}) = \bar{R}_i$

où p_j mesure le prix pour la famille i d'une modification d'une unité de l'opinion de la famille j . Substituons $(e_{ij}-t_{ij})$ par sa valeur tirée de (54) et (55) en posant $\theta = 1$, on obtient :

(57) $P_x X + p_n N + \sum_{j=1}^{m} p_j\,O_j = \bar{R}_i + \sum_{j=1}^{m} p_j\,\bar{N}_j - \sum_{j=1}^{m} p_j\,\alpha_j.\bar{R}_j \equiv S$

Le membre droit de cette contrainte de budget donne la somme du revenu familial et de la valeur nette pour le couple de son environnement social. Plus la contribution du revenu individuel R_i dans le revenu social S est importante, plus la famille considérée fera dès choix indépendants de son environnement social. Cette indépendance est fortement liée à sa capacité d'affecter les ressources des autres mesurées par $\sum_{j=1}^{m} p_j\,\alpha_j.\bar{R}_j$ et par la capacité des autres à affecter son revenu mesuré par $\sum_{j=1}^{m} p_j.N_j$. Les parents par exemple, ont la capacité de réduire le revenu de leurs enfants en cessant leurs dons ou en les déshéritant.

En revanche, les enfants n'ont guère de possibilités d'affecter le revenu de leurs propres parents (α_j est faible, voire nul). En conséquence, le prix accordé à l'opinion de cette famille sera élevé (p_j est fort) comparé à une famille tiers ne disposant pas des mêmes capacités directes. Le poids donc des parents dans le revenu social ou dans la valeur de l'environnement social est très élevé.

Reportons-nous au modèle. La maximisation de la fonction d'utilité (52) sous la contrainte (57) avec, par exemple des préférences homothétiques donne la demande d'enfants suivante :

(58) $N_i = n(p_x, p_n, p_j) \cdot S$

où

$$S = \bar{R}_i + \sum_{j=1}^{m} p_j \bar{N}_j - \sum_{j=1}^{m} p_j \alpha_j R_j$$

soit :

(59) $$\frac{N_i}{n} = \bar{R}_i + \sum_{j=1}^{m} p_j \bar{N}_j - \sum_{j=1}^{m} p_j \alpha_j . \bar{R}_j$$

qui est une équation similaire à une constante près à l'équation (15).

Cependant, cette fois, les coefficients ne traduisent pas un degré d'héritabilité du capital humain d'une génération à l'autre, mais l'influence sociale réciproque des familles concernées. L'équation (15) n'est pas testable contrairement à l'équation (11) faute d'enquête permettant d'assigner à chaque famille une *valeur* à son environnement social différente d'un couple à l'autre. Aussi, l'argumentation proposée reste-t-elle une conjecture à vérifier empiriquement.

Bien entendu, cet argument est insuffisant pour prouver que l'élasticité-revenu est négative. En effet, pour cela, nous l'avons déjà écrit, il faut mettre en évidence une corrélation *positive* entre le revenu de la famille i et les revenus des familles qui exercent une influence sociale sur les choix du couple concerné i et une corrélation *négative* entre la taille de ces familles et le revenu du couple i. Comment mettre en évidence ces deux corrélations ? Les familles qui s'efforcent d'imposer leurs préférences par des sanctions ou des récompenses au couple concerné voient-elles leurs revenus varier dans le même sens que celui de la famille cible ?

L'augmentation de la taille des autres familles entraîne-t-elle une réduction du revenu de la famille i ?

Pour répondre à ces deux question, remarquons la chose suivante : l'équation (11) est une spécification de l'équation (15). Mais son interprétation est maintenant très différente de celle développée par Becker et Tomes. En effet, l'impact positif de la taille de la famille d'origine ne résulte pas du degré d'héritabilité du capital humain biologique et culturel mais traduit le coût pour les enfants d'imposer leurs goûts en matière de fécondité à leurs parents. De la même façon, l'impact négatif du revenu de la famille d'origine sur la fécondité du couple ne traduit plus le produit de l'héritabilité du capital humain et de l'élasticité-revenu mais le produit entre le coût pour les enfants d'imposer leurs goûts à leurs parents et leur capacité à affecter leurs revenus.

