



EPARGNE ET INÉGALITÉ DES REVENUS

RAPPORT POUR LE COMMISSARIAT GÉNÉRAL DU PLAN

Sou1975-2139

Épargne et inégalités des revenus /
A. Babeau, M. Fanton, J. Le Moigne et
D. Strauss-Kahn. (Novembre 1975).



x

CENTRE DE RECHERCHE ECONOMIQUE SUR L'EPARGNE (C.R.E.P.)

E.R.A. N° 86 DU C.N.R.S.

UNIVERSITÉ DE PARIS-X - 2, RUE DE ROUEN 92001 NANTERRE

EPARGNE ET INEGALITE DES REVENUS



ETUDE RÉALISÉE PAR : A. BABEAU
M. FANTON
J. LE MOIGNE
D. STRAUSS-KAHN

AVEC LA COLLABORATION D' A. MASSON

NOVEMBRE 1975

R³ 36

INTRODUCTION GENERALE

Ce rapport comprend deux parties nettement distinctes :

La première, qui a été rédigée pour l'essentiel en février-mars 1975, constitue une réflexion préliminaire concernant l'influence de la réduction des inégalités de revenus sur le taux d'épargne moyen des ménages. Cette réflexion est nourrie des études et articles publiés antérieurement sur le même sujet dans des revues étrangères depuis près de 40 ans. Dans l'ensemble, ces articles, qui sont d'ailleurs assez rares, concluent à une baisse du taux d'épargne à la suite d'une réduction des inégalités : au moment de la grande dépression des années 30, on s'est d'ailleurs demandé si une réduction des inégalités n'était pas un bon moyen de relancer l'activité par augmentation de la consommation. Quelques études, purement théoriques, envisagent cependant certains cas particuliers où la réduction des inégalités pourrait conduire à une augmentation du taux d'épargne. Mais au total, ce qui caractérise ces recherches des trois ou quatre dernières décennies, c'est leur caractère doublement abstraits : d'une part, seul le sens de la relation entre inégalités et taux d'épargne est envisagé (l'intensité de l'influence ne fait pas en effet l'objet de mesures précises) ; d'autre part l'épargne des ménages n'est pas ventilée suivant ses emplois (investissement des ménages, épargne financière, etc...)

C'est pour tenter de combler ces deux lacunes qu'on a mis au point le modèle de simulation utilisé dans la seconde partie. On préfère parler de simulation plutôt que de projection : il s'agit en effet d'un modèle alimenté par les

données (distribution des revenus, taux d'épargne...) de la période 1968-1972 au cours de laquelle on a "simulé" une réduction de la dispersion des revenus pour mettre en évidence son impact sur le taux d'épargne moyen. On a d'autre part envisagé, pour se rapprocher de la situation 1976-1980, des hypothèses où, en plus de la réduction des inégalités, on assisterait à une croissance plus lente de la FBCF des ménages. Les enseignements de l'ensemble de cette simulation sont résumés à la fin de la deuxième partie de ce rapport. Bien que le modèle soit étalonné sur des années passées, les ordres de grandeur qu'il livre nous paraissent grosso modo transposables à l'avenir : c'est que les situations (distribution des revenus...) ou les comportements (taux d'épargne selon les classes de revenus par exemple) que les statistiques utilisées reflètent, ne sont guère susceptibles d'une évolution brutale tant que l'on raisonne à l'intérieur d'un type de société donné.

S O M M A I R E

INTRODUCTION GENERALE	1
<u>1ère Partie : UNE REFLEXION PRELIMINAIRE SUR LES EFFETS D'UNE REDUCTION DES INEGALITES.</u>	1
1. Les théories concluent plutôt à une baisse du taux d'épargne en cas de réduction des inégalités.	3
1,1 Keynes et la théorie du revenu absolu.	3
1,2 Duesenberry et la théorie du revenu relatif.	4
1,3 Friedman et la théorie du revenu permanent	6
1,4 La position de Blinder	6
1,5 La défense du rythme d'augmentation de la consommation.	8
2. D'autres facteurs que le revenu affectent le taux d'épargne	11
2,1 Montant du revenu.	11
2,2 Nature du revenu	12
2,3 Catégories socio-professionnelles.	12
2,4 Statut d'occupation du logement.	14
2,5 Autres facteurs.	15
3. La concentration de l'épargne et de ses composantes précise les éventuelles menaces que pourrait faire peser sur elle une réduction des inégalités.	17
3,1 Concentration de l'épargne en fonction du revenu	17
3,2 Concentration des composantes de l'épargne.	17
4. Les études empiriques semblent montrer qu'une réduction raisonnable des inégalités ne conduit pas à un effondrement du taux d'épargne.	23
4,1 Allemagne 1937	23
4,2 Etats-Unis 1941.	24
4,3 France	25

5 . En cas de réduction volontaire des inégalités, il conviendrait de faire jouer des facteurs compensateurs d'un possible effet dépressif sur l'épargne.	26
5.1 La croissance du revenu moyen.	26
5.2 La poursuite de la diffusion de la propriété	27
Bibliographie	29
<u>2ème Partie : UN MODELE SIMPLE DE SIMULATION DES EFFETS D'UNE REDUCTION DES INE-</u>	
<u>GALITES</u>	31
Introduction.	32
1 . L'inégalité des revenus	35
1.1 Différentes mesures de l'inégalité	36
1.2 Une courbe des revenus simulée : effet de variations de l'écart-type et de la moyenne sur les mesures de l'inégalité	38
1.3 Une comparaison internationale succincte des niveaux d'inégalités des revenus.	41
1.4 Transferts entre classes de revenus et mesures de l'inégalité.	43
2 . Présentation générale du modèle	48
2.1 Problématique.	48
2.2 Les composantes de l'épargne	50
2.2.1 Essai de définition	50
2.2.2 Etude des taux d'épargne sur la période 1959-1974	54
2.3 Le modèle.	59
2.3.1 Les remboursements d'emprunts	59
2.3.2 L'apport personnel pour la FBCF	62
2.3.3 L'épargne financière.	62
2.3.4 La formulation du modèle de simulation.	66
3 . Effet d'une réduction de l'inégalité des revenus sur le taux d'épargne.	72
3.1 Les situations de référence.	72
3.2 Quatre hypothèses de réduction de l'inégalité des revenus.	76
3.3 Le taux d'épargne baisse légèrement.	83
3.4 Conclusion	88

. Deux hypothèses alternatives concernant l'évolution des revenus et le schéma accession - endettement.	94
Croissance réduite de l'accession à la propriété et de l'endettement et niveau du taux d'épargne	94
L'élasticité de l'épargne face à une réduction de l'inégalité.	98
Evolution de la structure de l'épargne	101
<u>CONCLUSION : RESUME DES PRINCIPAUX RESULTATS.</u>	104

ANNEXES

Annexe A : Les comptes des ménages 1959-1974	111
Annexe B : Définition et calcul de β : part de l'apport personnel dans l'achat d'un logement, et de γ : part des emprunts pour la FBCF dans les emprunts immobiliers.	113
Annexe C : Liaison entre les remboursements d'emprunts (V) et les montants empruntés (M)	120
Annexe D : Taux de croissance des emprunts et de la FBCF	130
Annexe E : Les données de base du modèle, Les disparités par classe de revenu en 1967	135
Annexe F : Les résultats par classe de revenu.	140

PREMIERE PARTIE

UNE REFLEXION PRELIMINAIRE SUR LES EFFETS

D'UNE REDUCTION DES INEGALITES

INTRODUCTION

La relation entre épargne et distribution des revenus n'a guère été étudiée jusqu'ici que dans la perspective de la "révolution keynésienne", ce qui explique la date ancienne de plusieurs travaux auxquels il sera fait référence dans ce "survey". Autres temps, autres précautions : la problématique post-keynésienne en ce qui concerne la relation épargne-égalité était tout à fait différente de la problématique qui nous occupe ici ; il s'agissait alors de savoir si une réduction des inégalités de revenu était de nature à accélérer suffisamment la consommation pour faire sortir l'économie du sous-emploi. Il serait un peu rapide de conclure que les deux problématiques se caractérisent par une opposition de moyens mais par une identité de buts : en effet, l'objectif keynésien avait trait, rappelons-le, à un équilibre de court terme et non à une visée de croissance à moyen et long termes. On peut cependant poser à cette occasion la question du rôle de la progression de la consommation comme soutien dynamique de la croissance. Toutefois si les années 30 étaient celles de la Grande Crise, la décennie 1970-1980 pourrait bien rester dans l'histoire comme celle de la Grande Inflation : rien d'étonnant dans ces conditions à ce que les projecteurs soient braqués sur l'évolution de l'épargne, sa consistance, son adéquation au financement de l'investissement.

Ce qui frappe dans cette réflexion sur les travaux antérieurs concernant la relation de l'épargne (ou de la consommation) avec la réduction (ou l'accentuation) de l'inégalité dans la distribution des revenus, c'est d'abord la relative rareté des dits travaux : à notre connaissance, moins d'une dizaine de contributions en France ou à l'étranger en plus de trente années. C'est ensuite le caractère exclusivement théorique de certaines d'entre elles. C'est enfin la nature assez contradictoire des conclusions obtenues, qu'elles le soient par raisonnement presque uniquement déductif, ou à l'aide de tests empiriques.

1 - LES THÉORIES CONCLUENT PLUTÔT À UNE BAISSÉ DU TAUX D'ÉPARGNE EN CAS DE RÉDUCTION DES INÉGALITÉS

Si l'on reste dans des limites plausibles de réduction des inégalités, c'est, plus que la propension moyenne (PME), la propension marginale à épargner (pme) dans les différentes classes de revenus qui constitue la variable centrale. Un montant est prélevé dans une classe élevée de revenu, il est redistribué à des titulaires de revenus modestes : la variation d'épargne dépend uniquement de l'écart entre les deux propensions marginales.