La corrélation négative entre le revenu des enfants et la taille de la famille d'origine et celle positive entre le revenu des parents et celui des enfants résulte dans l'approche Beckerienne du dilemme entre la qualité et la quantité d'enfants. Dans l'approche présentée, ces corrélations doivent résulter des efforts faits par chacun pour contrôler le comportement de l'autre. Malheureusement, on ne voit pas dans cette spécification de raisons pour lesquelles de telles corrélations s'observeraient. A fortiori, on s'attend encore moins à les observer lorsqu'il s'agit de famille tiers comme pour l'équation (15). Bien entendu, l'absence de corrélation n'ôte rien à l'interprétation avancée mais permet de la rejeter comme ne jouant pas un rôle fondamental dans l'explication de la fécondité comparée à l'autre interprétation proposée par Becker et Tomes.

Laquelle des deux interprétations de l'équation (11) faut-il retenir celle de l'héritabilité du capital humain des parents aux enfants ou celle du *contrôle* du comportement d'une génération pour une autre ?

Cette question reste sans réponse d'une part en absence de données nouvelles permettant de trancher entre ces deux versions de l'interaction sociale, et d'autre part en absence véritable d'une théorie du contrôle du comportement d'autrui dans le cadre de la famille [8].

CONCLUSION.

M. Blaug (1980) dans son petit livre sur la méthodologie de l'économie exprime sa vive insatisfaction de voir les économistes ne pas pratique la démarche scientifique qu'ils professent. La théorie économique de la fécondité peut être vue comme un contre exemple de cette vision pessimiste de la science économique.

Dans le présent essai, nous avons voulu d'une part convaincre le lecteur du caractère progressif du programme de recherche des économistes sur le thème de la fécondité et d'autre part mettre en garde les méthodologues qui jugent régréssif un programme de recherche sous prétexte que celui-ci adopte une défense classique de son "noyau dur", lorsqu'il est confronté à une anomalie qui les contredit, en révisant d'une manière suffisamment radicale telle ou telle hypothèse auxiliaire. En effet, cette révision peut être proposée intentionnellement pour sauver une théorie contre des faits qui la contredisent mais peut aussi avoir pour conséquence *non attendue* de rendre compte d'un grand nombre d'autres phénomènes transformant ainsi le programme de recherche, a priori régressif, en un programme progressif.

On peut analyser l'analyse économique de la fécondité de la façon simple suivante. Si les enfants sont des "biens" par opposition aux "maux", une hausse du revenu entraînera un plus grand nombre d'enfants par famille complète. C'est l'implication empirique prédite par l'économiste, si celui-ci utilise, pour analyser le phénomène de la fécondité, la théorie classique de la demande développée pour rendre compte des décisions d'achats des individus. Or, cette prédiction est contredite par les faits. Le nombre d'enfants par famille diminue avec la richesse des couples. Cette anomalie peut susciter trois réactions. L'une consiste à accepter le verdict des faits et à conclure avec la théorie classique de la demande à l'idée suivante : si les couples, lorsque la richesse s'élève, renoncent à avoir beaucoup d'enfants, les enfants sont des *biens inférieurs*. L'autre consiste, tout en acceptant les faits, à rejeter la théorie classique du consommateur. La dernière attitude est de refuser cette constatation empirique (les enfants sont des biens inférieurs) et de s'efforcer de comprendre pourquoi la théorie classique de la demande est contredite par les faits. C'est cette dernière voie qui a été finalement suivie par les économistes.