1.1 KEYNES ET LA THÉORIE DU REVENU ABSOLU

KEYNES paraît admettre, l'un des premiers, qu'une distribution plus égalitaire des revenus doit réduire le taux d'épargne des ménages, mais cela ne ressort pas avec évidence de sa fonction d'épargne où la PME doit effectivement être croissante mais où il suffit que la pme soit inférieure à 1. En effet, au niveau de l'individu, une relation du type :

$$/1/ \quad E = a Y + b$$

où E est l'épargne et Y le revenu disponible, avec $0 < a < 1$ et $b < 0$,

satisfaisant à ces exigences et est pourtant compatible avec un taux d'épargne moyen tout à fait indépendant de la distribution des revenus puisque la pme a est elle-même indépendante du revenu. Cependant si l'on retient d'autres spécifications de la fonction d'épargne et, par exemple, la relation quadratique :

$$/2/ \quad E = a Y^2 + b Y + c$$

la pme devient elle-même croissante en fonction du revenu et il est clair qu'un transfert en faveur des revenus modestes, qui ne modifie pas le revenu moyen, diminue l'épargne globale et donc le taux d'épargne moyen. On peut cependant observer que sur une telle relation la pme est le plus souvent supérieure à la PME au même point et que l'éventail des PME sur un intervalle de revenus donné est, dans les cas usuels,

sensiblement plus ouvert que celui des pme (1). Cette remarque est donc importante : on a en effet trop tendance à prendre en considération, dans les problèmes de redistribution, les propensions moyennes souvent mieux connues que les propensions marginales.

1.2 DUESENBERY ET LA THEORIE DU REVENU RELATIF

On pourrait croire que la théorie du revenu relatif de J. DUESENBERY conclut à un taux d'épargne indépendant de la distribution. Le taux d'épargne des ménages ne dépend en effet dans cette théorie que de la place qu'occupent les ménages dans la distribution des revenus. Or si l'on réduit uniformément d'un même pourcentage l'écart de tous les revenus par rapport à la moyenne, leur place dans les différents percentiles de la distribution n'en est pas modifiée et, selon la théorie, il devrait en être de même des propensions à épargner. Même si celles-ci sont croissantes du décile le plus bas vers le décile le plus élevé, on est donc tenté de conclure hâtivement que le taux d'épargne moyen n'est pas modifié. En fait, il l'est parce que les propensions les plus élevées portent maintenant sur des revenus plus faibles et les propensions les plus faibles sur des revenus plus forts qu'auparavant. La réduction d'épargne est fonction là encore de l'ampleur de la réduction d'inégalité et de l'écart entre les propensions à épargner. Elle pourrait être encore accentuée par le jeu de l'effet de "cliquet" par lequel les hauts revenus tenteraient de maintenir intégralement leur niveau de consommation antérieur.

En fait ce schéma est parfaitement théorique : il ne peut pas être rencontré dans la réalité dans la mesure où au niveau macroéconomique, on ne peut envisager une baisse de tous les revenus supérieurs à la moyenne compensée par une hausse de tous les autres revenus. Le schéma fondé sur l'effet-cliquet ne vaut qu'au niveau microéconomique pour expliquer le comportement de consommation de quelques individus dont le revenu a baissé.

(1) Sur une relation du type $E = -100 + 0,10 Y + 0,001 Y^2$ et dans l'intervalle $Y = 100$ à $Y = 400$, la PME varie de $-0,8$ à $+0,25$; la pme de $0,3$ à $0,9$.

Par contre dans un article ultérieur (1949) DUESENBERY a apporté un élément d'explication de la constatation empirique que la réduction d'inégalité tendrait à accroître l'épargne : la théorie du revenu relatif s'appuie sur l'idée que la satisfaction procurée par une consommation dépend non pas de son montant absolu C_i , mais de ce qu'elle représente par rapport à la moyenne pondérée des autres consommations $\frac{C_i}{\sum_{j \neq i} \alpha_j C_j}$. Les pondérations α_j reflètent l'"attirance" qu'exerce sur un individu le comportement de dépense des individus qui l'entourent. A l'aide d'un exemple simple, JOHNSON (1951) montre que le résultat d'une réduction d'inégalité est fonction du système de pondération utilisé. Soient trois individus A, B et C de revenus 50, 100 et 150. Après redistribution des revenus, ceux-ci sont 75, 200 et 125. Si B consomme en imitant fortement les individus les plus riches (comportement dit "keeping up with the Joneses"), il se comportera en fonction du système de pondération $(\frac{1}{4}, \frac{3}{4})$ par exemple; alors la satisfaction sous l'effet de la redistribution croît de $\frac{4}{5}$ à $\frac{8}{9}$. Pour rester à un niveau constant de satisfaction, B va donc réduire sa consommation. Par contre si B cherche avant tout à surclasser les individus les moins riches (comportement dit "keeping ahead with the Smiths"), son comportement sera fonction de ceux de A pour $\frac{3}{4}$ et de C pour $\frac{1}{4}$. Dans ce cas, la satisfaction va baisser de $\frac{4}{3}$ à $\frac{6}{7}$. Pour rester à satisfaction constante, B tendra donc à accroître sa consommation.

Ainsi pour expliquer l'évolution imprévue de la consommation en fonction de l'inégalité dans le cas de l'économie U.S., DUESENBERY propose l'argument que l'égalisation des revenus réduirait le nombre de contacts que les individus peuvent avoir avec des individus de revenu supérieur au leur. Selon JOHNSON ce schéma serait valide uniquement pour les Etats-Unis où l'effet d'entraînement des classes aisées sur la consommation est très fort. Dans le cas Européen, ce serait, selon lui, l'explication inverse qui prévaudrait... C'était en 1951. Mais l'Europe de 1975 n'est-elle pas proche à plus d'un égard du schéma de consommation des Etats-Unis ?

1.3 FRIEDMAN ET LA THEORIE DU REVENU PERMANENT

La théorie du revenu permanent de Milton FRIEDMAN postule qu'il y a proportionnalité selon un facteur k entre l'épargne normale E_p et le revenu normal Y_p . Certes k varie en fonction de l'âge du titulaire, du taux d'intérêt et du patrimoine (non humain), mais il est supposé indépendant du revenu normal. Dans une telle théorie, le montant du revenu normal n'a donc pas d'influence sur le taux d'épargne ; PME et pme sont alors confondues puisque l'on pose simplement :

$$/3/ \quad E_p = k Y_p$$

Toutes les pme sont donc égales et un transfert d'une somme donnée des hauts vers les bas revenus est sans effet sur l'épargne globale si les sommes redistribuées sont immédiatement intégrées dans le revenu normal. Rappelons que cette théorie a été élaborée pour réconcilier les résultats obtenus sur données agrégées (aux Etats Unis, constance du taux moyen d'épargne en longue période malgré la hausse des revenus moyens) et sur données d'enquêtes (les coupes instantanées font apparaître une croissance des taux d'épargne avec le revenu). Mais le revenu normal ne correspond pas au revenu observé et le concept est donc d'un usage difficile.

Au total, construite en réaction contre la théorie keynésienne qui fait intervenir le montant absolu du revenu observé, la théorie du revenu permanent est allée trop loin : il paraît très difficile d'admettre l'indépendance du taux d'épargne par rapport au revenu et donc celle de l'épargne globale par rapport à la distribution des revenus.

1.4 LA POSITION DE BLINDER

BLINDER [11] prolonge l'analyse de FRIEDMAN réalisée en termes d'épargne par rapport au revenu permanent. Il montre quel est l'effet de la prise en compte des héritages dans le revenu permanent sur l'évolution de l'épargne lors d'une réduction d'inégalité.

Le revenu permanent de chaque individu en effet, outre l'ensemble des revenus futurs actualisés, doit inclure les héritages qu'il envisage de verser à des tiers. La fonction de satisfaction à maximiser le conduit donc à arbitrer entre une préférence pour la consommation au cours du cycle de vie, ou une préférence pour le legs d'un héritage à sa mort.

(1)

Le premier résultat établi par BLINDER est que l'élasticité de la satisfaction marginale procurée par les legs doit être inférieure à celle liée à la consommation pour que l'héritage soit un bien de luxe par rapport à la consommation. Il s'agit bien là, selon l'auteur, du cas le plus vraisemblable rencontré dans la réalité. En d'autres termes, on peut dire que l'utilité marginale liée à l'"affectation" d'une unité supplémentaire de ressource à un héritage futur variera proportionnellement moins que celle liée à l'affectation d'une unité supplémentaire de revenu à la consommation.

Dans un second temps, BLINDER envisage un schéma de modification de l'inégalité à moyenne constante. Une réduction d'inégalité s'opèrera par un transfert de revenus des ménages riches vers les ménages de revenu inférieur à la moyenne. Une inégalité moins forte n'amènera une baisse de l'épargne que dans le cas où l'héritage est le bien de luxe. Il s'agit là du cas supposé normal. BLINDER n'écarte toutefois pas la possibilité d'une hausse de l'épargne dans le cas où la désirabilité relative de la consommation serait à la marge plus faible que celle de l'héritage ; il précise en effet les différentes contraintes nécessaires pour que sa démonstration soit valide: Les ménages entre lesquels s'opèreraient les transferts devraient avoir tous un comportement identique : ils ne seraient différenciés que par le seul niveau de leur revenu. En outre le schéma des transferts devrait s'opérer entre deux sous-populations distribuées identiquement selon l'âge. En résumé déclare l'auteur "la proposition (que nous venons de présenter) ne donne aucune base pour prévoir l'impact que pourront avoir sur la consommation globale les redistributions rencontrées dans la réalité".

BLINDER propose ensuite différentes tentatives de vérifications empiriques de l'incidence de la variation de l'inégalité sur le niveau de l'épargne. Dans l'ensemble elles sont critiquables en raison de la difficulté de défi-

(1) Il s'agit d'une élasticité par rapport au revenu.

niton du revenu permanent et des diverses possibilités de prise en compte de la distribution des revenus. Néanmoins toutes celles qui donnent un résultat significatif donnent un résultat inverse de celui attendu : une baisse d'inégalité conduit à la même période (ou un an plus tard) à une hausse de l'épargne.

1.5 LA DEFENSE DU RYTHME D'AUGMENTATION DE LA CONSOMMATION

Des travaux plus récents font intervenir non plus (ou pas uniquement) le niveau du revenu mais (aussi) son taux de croissance ([7]). Ainsi, à partir de régressions en coupes instantanées, pour deux périodes différentes et une vingtaine de pays de l'O.C.D.E., on obtient les résultats suivants :

$$1950 - 1968 \quad s = 0,0183 + 1,697 g \quad r^2 = 0,619$$

$$(0,0192) \quad (0,361)$$

$$1960 - 1971 \quad s = 0,0360 + 1,512 g \quad r^2 = 0,409$$

$$(0,0230) \quad (0,429)$$

où s est le taux d'épargne par rapport au revenu disponible et g le taux de croissance de ce même revenu (les écarts-types des coefficients ont été mis entre parenthèses).

Pour la France, sur données agrégées en séries chronologiques, D. VALLET (9) obtient, dans la même ligne de réflexion, la relation :

$$1945 - 1973 \quad \log E = 1,79 \log Y - 1,33 \log P + 2,22 \log g - 3,08$$

$$R^2 = 0,99$$

où E est l'épargne brute (moins le F.F.C.E.I.) en francs courants par tête ;

Y le revenu réel disponible (moins le F.F.C.E.I.) en francs courants par tête ;

P l'indice de prix à la consommation ;

g la variation relative du revenu réel des ménages par tête d'une année sur l'autre.

La bonne qualité de la relation donne à penser qu'à côté du revenu, le taux de croissance de celui-ci joue un rôle non négligeable dans la détermination de l'épargne. Les taux d'épargne seraient alors d'autant plus élevés que la croissance du revenu est forte et vice versa. Ce que les ménages défendraient à présent, c'est non pas comme le disait DUESENBERRY (effet de "cliquet") le niveau absolu de leur consommation, mais le taux de croissance réel de cette consommation. Cependant, dans la mesure où cette variation du taux d'épargne paraît liée à un processus d'ajustement de la consommation au revenu, on peut se demander si la relation appartient bien au long terme ou n'est pas seulement caractéristique de certaines phases cycliques.

Si ce rôle du taux de croissance du revenu était confirmé au niveau des individus, cela signifierait qu'on devrait s'attendre à une nette baisse du taux d'épargne à la suite d'un ralentissement de la croissance des revenus les plus élevés, cependant que les autres revenus continueraient de croître au taux normal. Déjà, de façon mécanique et sans faire appel à ce dernier effet, un rythme plus élevé de croissance des revenus

les plus faibles a tendance à faire baisser le taux d'épargne global du seul fait que les hauts revenus à taux d'épargne élevé perdent de leur importance relative dans la distribution. L'influence propre du taux de croissance du revenu renforcerait cet effet.

En revanche, une réduction d'inégalité, en faisant croître les bas revenus à un rythme accéléré, verrait l'effet mécanique de baisse du taux d'épargne global (pour la même raison que ci-dessus) quelque peu compensé par une hausse du taux d'épargne des ménages à revenus modestes. Cette constatation débouche pratiquement sur ce que l'on peut considérer comme un truisme : si l'on a le choix pour la réduction de l'inégalité, il vaut évidemment mieux augmenter le rythme de croissance des revenus modestes que diminuer celui des revenus élevés.

En définitive, l'examen rapide des théories auquel on vient de se livrer semble montrer que la réduction des inégalités de revenus serait plutôt de nature à réduire le taux d'épargne global. Cependant, si nous croyons possible de conclure qu'un transfert d'une somme d'un revenu élevé à un revenu plus modeste a pour effet de réduire l'inégalité mais en abaissant le taux d'épargne global, il n'est pas possible de conclure de façon générale que toute évolution (provoquée ou non) qui aurait pour conséquence de réduire la concentration des revenus, fera décroître inévitablement le taux d'épargne : ceci est dû au fait que la déconcentration peut résulter de transferts de revenus en sens contraire dont l'impact sur l'épargne peut plus ou moins se compenser (1). Cette dernière remarque attire à nouveau l'attention sur les modalités concrètes de la réduction des inégalités qui pourraient bien jouer un rôle non négligeable dans l'impact final de la déconcentration sur la formation de l'épargne.

Il convient cependant de souligner que le revenu lui-même n'est qu'une des nombreuses variables qui, au niveau de l'individu comme à celui de l'économie dans son ensemble, déterminent le taux d'épargne.

(1) Soit la distribution des revenus ci-dessous concernant 4 individus dont les pme sont connues :

individus	1	2	3	4	moyenne
Montant du revenu	100	150	200	250	175
pme	0,05	0,10	0,15	0,20	1/7

Transférons 25 de 3 en 2 et 10 de 1 en 4, le taux revenu moyen n'en est évidemment pas modifié, la concentration est diminuée et le taux d'épargne est augmenté puisque l'épargne varie de $+1,5 - 1,25 = + 0,25$

2 - D'AUTRES FACTEURS QUE LE REVENU AFFECTENT LE TAUX D'ÉPARGNE

Même si les théories privilégient le revenu, toutes ne font pas abstraction d'autres facteurs qui, dans la réalité, paraissent effectivement jouer un rôle important dans les comportements d'épargne, ce qui explique qu'au sein d'une même classe de revenus on enregistre une assez grande dispersion de ces comportements. On insistera dans cette section sur les observations faites en France ou à l'étranger.

2.1 MONTANT DU REVENU

Le tableau 1 indique les taux d'épargne par rapport au revenu total dans les différentes tranches de revenus pour les ménages français dont le chef est salarié ou inactif ([4]) et pour les ménages américains non agricoles ([5]).

TABLEAU 1
TAUX D'ÉPARGNE MOYEN EN FONCTION DU REVENU

1.1 TOUS MENAGES, FRANCE, 1967

Classes de revenus annuels (en Frs)	- 6000	6000 10000	10000 15000	15000 20000	20000 30000	30000 50000	50000 75000	75000 100000	+100000
Taux d'épargne (en %)	0,00	1,8	5,8	8,1	10,2	13,75	18,4	20,1	22,6

1.2 MENAGES NON AGRICOLES, ETATS-UNIS, 1941

Classe de revenu annuel disponible (en dollars)	0 500	500 1000	1000 1500	1500 2000	2000 3000	3000 5000	5000 10000	+ de 10000
Taux d'épargne (en %)	-27,2	-7,6	-2,7	3,1	2,4	8,8	19,3	29,4

La croissance du taux d'épargne en fonction du revenu paraît assez régulière et il existe des écarts importants entre les taux d'épargne des catégories aisées et ceux (négatifs) des catégories plus modestes. On a des raisons de penser que les propensions marginales qui, on le sait, sont plus pertinentes pour notre problème, sont moins dispersées que les propensions moyennes ; mais les mesures disponibles à l'étranger sont assez rares et, à notre connaissance, il n'en existe pas pour la France.

2.2 NATURE DU REVENU

Depuis assez longtemps, les modèles de croissance (notamment néo-classiques) distinguent la valeur des propensions à consommer suivant la nature du revenu : revenu du travail ou revenu du capital. Selon les modèles, la propension à consommer à partir des revenus du capital représente la moitié ou les trois quarts de celle qui est estimée pour les revenus du travail. Même si les méthodes d'estimation sont souvent contestables, le sens de la relation entre les deux propensions reste vraisemblable et paraît également applicable à la France. Si l'on devait prévoir à moyen ou long terme une baisse sensible de la part des revenus du capital dans le revenu global des ménages, il est probable, qu'indépendamment de la réduction des inégalités, on aurait là un facteur de baisse du taux d'épargne global.

Il est cependant difficile de dire si le taux d'épargne sur les revenus du capital est élevé parce que ces revenus sont surtout détenus par des classes à haut revenu global ; ou bien, si indépendamment de leur montant, la nature même de ces revenus suffit à entraîner un taux d'épargne relativement fort. Si tel était le cas, il conviendrait de ne pas chercher à réduire les inégalités en pesant uniquement sur les revenus du capital qui ne constituent au demeurant qu'une faible partie des revenus des ménages autres que les entrepreneurs individuels.

2.3 CATEGORIES SOCIO-PROFESSIONNELLES

Les taux d'épargne ci-dessous sont calculés en faisant le rapport :

$$\frac{\text{Investissements immobiliers} + \text{Epargne financière} - \text{Endettement net}}{\text{Revenu disponible}}$$

TABLEAU 2

TAUX D'ÉPARGNE ET REVENUS MOYENS PAR CATEGORIES SOCIO-PROFESSIONNELLES

FRANCE 1967 ET 1965 (EN %)

	Exploitants agricoles	Indépendants	Cadres supérieures	Cadres moyens	Employés	Salariés agricoles	Ouvriers	Inactifs	Ensemble
Taux d'épargne* (1967)	15,3	20,1	20,4	11,1	8,4	8,4	7,8	2,8	12,3
Revenu moyen déclaré** (en F.) (1965)	5 858	24 683	43 515	22 535	14 344	7 454	12 696	8 626	14 641

* Calculs effectués à partir de données de l'INSEE

** M7 des collections de l'INSEE

Ont été notamment utilisées les données fournies par l'enquête INSEE de 1967 sur les patrimoines des ménages.

On constate, d'ailleurs, au vu du tableau 2, d'importants écarts qui ne sont pas entièrement dûs aux différences de revenus. A revenu bien plus élevé, les cadres supérieures n'épargnent pas plus que les indépendants. Les ouvriers et les employés épargnent peu par rapport aux exploitants et salariés agricoles.

Dans de nombreux autres pays, il a été aussi trouvé qu'à revenu égal, les ménages d'entrepreneurs individuels épargnent plus que ceux dont le chef est un salarié: ceci a généralement été interprété comme une réaction au risque que constitue une plus grande variabilité de revenu. Les écarts entre C.S.P. peuvent également être dûs à des "habitudes" que prennent les agents en accédant à un certain "statut social". La tendance à la "salarisation" (diminution des effectifs des entrepreneurs individuels) pourrait ainsi être un facteur autonome de baisse du taux d'épargne, mais on sait que l'épargne des entrepreneurs individuels est affectée à des emplois bien précis.

Au sein des salariés, l'évolution relative des effectifs des différentes C.S.P. peut exercer une influence sur l'épargne en plus de celle qui sera à attribuer aux seules variations de revenus.