L'idée d'enfants "biens normaux" constitue l'hypothèse principale à tester. Mais pour nous permettre de dériver de cette hypothèse la conclusion : le nombre d'enfants croît avec le revenu, nous avons besoin d'un ensemble de suppositions auxiliaires. Si l'implication vérifiable de la théorie est contredite par les faits, cela nous apprend seulement que l'hypothèse elle-même ou l'une au moins des conditions auxiliaires doit être fausse. Aussi, avant de rejeter la théorie classique de la demande est-il prudent d'en vérifier le respect. Or, trois suppositions auxiliaires sont toujours faites dans la théorie traditionnelle de la demande :

1) les individus sont rationnels ;

2) la distribution des goûts est stable ;

3) les prix sont identiques d'un individu à l'autre et les revenus sont donnés, les prix et les revenus étant indépendants les uns des autres.

Les théories économiques de la fécondité se sont développées autour du non respect de ces trois hypothèses auxiliaires, ce qui a donné naissance à quatre pistes de recherche :

1) l'incohérence dans les choix et l'absence de contrôle des naissances ;
2) l'instabilité des préférences, la préférence pour les biens et l'interdépendance des préférences entre individus ;
3) l'interdépendance entre les prix et le revenu consécutivement à la hausse du coût d'opportunité du temps

et ou :

4) à l'interaction entre la qualité par enfant et le nombre d'enfants par famille.

Or, en explorant ces différentes pistes de recherche, il s'avère que la remise en cause d'une absence d'interdépendance des préférences entre la famille d'origine et la famille dont on étudie les comportements de fécondité, combinée avec l'arbitrage entre la qualité par enfant et le nombre d'enfants conduit à repenser la théorie économique de la fécondité. Celle-ci, si elle est étendue aux choix intertemporels permet d'expliquer les fluctuations de la fécondité d'une génération à l'autre, les succès scolaires et l'inégalité intergénérationnelle des revenus. C'est ce développement à de nouveaux phénomènes qui nous fait juger le programme de recherche des économistes sur la fécondité comme progressif.

L'analyse économique de la fécondité nous semble donc illustrer parfaitement la démarche scientifique habituelle avec ses erreurs, ses difficultés et ses réussites.

NOTES.

[1] Ecrivons la fonction d'utilité suivante :

(1) $u = (X-\bar{X})^{\alpha} (N-\bar{N})^{\beta}$

Le taux marginal de substitution dans les préférences s'écrit :

(2) $$-\frac{dX}{dN} = \frac{\beta}{\alpha} \cdot \frac{X-\bar{X}}{N-\bar{N}}$$

Posons :

(3) $\bar{X} = a + bR$ avec $a > b > 0$

Le taux marginal de substitution entre X et N diminue avec une hausse du revenu.

[2] La contrainte budgétaire s'écrit de la façon suivante :

(1) $(P_n Q)\, N + P_x . X = R$

différentions celle-ci en maintenant constant X et R :

(2) $P_n N\, dQ + P_n Q\, dN = 0$

dans le plan Q, N , la contrainte budgétaire est de pente négative :

$$\frac{dQ}{dN} = -\frac{Q}{N}$$

En revanche, elle n'est pas linéaire car $\frac{d^2Q}{dN^2}$ n'est pas nul. Non seulement cette contrainte n'est pas linéaire, mais en plus elle est *convexe* vis à vis de l'origine. Différentions $\frac{dQ}{dN}$ par rapport à N .

(3) $$\frac{d}{dN}\left(\frac{dQ}{dN}\right) = \frac{d^2Q}{dN^2} = \frac{\partial}{\partial N}\left\{\frac{dQ}{dN}\right\} + \frac{\partial}{\partial Q}\left\{\frac{dQ}{dN}\right\}\frac{dQ}{dN}$$

avec

(4) $$\frac{d^2Q}{dN^2} = \frac{Q}{N^2} - \frac{N}{N^2}\left(-\frac{Q}{N}\right) = \frac{2Q}{N^2} > 0$$

ou

(5) $$\frac{d^2Q}{dN^2} = -\frac{1}{N}\left\{2\frac{dQ}{dN}\right\} > 0 \quad \text{puisque} \quad \frac{dQ}{dN} < 0$$