2.4. STATUT D'OCCUPATION DU LOGEMENT

Une étude du CREP [8] montre qu'il existe d'assez grandes différences de comportement entre les propriétaires et les locataires des catégories socio-professionnelles Salariés ou Inactifs. Alors que le revenu annuel moyen des locataires dans l'enquête INSEE de 1967 est légèrement supérieur à celui des propriétaires (17 897 contre 17 230 F) leur propension moyenne à épargner serait de l'ordre de 12% contre 18% pour les propriétaires (qui, en 1967, représentaient environ 42% de la population). Valent d'être aussi notées les différences de comportement qui existent entre les propriétaires acheteurs dans l'année, les accédants à la propriété en cours de remboursement d'emprunts et les propriétaires sans opérations immobilières.

TABLEAU 3

COMPORTEMENT D'ÉPARGNE DES

PROPRIÉTAIRES SUIVANT LEUR SITUATION

	% dans l'échantillon	Revenu annuel moyen	Propension moyenne à épargner
Acheteurs dans l'année	15,4 %	29 450 F	0,30
En cours de remboursement d'emprunts	23,1 %	24 965 F	0,22
Propriétaires sans opérations immobilières	61,5 %	13 320 F	0,09
Total	100,0 %		

La différence de comportement entre les propriétaires sans opérations immobilières et les autres propriétaires est trop grande pour être expliquée entièrement par les seuls écarts de revenus : l'achat d'un logement dans l'année et les conséquences ultérieures de l'endettement semblent ainsi exercer une influence importante sur la formation de l'épargne.

2.5 AUTRES FACTEURS

Il faut encore mentionner l'influence de quelques facteurs qui, à côté du revenu, paraissent jouer un rôle significatif dans le taux d'épargne. L'âge semble exercer une influence au travers du nombre d'unités de consom-

... / ...

mation du ménage : les taux d'épargne seraient en France les plus élevés aux environs de 30-35 ans et de 55-60 ans, âges auxquels les revenus sont déjà (ou encore) relativement importants par rapport au nombre d'unités de consommation des ménages. Mais il faudrait de très fortes modifications de la pyramide d'âges des ménages pour que ce facteur exerce à moyen terme une influence perceptible sur le taux d'épargne global.

La possession d'un fort patrimoine, à revenu global identique, paraît impliquer, dans la littérature étudiée, un taux d'épargne plus faible. Pour la France, cette influence n'a pu être mise en évidence, sans que l'on sache si ce résultat négatif est dû à des comportements des ménages français différents de ceux des ménages des autres pays, ou à la mauvaise qualité des données disponibles sur les patrimoines, tout spécialement pour les séries chronologiques. A côté des éléments traditionnels du patrimoine, certains auteurs ([3]) ont cherché à montrer que l'accumulation des mesures de sécurité sociale et de prévoyance collective (retraites, assurances) entraînait à long terme une forte baisse de l'épargne libre. Tel ne semble pas avoir été jusqu'ici le cas pour la France, mais il n'est évidemment pas totalement exclu qu'un tel facteur puisse jouer à l'avenir (Impact des retraites complémentaires,...). On aurait ainsi une nouvelle cause de baisse du taux d'épargne, assez indépendante d'une action sur la répartition actuelle des revenus.

Enfin l'impact de l'impôt ne peut évidemment être passé sous silence, d'autant plus que l'on peut évidemment songer à lui pour opérer la réduction des inégalités. Nous avons jusqu'à présent raisonné le plus souvent en terme de revenu disponible, mais si l'on étudie l'évolution du revenu avant impôt ([2], 74 à 78), il apparaît une très forte corrélation négative dans le temps entre les variations des impôts directs et celles de l'épargne. Toute hausse des contributions directes paraît ainsi être largement prise sur l'épargne. Pour qu'au niveau global il n'y ait pas de réduction de cette dernière, il faudrait que les impôts supplémentaires prélevés sur les plus hauts revenus soient presque intégralement consacrés par l'Etat au financement de l'investissement. On peut en tout cas penser, malgré ce qui a été dit à ce sujet ci-dessus, que pour obtenir une même réduction des inégalités, une croissance ralentie des revenus primaires des ménages les plus aisés serait sans doute moins défavorable à l'épargne des ménages qu'une trop forte accentuation de la pression fiscale.

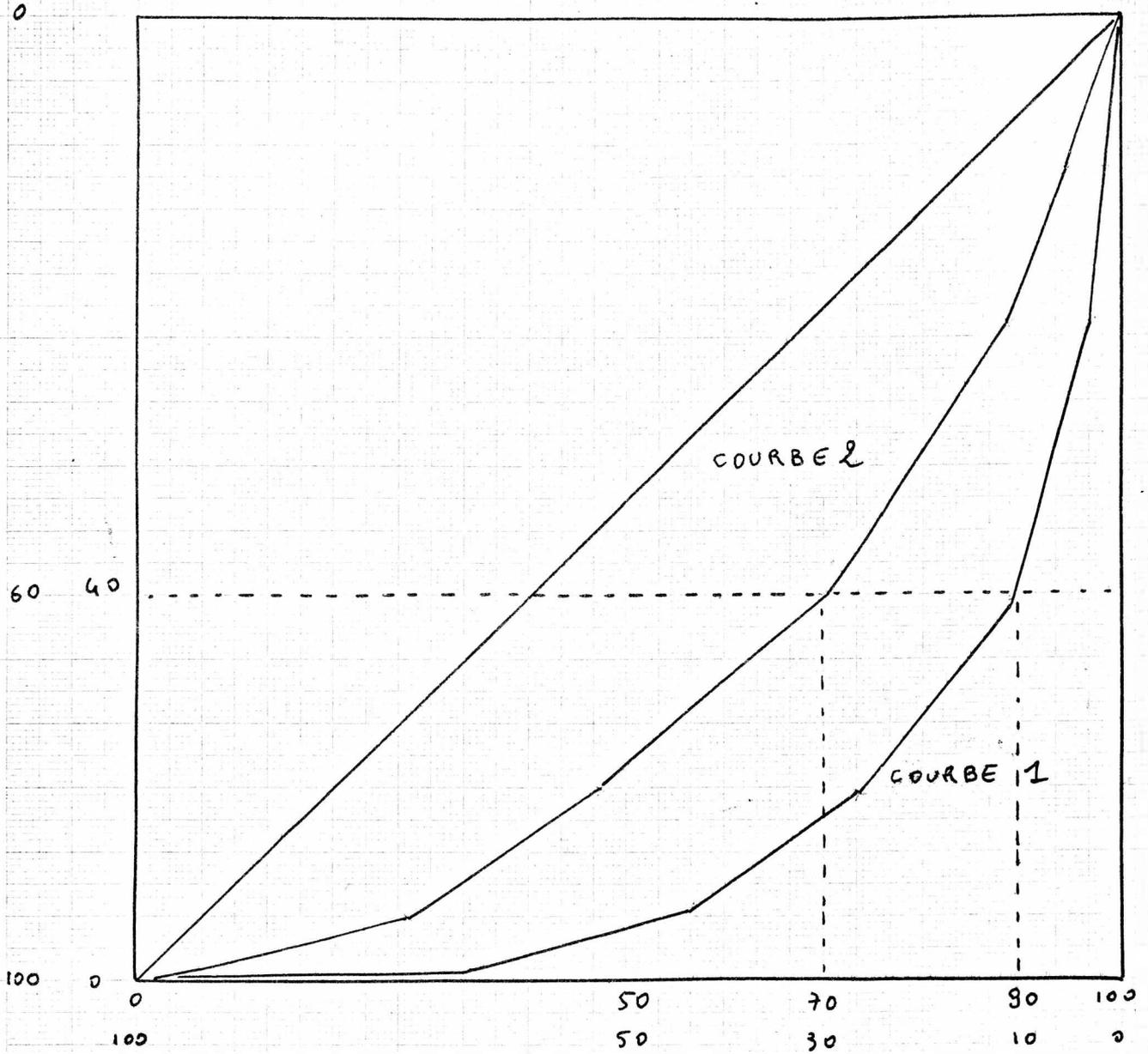
- LA CONCENTRATION DE L'ÉPARGNE ET DE SES COMPOSANTES PRECISE LES ÉVENTUELLES MENACES QUE POURRAIT FAIRE PESER SUR ELLE UNE RÉDUCTION DES INÉGALITÉS

3.1 CONCENTRATION DE L'ÉPARGNE EN FONCTION DU REVENU

La concentration relative de l'épargne en fonction du revenu résulte à la fois de la concentration des revenus et de la croissance des PME avec le revenu. On doit donc s'attendre à trouver une concentration de l'épargne en fonction du revenu plus accentuée que la concentration du revenu. C'est ce qui ressort nettement du graphique 1 où l'on a porté en abscisse, soit les pourcentages cumulés d'effectifs dans les différentes classes de revenus (courbe 1), soit les pourcentages cumulés descendant dans ces mêmes classes (courbe 2) et en ordonnée le pourcentage cumulé d'épargne réalisé par les différentes classes. Dans ces conditions, l'écart entre la courbe 1 et la courbe 2 est dû à la concentration des revenus et celui entre la courbe 1 et la diagonale principale est à attribuer à la croissance des taux d'épargne avec le revenu. Le graphique peut alors être utilisé de la façon suivante : si l'on cherche, par exemple, par qui sont réalisés 60 % de l'épargne totale, on trace une horizontale au niveau 40 % ($100 - 60 = 40$) et on lit sur l'abscisse à la verticale des points d'intersection de l'horizontale avec les courbes 1 et 2. On aboutit alors au résultat suivant : 10 % des ménages de salariés et inactifs, qui représentent environ 30 % des revenus, réalisent 60 % de l'épargne totale (soit pour ces 10 % un taux d'épargne approximativement double du taux d'épargne moyen). La concentration de l'épargne est donc effectivement très prononcée.