[3] La quantité maximum consommée de biens X par le couple est R_o/P_x, $\hat{X} = \frac{R_o}{P_x}$. Si le revenu augmente cette quantité maximum s'élève $d\hat{X} = \frac{dR_o}{P_x}$. En revanche, dans le plan qualité-quantité d'enfants, il n'en va pas de même. En effet, la quantité maximum de qualité par enfant est obtenue en posant $\hat{\hat{Q}} = \frac{R_o}{P_n N}$ avec N = 1 enfant. Si le revenu augmente en maintenant constant le nombre d'enfants, la qualité maximum s'élève $dQ = \frac{dR_o}{P_n N}$. De la même façon, le nombre maximum d'enfants que l'on peut élever est $\hat{N} = \frac{R_o}{P_n Q}$. En maintenant constant la qualité par enfant, une hausse du revenu de dR_o permet d'obtenir : $d\hat{N} = \frac{dR_o}{P_n Q}$. Mais bien entendu, la qualité supplémentaire que l'on peut offrir par enfant, pour une hausse donnée dR_o du revenu décroît avec le nombre d'enfants.

De la même façon, le nombre d'enfants maximum que l'on peut éduquer, pour une hausse donnée du revenu dR_o, décroît avec la qualité exigée par enfant.

[4] Cette démarche peut présenter un défaut méthodologique majeur si l'une quelconque des hypothèses auxiliaires n'était pas testable. En effet, il serait aisé de sauver la théorie, même contredite par les faits, en remplaçant cette hypothèse par sa négation. La théorie se trouverait protégée puisqu'elle pourrait prédire un évènement et son contraire. C'est la position de ceux qui critiquent la théorie classique de la demande. L'argumentation a été développée de deux façons différentes : l'une dans un style très traditionnel par Blaug (1980), l'autre dans un style provocateur par Stigler et Becker (1977). Arrêtons-nous pour l'instant sur ce point.

Admettons que la "loi" de la demande se réfère à l'implication vérifiable suivante : lorsque le prix d'un bien augmente, les quantités demandées diminuent. Pour obtenir une telle proposition un ensemble de conditions auxiliaires sont supposées être respectées :

1) rationalité des individus (cohérence du choix ou transitivité) ;

2) stabilité de la distribution des goûts ;

3) Constance du revenu et des prix des autres biens ;

4) les biens sont normaux (élasticités-revenus positives).

Maintenant, si on observe le phénomène inverse : lorsque les prix monétaires s'élèvent, les quantités demandées augmentent. La théorie de la demande est contredite par les faits. Elle devrait donc être rejetée. Or, il est possible de la sauver en affirmant que la condition 4) n'est pas respectée. Les enfants seraient des biens inférieurs dont l'élasticité-revenu négative est suffisamment forte pour conduire au résultat observé : c'est *l'effet Giffen*. La théorie de la demande prédirait un évènement et son contraire. Aucun fait ne serait exclu par la théorie. C'est l'argumentation proposée par Blaug (1980). Présenté de cette façon, il est alors aisé de parler de programme de recherche régressif (Lakatos (1970)). Bien entendu, l'hypothèse auxiliaire d'élasticité-revenu positive doit être (et est) testée en observant les courbes d'Engel avant de vérifier la décroissance de la fonction de demande. Cependant, le test de cette hypothèse auxiliaire n'est pas direct comme pourrait l'être la vérification de la constance des prix ou du revenu. Il implique lui-même des conditions auxiliaires de :

1) rationalité des individus ;
2) stabilité de la distribution des goûts ;
3) constance des prix.