3.2 CONCENTRATION DES COMPOSANTES DE L'ÉPARGNE

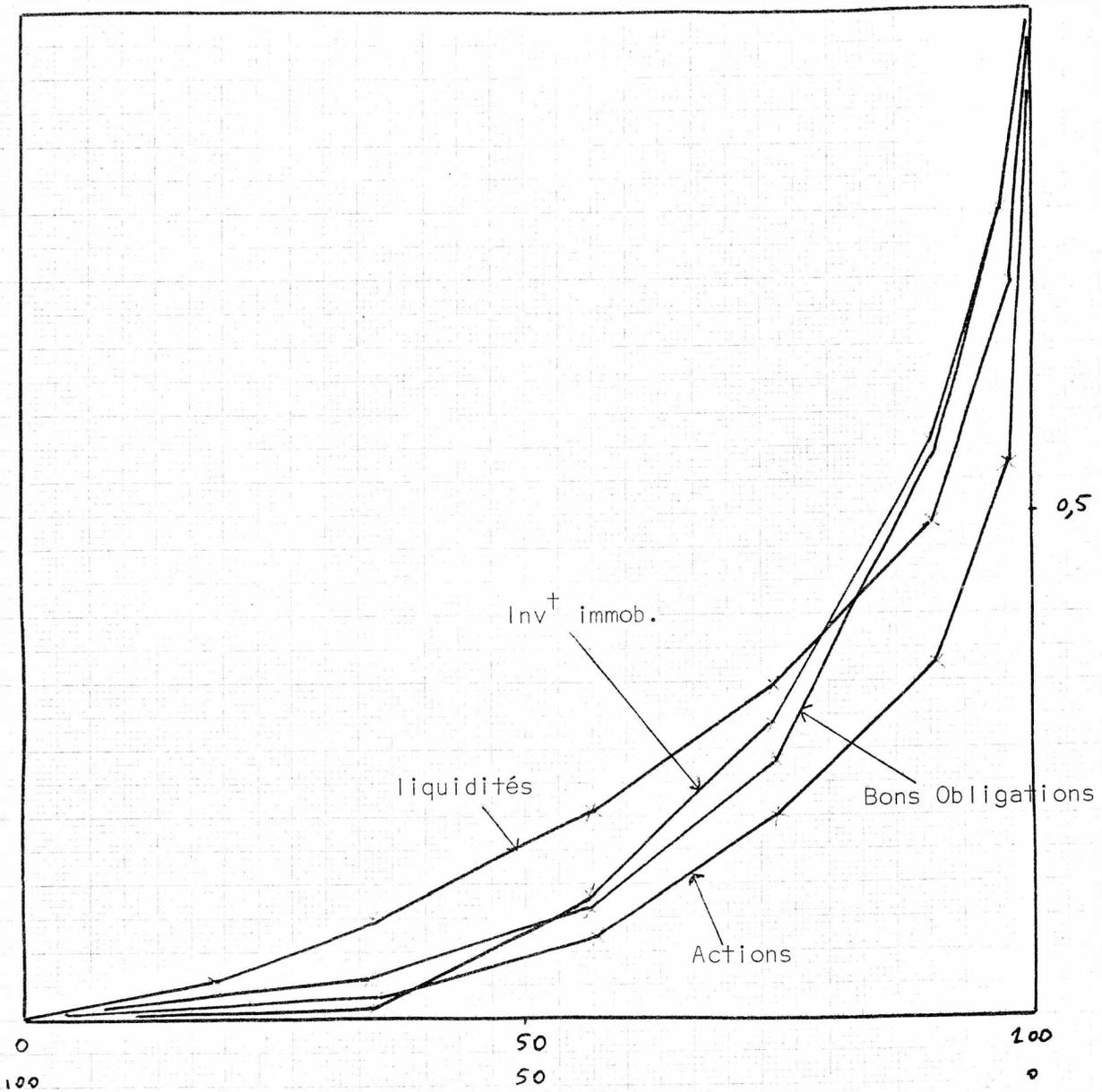
Le graphique 2 et les tableaux 3 et 4 permettent de préciser le diagnostic en ce qui concerne le type d'épargne qui pourrait être menacé par une réduction de l'épargne des catégories aisées.



GRAPHIQUE 1

CONCENTRATION DE L'ÉPARGNE EN FONCTION DU REVENU

GRAPHIQUE 2



CONCENTRATION DES COMPOSANTES DE L'ÉPARGNE (FLUX) EN FONCTION DU REVENU

en abscisse : les % cumulés d'effectifs dans les classes de revenus

en ordonnée : les % cumulés du type d'épargne considéré dans les mêmes classes

SOURCE [4] Ph. L'HARDY : "Données enquête "Salariés-Inactifs redressées

Les actions constituent, comme on pouvait s'y attendre, la forme d'épargne la plus concentrée (coefficient de Gini $\#$ 0,8) : elles ne représenteraient qu'un peu plus de 4 % de l'épargne globale des salariés et inactifs, les classes de revenus supérieures à 50 000 F y consacraient cependant 8 à 10 % de leur épargne (Tableau 5). Mais il ne faut cependant pas négliger les souscriptions en achats d'actions par les classes moyennes de revenus : les titulaires de revenus compris entre 15 000 et 50 000 F. représenteraient environ 47 % de l'épargne constituée sous forme d'actions.

L'épargne sous forme de monnaie, quasi-monnaie ou épargne liquide est la moins concentrée (coefficient $\#$ 0,45), elle voit sa part décroître dans l'épargne globale de 67 % pour les plus bas revenus à moins de 13 % pour les revenus compris entre 20 000 et 30 000 F.. S'amorce ensuite une remontée dans l'épargne globale due peut-être à des produits financiers comme les comptes à terme (Tableau 6). Au total, cette épargne apparaît cependant comme assez peu menacée par une réduction des inégalités de revenus.

En terme de concentration des flux, l'immobilier et les bons et obligations sont dans une situation intermédiaire (coefficient atteignant environ 0,55). L'immobilier représenterait plus de la moitié de l'épargne totale des ménages : il fait son apparition à un niveau de revenu plus élevé que les bons et obligations qui pourtant au total ne représentent pas plus du cinquième de l'épargne. Mais pour des revenus compris entre 10 000 et 15 000 F., l'immobilier constitue près de 60 % de l'épargne et si sa part baisse ensuite, elle ne passe pratiquement pas en dessous de 44 % pour les hauts revenus (Tableau 5). Les bons et obligations sont notablement présents dans toutes les catégories de revenus : les classes de revenus moyens (entre 15 000 et 50 000 F.) réalisent à elles seules plus de 70 % des souscriptions et achats (Tableau 4). Pour cette catégorie, comme pour celle de l'immobilier, la réduction des écarts entre revenus ne pourrait menacer que certains "produits" à l'intérieur de ces catégories (bons de caisse, immobilier de rapport).

TABLEAU 4

RÉPARTITION DES COMPOSANTES DE L'ÉPARGNE (FLUX) ENTRE LES DIFFÉRENTES CLASSES
DE REVENUS (EN %)

Classes de revenus	0 à 6000	6000 10000	10000 15000	15000 20000	20000 30000	30000 50000	50000 75000	75000 100000	+ de 100000	TOTAL
Effectifs	12,64	15,84	17,05	12,85	16,41	14,51	6,23	2,31	2,16	100
Remboursements d'emprunts	0	0	6	10	23	30	16	7	8	100
Formation brute de ca- pital fixe sur fonds propres	0	0	3	4	7	20	22	14	30	100
Epargne financière	0	2	3	5	12	22	21	13	22	100
TOTAL	0	1	4	5	12	23	21	12	22	100

Source : Calculs effectués à partir de Ph. L'HARDY (4) et des données de notre modèle.

TABLEAU 5

RÉPARTITION DES COMPOSANTES DE L'ÉPARGNE À L'INTÉRIEUR DES DIFFÉRENTES

CLASSES DE REVENUS

Classes de revenus	0 à 6000	6000 10000	10000 15000	15000 20000	20000 30000	30000 50000	50000 75000	75000 100000	+ de 100000	TOTAL
Remboursements d'emprunts	—	0	35	38	38	27	16	12	7	21
Formation brute de Capital fixe sur fonds propres	—	0	27	21	20	30	40	42	48	35
Epargne financière	—	100	38	41	42	43	44	46	45	44
TOTAL	—	100	100	100	100	100	100	100	100	100

4 - LES ÉTUDES EMPIRIQUES SEMBLENT MONTRER QU'UNE RÉDUCTION RAISONNABLE DES INÉGALITÉS NE CONDUIT PAS À UN EFFONDREMENT DU TAUX D'ÉPARGNE

La mesure de l'impact sur l'épargne d'une réduction des inégalités est particulièrement difficile compte-tenu de la mauvaise connaissance des facteurs intervenant réellement dans les comportements. Les résultats auxquels il est fait référence ci-dessous sont donc fournis avec toutes réserves et ne donnent bien évidemment que des ordres de grandeurs.

4.1 ALLEMAGNE, 1937

STAEHLE [6] a ajusté sur la période 1928-1934, la propension à consommer X_1 sur le niveau du revenu du travail X_2 et le niveau d'inégalité de la structure des revenus X_3 . Il obtient :

$$X_1 = 197,4 - 0,33 X_2 - 2,31 X_3$$

(-7,51) (-7,46)

$$R^2 = 0,72$$

$$N = 28 \text{ trimestres}$$

En fait, ce résultat a été critiqué par de WOLF (1938, [20]). Parmi les critiques que l'on peut adresser à un tel résultat, figure le problème de définition des variables utilisées et le problème des effets parasites introduits par les conditions très particulières qui régnaient durant les années 30 en Allemagne. L'ajustement porte uniquement sur la population des salariés allemands. La propension moyenne à consommer est mesurée par le rapport des ventes de détail sur le revenu du travail. Cela ne revient-il pas à mesurer la consommation par les quantités achetées et non forcément consommées ? Une telle méthode ne prend pas en compte la possibilité de stockage, par les particuliers, sans doute important durant cette période d'inflation galopante. Par ailleurs le revenu du travail est lui aussi mesuré en termes réels pour éliminer l'effet de l'évolution rapide des prix. Enfin, l'inégalité est mesurée à l'aide d'un indicateur proposé quelques années auparavant par

MENDERSHAUSEN (1) :

$$\beta = \frac{\text{Médiale} - \text{Mediane}}{\text{Médiane}} \quad (2)$$

Ce ratio est très sensible aux fluctuations à court terme des revenus (20 % de 1928 à 1933). Ces fluctuations dues soit à la mauvaise qualité de l'indice retenu, soit à la spécificité de la période étudiée, semblent d'autant plus surprenantes qu'un très grand nombre de schémas de transferts de revenu peuvent être envisagés qui risquent de laisser inchangé un ratio de ce type : par exemple, des transferts entre individus ayant tous des revenus supérieurs à la moyenne (ou tous inférieurs).

Au total, après avoir constaté que l'effet de l'indice d'inégalité est pratiquement aussi fort que celui du niveau de revenu (cf. coefficients de STUDENT), l'auteur lui-même pose le problème de l'explication des fluctuations à court terme du niveau d'inégalité. Le résultat obtenu doit donc être examiné avec beaucoup de prudence, vues les questions posées par le choix de la période, par la définition et la mesure des variables.

4.2 ETATS-UNIS, 1941

Harold LUBELL a mené, à partir d'une enquête sur la consommation et l'épargne des ménages aux Etats-Unis en 1941, une étude sur la réduction des inégalités et ses conséquences sur les comportements d'épargne [5]. Il s'agit en fait d'une simulation assez simpliste, mais qui a le mérite de conduire rapidement à des résultats : on part d'une relation élémentaire et supposée stable entre l'épargne et le revenu ; connaissant d'autre part

(1) Dès 1930, BORTKIEWIEZ avait proposé un indicateur assez semblable

$$\beta' = \frac{\text{Médiale} - \text{Médiane}}{\text{Moyenne}}$$

(2) La médiale est une valeur du revenu telle qu'une masse égale est distribuée de part et d'autre de celle-ci. La médiane, par contre, est telle qu'autant d'individus sont distribués de part et d'autre.

les revenus moyens des différentes classes, on rapproche ces revenus de la moyenne générale suivant un pourcentage constant (les revenus les plus élevés sont donc abaissés et les plus faibles, relevés), par exemple 10 %. On utilise ensuite la fonction d'épargne dans chaque classe de revenu. Les résultats obtenus pour l'ensemble des ménages américains montrent qu'un rapprochement de la moyenne de 10 % ne réduirait le taux d'épargne que de 7,2 %. Mais un rapprochement de 50 % réduirait le taux d'épargne du tiers.

4.3 FRANCE, 1967

Ph. L'HARDY a estimé la distribution des revenus à l'aide d'une loi log-normale. A moyenne constante de revenu, on fait varier l'écart-type σ_R de la distribution en utilisant tour à tour une élasticité de l'épargne par rapport au revenu égale à 1,4 puis à 1,7. A une réduction de 10 % de σ_R , correspond alors respectivement une diminution de l'épargne de 12 ou de 6 % [4bis].

Au total, il paraît bien que l'influence potentielle d'une réduction raisonnable de la distribution des revenus sur l'épargne globale soit plutôt moins importante qu'on pourrait s'y attendre. D'autre part, que la réduction des inégalités de revenu ne soit pas inéluctablement un facteur conduisant à la baisse du taux d'épargne, cela semble bien être démontré par le cas français où, entre 1956 et 1970, une légère déconcentration des revenus a été de pair avec une hausse très nette du taux d'épargne des ménages. Des éléments compensateurs ont donc joué sur lesquels il faudra revenir. Mais pour la période 1974-1980, tout se passe déjà comme si la seule diminution du taux de croissance des revenus conduisait à prévoir une baisse du taux d'épargne de 17 à environ 15 %. On peut alors concevoir qu'il soit effectivement inquiétant de devoir ajouter à cette première cause de baisse, un autre facteur jouant également dans le sens d'un tassement de l'épargne : si l'on retenait les résultats de Ph. L'HARDY dans l'hypothèse d'une réduction de 10 % de la dispersion des revenus, le taux d'épargne pourrait alors tomber d'un point ou d'un point et demi en dessous de la première estimation, ce qui nous ferait retrouver les taux des années 50. Il est donc nécessaire de chercher quels pourraient être les facteurs contrebalançant une telle tendance.

5 - EN CAS DE RÉDUCTION VOLONTAIRE DES INÉGALITÉS, IL CONVIENDRAIT DE FAIRE JOUER DES FACTEURS COMPENSATEURS D'UN POSSIBLE EFFET DÉPRES- SIF SUR L'ÉPARGNE

5.1 LA CROISSANCE DU REVENU MOYEN

En coupe instantanée, la variation du taux d'épargne avec le revenu semble valider la théorie du revenu absolu. Si l'on voulait être cohérent avec cette théorie, on pourrait attendre de la seule croissance du revenu moyen une hausse du taux d'épargne qui serait susceptible de compenser la pression à la baisse résultant d'une réduction des inégalités. En partant d'hypothèses rudimentaires et en adoptant comme mesure de l'inégalité le coefficient de variation de la distribution (rapport de l'écart-type à la moyenne), on peut aisément calculer l'augmentation du revenu moyen nécessaire pour contrebalancer l'effet négatif d'une réduction du coefficient de variation et aboutir à un taux d'épargne inchangé (1). Mais on sait que les résultats obtenus en coupe instantanée ne sont guère utilisables de façon immédiate pour la prévision temporelle : la croissance entraîne avec elle de nouveaux besoins

(1) Soit en effet la relation quadratique envisagée ci-dessous :

$$/1/ \quad E(Y) = A Y^2 + B Y = C \quad \text{avec } A \text{ et } B > 0 \\ C < 0$$

où $E(Y)$ est l'épargne d'un individu à revenu Y .

L'épargne moyenne pour le pays est donnée par :

$$/2/ \quad E = \int_0^{\infty} E(Y) d F(Y) = \int_0^{\infty} E(Y) f(Y) d Y$$

où $F(Y)$ est la fonction de distribution du revenu.

En remplaçant /1/ dans /2/, il vient après intégration :

$$/3/ \quad E = A m_2 + B m_1 + C$$

où m_1 est la moyenne de la distribution et m_2 le moment d'ordre 2 .

Le taux d'épargne moyen est donné par :

$$/4/ \quad \frac{E}{m_1} = A \frac{m_2}{m_1} + B + \frac{C}{m_1}$$

Après une transformation simple pour introduire le coefficient de variation

$$\sigma' = \frac{\sigma}{m_1} = \frac{\sqrt{m_2 - m_1^2}}{m_1}, \text{ on aboutit à}$$

$$/5/ \quad \frac{E}{m_1} = A m_1 (1 + \sigma'^2) + B + \frac{C}{m_1}$$

où l'on constate que $\frac{E}{m_1}$ est une fonction croissante de m_1 (puisque $A > 0$ et $C < 0$) et de σ'^2 . On peut alors calculer en fonction de A , B et C la croissance de m_1 nécessaire pour contrebalancer une réduction de σ'^2 et laisser $\frac{E}{m_1}$ inchangé.

d'épargne, mais aussi de nouveaux besoins de consommations ; souvent ces besoins croissent en se compensant, ce qui tend donc à laisser le taux d'épargne inchangé. Et dans les court et moyen termes, les experts français ont sans doute raison d'inférer du ralentissement de croissance du revenu réel un tassement du taux d'épargne.

Le seul développement des "besoins" d'épargne qui ait connu un succès incontestable en France au cours des dernières décennies est celui qui a été lié à la diffusion de la propriété de logement. Ce "besoin" peut-il continuer de jouer à l'avenir dans le sens d'un soutien du taux d'épargne ?

5.2 LA POURSUITE DE LA DIFFUSION DE LA PROPRIETE

L'une des explications les plus probables de la hausse du taux d'épargne des ménages entre 1965 et 1970 est l'élévation des charges de remboursement liées aux encours d'endettement au titre de l'immobilier. La proportion des propriétaires qui était inférieure à 42 % en 1962 est maintenant proche de 46 %. On peut naturellement se demander :

- si l'on n'approche pas d'un certain niveau de saturation impliquant un net ralentissement de la diffusion de la propriété, du logement principal ;
- si les conditions d'accès à l'endettement au titre de l'immobilier ne seront pas, entre 1975 et 1980, sensiblement différentes de ce qu'elles ont été dans le passé.

Pour marquer l'importance du point de vue de l'épargne des réponses qu'on apportera à ces questions, on peut faire référence à une étude très élémentaire du CREP ([8] p. 58 à 64) dans laquelle, en utilisant notamment les résultats mentionnés au 2.4 ci-dessus et au tableau 4, on aboutit à la première conclusion suivante : pour les seuls salariés et inactifs, un passage de 3,5 % de la population du statut de locataire à celui de propriétaire aurait pour conséquence d'augmenter leur épargne de 4 %. La poursuite de la diffusion de la propriété (et à quel rythme ?) a-t-elle été prise en compte dans les prévisions qui ont été faites concernant le taux d'épargne des ménages en 1980 ?

Pour notre problème, une des questions serait de savoir si un rapprochement de la moyenne des revenus du bas de la distribution n'est pas susceptible de permettre l'accession à la propriété de catégories qui n'y pouvaient pas prétendre.

Naturellement ceci aurait pour conséquence de faire croître les investissements de ces ménages et donc de diminuer leur capacité de financement au moins dans un premier temps et de façon statique. À terme, il se pourrait que les habitudes d'épargne restent acquises et que la capacité de financement en bénéficie.

B I B L I O G R A P H I E

- 1 BENTZEL (R.) : "Some Aspects of the Economic Interpretation of Changes in the Inequality of Income Distribution", *Income and Wealth*, Série 6, p. 269 à 282.
- 2 COSTE (R.) : "Placements, Patrimoine et Rendement", contrat CORDES
DETOURBET (C.) N° 54-1971, Rapport CREP, Juin 1974, 361 pages.
FOURMONT (F.)
- 3 FELDSTEIN (M.) : "Social Security, Induced Retirement and Aggregate Capital Accumulation", *Journal of Political Economy*, 1974, Vol. 82, N° 5.
- 4 L'HARDY (Ph.) : "Présentation et essais d'une méthode pour le calcul de comptes des ménages par catégorie de population (côté des emplois) et la projection de ces comptes", Note provisoire, version ronéotée, INSEE, Août 1973.
- 4bis L'HARDY (Ph.) : "Influence sur le montant de l'épargne de la fermeture de l'éventail des revenus : estimation des ordres de grandeurs", Note manuscrite, INSEE, 12 Juin 1973.
- 5 LUBELL (M.) : "Effects of Redistribution of Income on Consumers Expenditures", *The American Economic Review*, Vol. 37, Mars 1947, pp. 157-170.
- 6 STAEHLE (H.) : "Short Period Variations in the Distribution of Incomes", *Review of Economic Statistics*, Vol. 19, 1937, pp. 133-143.
- 7 SURREY (M.J.C.) : "Saving, Growth and the Consumption Function", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Avril 1974, Vol. 36, N° 3, pp. 125-142.