Si on pose ainsi la loi de la demande comme le fait Blaug (1980), une question vient immédiatement à l'esprit, lorsque l'on teste la décroissance de la courbe de la demande : quelle est l'hypothèse principale sous-jacente qui est confrontée aux faits ? L'erreur d'interprétation faite par Blaug (1980) vient de là. En réalité, l'hypothèse principale reste toujours les biens sont des "biens" et non des "maux" (Johnson (1958)). Mais de cette hypothèse, on déduit simultanément compte tenu des trois conditions auxiliaires citées plus haut *deux* implications vérifiables : (i) lorsque le revenu augmente, les quantités demandées augmentent ; (ii) lorsque les prix montent, les quantités demandées diminuent. Si les deux implications ne sont pas fausses, (resp. sont fausses) l'hypothèse principale est non réfutée (resp. réfutée). En revanche, si la deuxième implication est fausse, la première étant confirmée ou vice et versa il est vraisemblable qu'il existe un problème sérieux au niveau des conditions auxiliaires. La faute qui est souvent commise par beaucoup de critiques de la théorie de la demande est de prendre une hypothèse principale pour une condition auxiliaire ou vice et versa.

L'autre façon de critiquer cette théorie est de s'attaquer à la condition auxiliaire des goûts stables. En effet, si la théorie est fausse, il est toujours possible de sauver la théorie en supposant un déplacement des goûts sans offrir d'explications des raisons pour lesquelles on observerait un tel déplacement. Pour s'interdire de telles pratiques, Stigler et Becker (1977) proposent de faire l'hypothèse d'identité des goûts entre les individus. Si tous les couples partagent les mêmes préférences, les différences de comportement devront être nécessairement expliquées par une hypothèse autre que les variations de goûts ! En posant une distribution normale des goûts, nous adoptons le même principe heuristique : éviter les explications had hoc par une modification des préférences (poser une distribution normale des goûts et non pas leur identité a l'avantage de conduire à des prédictions supplémentaires résultant de l'autosélection des comportements individuels qui accroissent la réfutabilité de la théorie).

[5] Supposons pour simplifier que les goûts du couple i sont influencés par ceux des couples j et k leurs voisins de palier et réciproquement. Nous avons :

$$(1) \quad u_i = \rho_j u_j + \rho_k u_k + v_i$$

$$(2) \quad u_j = \rho_i u_i + \rho_k u_k + v_j$$

$$(3) \quad u_k = \rho_i u_i + \rho_j u_j + v_k$$

Ecrivons ce système d'équations sous forme matricielle :

$$\begin{bmatrix} u_i \\ u_j \\ u_x \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & -\rho_j & -\rho_k \\ -\rho_i & 1 & -\rho_k \\ -\rho_i & -\rho_j & 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} v_i \\ v_j \\ v_k \end{bmatrix}$$

et obtenons par la méthode de Cramer la solution de v_i ou u_j en fonction des v_i ou v_j on obtient :

$$u_i = \frac{v_i - v_i\rho_j\rho_k + v_j\rho_j + v_j\rho_j\rho_k + v_k\rho_j\rho_k + v_k\rho_k}{1 - \rho_j\rho_k - \rho_i\rho_j - \rho_i\rho_k - 2\rho_j\rho_k\rho_i}$$

$$E(u_i) = \Big\{ E(v_i) - E(v_i)\rho_j\rho_k + E(v_j)\,\rho_j + E(v_j)\rho_j\,\rho_k + E(v_k)\rho_j\rho_k + E(v_k)\rho_k \Big\} \,/\, (1 - \rho_j\rho_k - \rho_i\rho_j - \rho_i\rho_k - 2\,\rho_j\rho_k\rho_i)$$

or $E(v_i) = E(v_j) = E(v_k) = 0$

donc $E(U_i = 0$

La variance de u_i s'écrit :

$$V(\ _i) = V(v_i) + (\rho_i\rho_k)^2\, V(v_i) + \rho_j^{\,2} V(v_j) + V(v_j)\ (\rho_j\rho_k)^2 + V(v_k)\ (\rho_j\rho_k)^2 + V(v_k)\ \rho_k^2 \,/\, (1 - \rho_j\rho_k - \rho_i\rho_j - \rho_i\rho_k - 2\,\rho_j\rho_k\rho_i)^2$$

Comme $V(v_i)$, $V(v_j)$, $V(v_k)$ sont des constantes $V(v_i)$ est

En revanche,

$$E(u_i.u_j) = E\left[\left\{ \frac{v_i(1 - \rho_j\rho_k) + v_j\rho_j(1 + \rho_k) + v_k\ _k(1 + \rho_j)}{(1 - \rho_j\rho_k - \rho_i\rho_j - \rho_i\rho_k - 1\ \rho_j\rho_k\rho_i)} \right\} \times \left\{ \frac{v_i(1 - \rho_i\rho_k) + v_i\rho_i(1 + \rho_k) + v_k\ _k(1 + \rho_i)}{(1 - \rho_j\rho_k - \rho_i\rho_j - \rho_i\rho_k - 2\rho_j\rho_k\rho_i)} \right\} \right]$$

$$\begin{aligned} E(u_i.u_j) = E\Big[& v_iv_j(1-\rho_i\rho_k)\ (1-\rho_j\rho_k) + v_i^{\,2}\ \rho_i(1+\rho_k)\ (1-\rho_j\rho_k) \\ & + v_iv_k(1-\rho_j\rho_k)\ \rho_k\ (1+\rho_i) + v_j^{\,2}(1-\rho_i\rho_k)\ \rho_j(1+\rho_k) \\ & + v_jv_i\rho_i\rho_j(1+\rho_k)^2 \neq v_j\rho_k\rho_j\rho_k(1+\rho_k)\ (1+\rho_i) \\ & + v_kv_j(1-\rho_i\rho_k)\ \rho_k(1+\rho_j) + v_kv_i\,\rho_i\rho_k(1+\rho_j)\ (1+\rho_k) \\ & + (v_k)^2\ \rho_k^{\,2}\ (1+\rho_i)\ (1+\rho_j)\Big] \,/\, (1-\rho_j\rho_k-\rho_i\rho_j-\rho_i\rho_k-2\rho_j\rho_k\rho_i)^2 \end{aligned}$$

Sachant que $E(v_iv_j) = E(v_jv_i) = E(v_kv_j) = E(v_jv_k) = E(v_kv_i) = 0$

$$E(u_iu_j = \frac{E(v_j^{\,2})\ (1-\rho_i\rho_k)\ \rho_j(1+\rho_k) + E(v_k^2)\ \rho_k^2(1+\rho_i)\ (1+\rho_j)}{(1-\rho_j\rho_k - \rho_i\rho_j - \rho_i\rho_k - 2\rho_j\rho_k\rho_i)^2}$$

où $E(v_j^2)$ et $E(v_k^2)$ sont respectivement égaux à σ_{vj}^2 et σ_{vk}^2 et sont les constantes, donc $E(u_iu_j) \neq 0$

[6] Posons $q = e + Q$. e est la contribution à la qualité par enfant de la chance de l'inné ou de l'environnement. Q est la contribution des parents à la qualité par enfant. L'élasticité-qualité revenu "vraie" η_q est la somme pondérée des deux élasticités-revenu η_e et η_Q

(1) $$\eta_q \equiv \frac{e}{q}\,\eta_e + \frac{Q}{q}\,\eta_Q$$

Si l'environnement n'est pas affecté par le revenu du couple, $\eta_e = 0$, nous avons :

(2) $$\eta_q = \frac{Q}{q}\,\eta_Q$$

S'il existe une contribution à la qualité par enfant qui a une origine indépendante des efforts faits par les parents $Q < q$. On peut donc l'écrire :