- 8 TYLMAN (R.) : "Influence du statut d'occupation du logement", *Enquête Salariés et Inactifs*, 1967, CREP, Septembre 1970, 64 p.
- 9 VALLET (D.) : "Un essai de formulation de l'épargne des ménages", I INSEE, *Service des Programmes*, Janvier 1975.
- 10 WOLFF (P. de) : "Consumption Functions, a Micro and Macro Interpretation", *The Economic Journal*, Vol. 49, 1939.
- 11 BLINDER (A.S.) : "Distribution Effects and the Aggregate Consumption Function", *Journal of Political Economic*, Juin 1975.
- 12 DUESENBERY (J.S.) : "Income, Saving and the Theory of Consumer Behavior", Harvard Business Press, 1949.
- 13 DUESENBERY (J.S.) : "Income - Consumption Relations and their Implications", 1948 ; Repris dans *Readings in Macroeconomics*, Ed. M.G. MUELLER.
- 14 JOHNSON (H.G.) : "A Note on the Effect of Income Redistribution on Aggregate Consumption with Interdependent Consumer Preferences", *Economica*, Août 1951.
- 15 MARSCHAK : "Personal and Collective Budget Functions", *Review of Economic Statistics*, Vol. 21, 1939, pp. 161-170.

DEUXIEME PARTIE

UN MODELE SIMPLE DE SIMULATION DES EFFETS

D'UNE REDUCTION DES INEGALITES

INTRODUCTION A LA DEUXIEME PARTIE

Le modèle dont la structure et les résultats sont présentés dans les quatre chapitres qui suivent, a un caractère très "mécanique". Les simplifications étaient en effet rendues nécessaires par la brièveté des délais d'élaboration (juin à septembre 1975). Ainsi n'a-t-on pas directement introduit d'hypothèses concernant l'influence de la réduction des inégalités sur la dispersion des taux d'épargne selon les classes de revenus : certaines observations de nature psycho-sociologique tendraient cependant à indiquer qu'une moindre dispersion des revenus en entraînant une consommation moins ostentatoire de la part des titulaires de revenus élevés est peut être susceptible d'augmenter quelque peu le taux d'épargne dans les basses tranches de revenus. Mais les bases empiriques faisaient défaut pour quantifier une telle supposition. Une tentative a cependant été faite, qui va dans cette direction : l'hypothèse de revenu permanent introduite en variante aboutit, au moins pendant une certaine période, à rapprocher les taux d'épargne entre les classes extrêmes de revenus.

Il convient aussi de souligner que malgré son application à une période de temps le modèle utilisé relève plus de la statique comparative que d'une approche réellement dynamique : c'est ainsi que l'on est amené à comparer deux situations dans lesquelles le taux moyen de croissance des revenus réels est identique, mais qui diffèrent par la concentration des revenus qui les caractérise. Or dans un modèle dynamique la baisse du taux d'épargne, qui résulte de la réduction des inégalités, aurait pu entraîner la prise en compte d'une relation liant médiatement la déconcentration des revenus au rythme de croissance du revenu réel (1).

Comme on l'a indiqué dans l'introduction générale à ce rapport, la période qui a été choisie pour étalonner le modèle est celle qui va de 1967 à 1972 : on avait en effet pour cette période une assez bonne connaissance de la situation de départ (distribution des revenus, taux d'épargne selon les classes de revenus...). On a d'abord reconstitué l'évolution tendancielle sur ces cinq années en supposant que les revenus selon les classes croissent tous au même taux (absence des réductions des inégalités), que la FBCF des ménages croît bien au taux moyen observé et que les emprunts nouveaux au titre de l'immobilier augmentent également au rythme moyen enregistré entre 1967 et 1972. Le modèle calcule alors de façon endogène le montant des remboursements et celui de l'apport personnel pour l'achat de la FBCF. Quant au taux d'épargne financière, il est supposé constant dans le long terme (mais évidemment pas identique dans les différentes tranches de revenus).

L'évolution du taux d'épargne moyen retracée au cours de la période suit assez bien l'évolution constatée : dans le modèle la hausse du taux d'épargne des ménages entre 1967 et 1972 doit être attribuée pour l'essentiel au poids croissant des remboursements d'emprunts. Cette première esquisse sert de point de référence aux autres "scénarios" dans lesquels on introduit des hypothèses différentes de réduction des inégalités.

(1) Par exemple, baisse du taux d'épargne entraînant soit un ralentissement de la croissance si l'on se réfère à un modèle privilégiant l'investissement, soit une accélération si l'on se réfère à une hypothèse de surcapacité et à un modèle privilégiant le rôle de la consommation.

A partir de la distribution des revenus de 1967 divisée en neuf classes de revenus et pour un même taux moyen de croissance des revenus réels, on a envisagé quatre cas de figures possibles pour la réduction de l'inégalité des revenus. Ces quatre cas ont en commun que la croissance des revenus réels dans la tranche la plus élevée des revenus est nulle : on a voulu ce faisant traduire la recommandation du rapport sur les Inégalités sociales, selon laquelle "au voisinage d'un plafond d'environ 150 000 F.", seul le maintien du pouvoir d'achat devait être assuré (1). Les quatre hypothèses diffèrent alors seulement par le taux de croissance des revenus réels dans les huit premières tranches : un premier groupe de deux scénarios rassemble les cas où les revenus réels les plus faibles (première tranche) croîtraient environ de deux à six fois plus vite que ceux de la huitième classe. Le second groupe comprend des hypothèses où les revenus les plus faibles ont un taux de croissance réel plus de dix fois supérieur à celui des revenus de la huitième classe. La déconcentration des revenus est naturellement beaucoup plus accentuée pour ce second groupe d'hypothèses que pour le premier.

L'instrument utilisé pour la mesure de l'évolution de la concentration a été, à titre principal, le coefficient de Gini calculé à partir des courbes de Lorenz.

Mais le chapitre 1 ci-après compare plusieurs instruments de mesure de l'inégalité. Le chapitre 2 introduit les principales relations qui constituent l'ossature de notre modèle de simulation. Le chapitre 3 présente les conséquences sur le taux d'épargne qu'aurait pu avoir une réduction des inégalités de revenus au cours de la période 1967-1972. Le chapitre 4 est davantage tourné vers l'avenir puisque l'on s'y réfère plus explicitement aux hypothèses de croissance des revenus et de la FBCF des comptes 1 et 2 des projections du VIIème Plan. La conclusion à la fin de cette seconde partie du rapport résume les principaux résultats obtenus.

(1) Rapport de la commission des Inégalités sociales, La Documentation française, p. 49. La recommandation visait, il est vrai, les seuls revenus salariaux, mais nous avons estimé qu'il n'était pas déraisonnable, dans le cadre grossier dans lequel nous nous plaçons, d'étendre cette référence à l'ensemble des revenus : sous cette réserve, compte tenu de la progression d'ensemble des revenus entre 1967 et 1974, la neuvième classe de revenus de 1967 (revenus supérieurs à 100 000 F) correspond à peu près à celle des revenus qui en 1974 seraient supérieurs à 150 000 F.

I - L'INEGALITE DES REVENUS

Les mesures de l'inégalité ont été envisagées à la fois par les statisticiens et les économistes pour essayer de répondre de manière synthétique à des questions du type suivant : la distribution des revenus évolue-t-elle avec le temps vers une structure plus égalitaire ? Les pays sous-développés ont-ils une structure de revenus plus ou moins égalitaire que les pays industrialisés ? Comment se situe l'inégalité des revenus par rapport à l'inégalité des patrimoines ?

Ne pas poser le problème de l'instrument utilisé pour mesurer l'inégalité revient à considérer que lors de la comparaison de deux structures différentes de revenus ou de patrimoines, toutes les mesures statistiques envisageables conduiront au même résultat. En fait, rien n'est moins sûr : toutes les mesures n'utilisent pas les mêmes caractéristiques de la distribution et toutes n'ont pas la même sensibilité. Afin de tester ce type de propriété, deux démarches sont possibles : A partir d'une distribution réelle des revenus, nous pouvons comparer l'inégalité à travers les différentes mesures "habituellement utilisées" : l'inégalité étant ensuite réduite par une croissance différenciée des revenus selon les classes, il sera possible de comparer les situations obtenues au bout de quelques années selon le schéma de réduction de l'inégalité retenu. L'autre démarche qui est celle retenue

dans le présent chapitre consiste à générer une loi de distribution dont on fait varier les caractéristiques de taille et de dispersion. Pour chaque série générée seront envisagées un certain nombre d'indicateurs de l'inégalité.

Nous décrirons les mesures de l'inégalité que nous avons retenues dans le modèle (1.1). A partir de lois log-normales générées, nous étudierons l'incidence de la variation des moyennes et écarts-types sur les indicateurs d'inégalité (1.2). Puis, avant de passer à l'étude de l'incidence d'un transfert de revenu sur la réduction de l'inégalité (1.4), nous comparerons le niveau de concentration des revenus dans différents pays (1.3).

1.1 DIFFERENTES MESURES DE L'INEGALITE

Deux grandes catégories de mesures de l'inégalité peuvent être distinguées : les unes sont dites absolues, la plus connue est l'écart-type; Plus le niveau moyen de la distribution est élevé, plus l'écart-type est normalement élevé, Ce type d'indicateur de l'inégalité conduirait à dire que dans le cas où tous les revenus des ménages sont réduits de 50 %, le niveau de l'inégalité va s'en trouver réduit. Par contre le coefficient de variation, c'est-à-dire l'écart-type normé par la moyenne élimine cet inconvénient : il s'agit d'une mesure dite "relative" de l'inégalité. Pour qu'il y ait réduction de l'inégalité, il faudra que les revenus forts croissent proportionnellement moins vite que les revenus faibles (ou décroissent plus vite).