(3) $$\eta_q > \eta_Q$$

[7] L'élasticité de substitution entre Q, N et X dans la fonction d'utilité est la moyenne pondérée des élasticités de substitution partielles :

$$\sigma_{nQ}(1-k_x) + k_x\,\sigma_x = \sigma \quad \text{où } k_x = P_x X/k$$

or σ doit être inférieur à l'unité pour obtenir un optimum qui ne soit pas en coin. Nous avons :

$$\sigma_{N_q} < \frac{1 - k_x\,\sigma_x}{1 - k_x}$$

$\sigma_{\eta Q}$ est l'élasticité de substitution entre la qualité par enfant et le nombre d'enfants, σ_x est l'élasticité de substitution entre x et N et x et Q . k_x est la part des biens et services dans le revenu si les biens et services sont très substituables aux enfants $\sigma_x > 1$, alors $\sigma_{N_Q} < 1$
La qualité par enfant et le nombre d'enfants ne peuvent pas être très substituables si les autres biens et services sont de bons substituts aux enfants !

[8] La théorie économique du crime développée par Becker est une théorie générale du contrôle du comportement d'autrui qui peut être appliquée à d'autres domaines que celui de la criminalité. Nous l'avons fait nous-même à propos du contrôle de la force de travail dans les établissements d'enseignement supérieur (voir B. Lemennicier, 1980) et celle-ci peut être adaptée à la famille (voir B. Lemennicier, 1982) pour comprendre certains phénomènes ayant trait à la législation sur le divorce. Cependant, elle n'a encore pas été utilisée pour comprendre l'évolution des normes sociales.

BIBLIOGRAPHIE.

Bagozzi, R.P., Frances Van Loo, M. 1978, "Fertility as Consumption : Theories from the Behavioral Sciences", *Journal of Consumer Research,* (mars).

Becker, G.S. 1960, "An Economic Analysis of Fertility" in *Demographic and Economic Change in Developed Countries,* Universities - National Bureau of Economic Research, Princeton : Princeton University Press.

———————— **1974,** "A Theory of Social Interactions", *Journal of Political Economy,* (novembre-décembre).

———————— **1981,** *A Treatise on the Family,* Cambridge : Harvard University Press.

Becker, G.S. et Lewis, G. 1973, "On the Interaction between the Quantity and Quality of Children", *Journal of Political Economy* (mars-avril).

Becker, G.S. et Tomes, N. 1976, "Child Endowments and the Quantity and Quality of Children", *Journal of Political Economy* (août).

———————————————— **1979,** "An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility", *Journal of Political Economy* (décembre).

Ben Porath, Y. 1974, "Réflexions sur la microéconomie de la fécondité", *Revue Internationale des Sciences Sociales.*

Bentham, J. 1963, *An Introduction to the Principles of Morals and Legislation,* New-York : Haffner.

Blaug, M. 1980, *The Methodology of Economics,* Cambridge : Cambridge University Press.

Collomb, P. 1976, "De quelques facteurs structurels de la baisse de la fécondité française", *Population* (novembre-décembre).

De Tray, D. 1973, "Child and the Demand for Children", *Journal of Political Economy,* (mars-avril).

Deville, J.C. 1977, "Activité féminine et fécondité", *Economie et Statistique,* (octobre).

Duesenberry, J.S. 1962, *Income, Saving and the Theory of Consumer Behavior,* Cambridge : Harvard University Press.

Easterlin, R.A. 1973, "Relative Economic Status and the American Fertility Swing", in *Family Economic Behavior* Sheldon, E.B. (ed.), Philadelphia : J.B. Lippincott Co.

Ferber, M.A. et Birnbaum, B.G. 1977, "The "New Home Economics" : Retrospects and Prospects", *Journal of Consumer Research* (juin).

Fouquet, A. 1973, "Modèles de projection de la demande des ménages", *Collection INSEE, Série M, n° 22,* (mars).

Gould, J.R. 1981, "On the Interpretation of Inferior Goods and Factors", *Economica* (novembre).

Griliches, Z. 1974, A Comment on : "Household and Economy : Toward a New Theory of Population and Economic Growth" of M. Nerlove, *Journal of Political Economy* (mars-avril).

Hicks, J. 1956, *Value and Capital,* Oxford Clarendon Press.

Hockman, H.M. et Rodgers, J.D. 1969, "Pareto Optimal Redistribution", *American Economic Review* (septembre).

Johnson, H.G. 1958, "Demand Theory Further Revised or Goods are Goods", *Economica* (mai).

Keeley, M.C. 1975 "A Comment on an Interpretation of the Economic Theory of Fertility", *Journal of Economic Literature* (juin).

Lakatos, I. 1970, "Falsification and the Methodology of Scientific Research Programmes" in *Criticisms and the Growth of Knowledge,* Lakatos, I et Musgrave, A. (eds), London : Cambridge University Press.

Lapierre-Adamcyk, E. 1978, "Activité féminine et fécondité : une enquête au Québec (1971)", *Population* (mai-juin).

Lemennicier, B. 1980, "La spécialisation des rôles conjugaux, les gains du mariage et la perspective du divorce", *Consommation,* n° 1.

——————— **1980,** On X-Inefficiency, Control and Performance in the French Higher Education Institutions, Communication au Séminaire Franco-Indien, Madras, Décembre).

——————— **1982,** "La loi sur le divorce : le point de vue de l'économiste", *(en cours de rédaction).*

Lévy-Garboua, L. 1978, "Perception and the Formation of Choice", in *Sociological Economics,* Lévy-Garboua, L. (ed.), Londres : Sage Pub.

Leibenstein, H. 1957, *Economic Backwardness and Economic Growth,* New-York : wiley.

——————— **1974,** "An Interpretation of the Economic Theory of Fertility : Promising Path or Blind Alley ?" *Journal of Economic Literature* (juin).

Leridon, H. 1978, "Fécondité et structures démographiques : une hypothèse sur l'évolution de la fécondité depuis 1940", *Population* mars-avril).

Lipsey, R.G. et Rosenbluth, G. 1971, "A Contribution to the New Theory of Demand : A Rehabilitation of the Giffen Good", *The Canadian Journal of Economics* (mai).

Maris, B. 1979, "Famille, fécondité et choix microéconomiques de fécondité", *Consommation* (juillet-décembre).

Marshall, A. 1922, *Principles of Economics,* 8th ed., New-York, London : Macmillan.

Meidinger, G. 1981, "La Théorie économique de la famille : une critique méthodologique", *Consommation* n° 3.

Michael, R.T. 1973, "Education and the Derived Demand for Children", *Journal of Political Economy* (mars-avril).

———————— **1982,** "Measuring Non-monetary Benefits of Education : A Survey, in *Financing Education*, Mc Mahon, W. and Geske, T.G. (eds), Chicago : University of Illinois Press.

Mincer, J. 1963, "Market Prices, Opportunity Costs, and Income Effects", in *Measurement in Economics,* Stanford : Stanford University Press.

Namboodiri, N.K. 1979, "Comments on Fertility as Consumption : Theories from the Behavioral Sciences", *Journal of Consumer Research,* (mars).

Pareto, W. 1916, *Traité de Sociologie,* Genève : Droz.

Schwartz, R.A. 1970, "Personal Philantropic Contributions", *Journal of Political Economy* (novembre-décembre).

Stigler, G. et Becker, G.S. 1977, "De Gustibus non Est Disputandum", *American Economic Review* (mars).

Tomes, N. 1981, "The Family, Inheritance and the Intergenerational Transmission of Inequality", *Journal of Political Economy* (octobre).

———————— **1981,** "A Model of Fertility and Children's Schooling" *Economic Inquiry* (avril).

Willis, R. 1973, "A New Approach to the Economic Theory of Fertility", *Journal of Political Economy* (mars-avril).

Co
R5

F

Nu
21