Dans l'optique qui nous intéresse, ce sont les mesures relatives d'inégalité qui doivent être retenues. Les plus connues sont :

- Le coefficient de variation σ / \bar{x} ;
- L'écart relatif à la moyenne $\int_0^{\bar{y}} (\frac{y}{\bar{x}} - 1) f(y) dy$;
- Le coefficient de Gini ;
- L'écart relatif des logarithmes $\int_0^{\bar{y}} (\text{Log } \frac{y}{\bar{x}})^2 f(y) dy$;
- L'indice d'entropie $H(y) = - \sum y_i \text{Log } y_i$ avec y_i = masse de revenu détenue dans la classe i .

Notons que ce dernier indice ne peut être calculé que dans le cas où la population est répartie en classes d'effectifs égaux. Il est fonction de la quantité d'information contenue dans la distribution analysée. La mesure varie entre $\log n$ (où n = nombre de classes) pour une structure égalitaire et 0 pour une structure parfaitement inégalitaire. En fait pour plus de clarté, l'indice d'entropie E est normé pour varier entre 0 (égalitaire) et 1 (inégalitaire), d'où E^* :

$$E^* = \frac{n}{n-1} (1 - \text{Exp } H(y) / n)$$

Outre la contrainte d'être indépendantes du revenu, les mesures retenues devront respecter la contrainte suivante : si un certain revenu est transféré d'un premier individu vers un second moins riche que le premier, le niveau d'inégalité doit être strictement réduit. L'écart relatif à la moyenne ne respecte pas une telle contrainte : si un transfert est réalisé entre deux individus ayant des revenus tous deux supérieurs (ou tous deux inférieurs) à la moyenne, cet écart n'en sera pas modifié.

Au-delà de ces deux contraintes, la qualité d'un indicateur est sa sensibilité relativement au niveau du revenu : le transfert de revenu d'un individu à revenu y vers un individu à revenu $y-h$ provoque-t-il la même variation de l'indicateur d'inégalité selon qu'il est réalisé entre deux individus riches ou deux individus à revenu modeste ? Seul le coefficient de variation a cette propriété. Par contre cette hypothèse alternative testée sur l'écart relatif des Log provoquera la réduction la plus importante de l'inégalité si y est faible. Enfin l'effet du transfert mesuré par le coefficient de Gini sera maximum s'il est opéré entre deux individus ayant un revenu proche du niveau moyen. On voit donc qu'il est important de savoir quel indicateur on retient pour mesurer l'évolution de l'inégalité.

1.2 UNE COURBE DE REVENUS SIMULEE.: EFFET DE VARIATIONS DE L'ECART-TYPE ET DE LA MOYENNE SUR LES MESURES DE L'INEGALITE

Pour comparer les résultats fournis par différents indicateurs de l'inégalité, nous avons généré différentes séries de 2000 nombres suivant une loi log-normale. Cette loi a été retenue de préférence à une loi normale car les distributions de revenu observées dans les pays capitalistes s'ajustent bien à des distributions théoriques de ce type.

Le tableau 1.1 indique les principales caractéristiques des séries générées. La variable y suit une loi normale de moyenne m_0 , d'écart-type σ_0 . La variable $x = e^y$ suit une loi Log-normale dont on calcule la moyenne \bar{x} et l'écart-type σ_9 . Notons que σ_9 n'est pas calculé sur données individuelles mais sur les données regroupées en 9 classes d'effectifs inégaux f_i .

n°	1	2	3	4	5	6	7	8	9	Σ
f_i	12,6	15,8	17,0	12,8	16,4	14,5	6,2	2,3	2,1	100

σ_9 sous-estime la dispersion dans la mesure où il suppose une répartition uniforme des individus à l'intérieur de chaque classe. Par ailleurs σ_9 est fonction du mode de découpage en classes. La valeur du σ_9 calculé sur 9 classes contenant chacune 11,11 % de la population est plus faible que l'écart-type précédent car une telle répartition reflète moins bien la structure inégalitaire. La sous-estimation de l'inégalité se retrouve également dans la valeur du coefficient de Gini qui est toujours plus faible qu'un coefficient obtenu à l'aide d'une courbe de Lorentz continue.

La répartition des individus en 9 classes est celle que nous retrouvons dans les chapitres II et III. Les écart-types des lois simulées et de la distribution réelle seront donc comparables.

Trois mesures de l'inégalité sont présentées dans le tableau 1.1. Pour chacune nous classons les 9 séries simulées de la plus égalitaire (1)

à la plus inégalitaire (9). Les coefficients de variation et de Gini donnent des résultats quasiment identiques. R_M / R_m est le rapport du revenu moyen dans les deux classes les plus riches (4,4 % d'individus) à celui de la classe la plus défavorisée ($f_1 = 12,6$ %) : cet indicateur donne un classement légèrement différent des deux précédents. Ceci semble dû essentiellement à sa très grande sensibilité. On sait qu'en pratique une telle mesure ne peut donner une information sûre concernant le niveau d'inégalité : les revenus les plus mal connus sont en effet ceux pris en compte par R_M / R_m .

En comparant les simulations extrêmes du point de vue du niveau d'inégalité, nous retrouvons l'inconvénient majeur du coefficient de Gini, c'est à-dire sa très faible sensibilité. Celle-ci peut être appréhendée simplement par le pourcentage de variation de l'indicateur lorsqu'on passe d'une série à une autre. Ainsi le coefficient de Gini varie de 24 % de la série 2 à la série 9, le coefficient de variation varie de 36 % et le rapport entre revenus maximum et minimum de 142 %. L'entropie, quant à elle, a varié de 44 %.

En raison des particularités qui viennent d'être signalées et pour ne pas faire fond sur un seul indicateur, nous conserverons par la suite les trois mesures du tableau 1.1 :

- Le coefficient de variation noté $\frac{\sigma}{m}$ qui varie de la même manière pour un transfert d'un revenu y vers un revenu $y-h$, quel que soit y ;
- Le coefficient de Gini, noté G , qui est plus sensible lorsque y est proche du revenu moyen ;
- Le rapport $\frac{R_{\max}}{R_{\min}}$ qui bien sûr n'est sensible qu'à des transferts pour lesquels soit y , soit $y-h$ se trouvent parmi les revenus extrêmes.

TABLEAU 1.1

LOIS-LOG-NORMALES SIMULÉES : CARACTÉRISTIQUES ET MESURES DE L'INÉGALITÉ.

	m_o	σ_o	\bar{x}	σ_g	σ_g / \bar{x}	G_9	R_M / R_m	E_9^*
1	2,75	1,00	24,86	29,51	1,19 (8)	0,51 (8)	43,30 (7)	42,5 (9)
2	2,75	1,05	27,57	33,71	1,22 (9)	0,52 (9)	50,98 (9)	41,8 (8)
3	2,80	0,80	22,21	19,99	0,90 (2)	0,42 (2)	20,52 (1)	29,45 (2)
4	2,80	0,90	23,83	24,31	1,02 (5)	0,46 (4)	28,88 (5)	35,40 (5)
5	2,80	1,00	27,05	31,95	1,18 (7)	0,51 (7)	43,84 (8)	41,3 (7)
6	2,85	0,80	23,14	21,71	0,94 (3)	0,43 (3)	21,96 (3)	30,1 (3)
7	2,85	0,90	25,08	25,32	1,01 (4)	0,46 (5)	28,19 (4)	33,9 (4)
8	2,85	1,00	27,07	28,29	1,05 (6)	0,48 (6)	35,09 (6)	40,9 (6)
9	2,90	0,80	24,92	22,35	0,90 (1)	0,42 (1)	21,10 (2)	

m_o, σ_o = moyenne et écart-type de la loi normale de départ.

\bar{x}, σ_g = moyenne et écart-type de la loi log normale simulée.

G_9 = indice de Gini calculé sur 9 classes

Les effectifs inégaux des classes sont ceux disponibles sur données réelles (cf. II).

Seule l'entropie E_9^* est calculée sur classes d'effectifs égaux.

R_M / R_m = rapport entre revenu moyen des classes 8-9 (4,4 % d'individus) et de la classe 1 (12,6 % d'individus).

1.3 UNE COMPARAISON INTERNATIONALE SUCCINCTE DES NIVEAUX D'INEGALITES DES REVENUS (Tableau 1.3).

Pour situer l'importance des transferts de revenus envisageables dans le chapitre II, nous présentons une comparaison internationale succincte du niveau d'inégalité des revenus dans différents pays. Une synthèse de données recueillies au cours des années 60 (entre 1963 et 1969 selon les cas) a été réalisée par la division "Distribution des revenus" de la Banque Mondiale (1).

La comparaison du niveau d'inégalité en France et dans quelques autres pays réputés plus égalitaire nous donnera une indication sur la réduction envisageable sur 5 ans.

Pour chaque pays sont présentées trois mesures de l'inégalité : l'indice de Gini, l'entropie et le coefficient de variation calculés sur 20 classes. Selon les enquêtes présentées, l'inégalité est mesurée soit sur une population de ménages, soit sur une population d'"individus recevant des revenus". Les résultats ne sont donc pas rigoureusement comparables. Il semble, comme on pouvait s'y attendre, que l'inégalité calculée sur les individus recevant des revenus soit plus forte que celle qui est calculée sur une population de ménages.

De cette remarque nous concluons que l'écart entre l'indice de Gini calculé sur les ménages en France et en Suède doit être supérieur à 0,065. Dans les simulations que nous réaliserons à partir des données françaises réelles, nous retiendrons comme distribution d'arrivée une distribution dont le coefficient de Gini sera compris entre 0,40 et 0,43. Cette fourchette nous semble à la fois assez égalitaire pour correspondre à une baisse significative des indices par rapport à leur niveau initial et aussi assez accessible, dans la mesure où calculés sur 9 classes dans la distribution réelle, ces indices sous-estiment l'inégalité réelle qui continuera d'exister au terme du processus.

(1) B.I.R.D., Nov. 1974, Working Paper 190, "Size Distribution : Compilation of Data".

TABLEAU I.2

NIVEAU D'INÉGALITÉ DANS DIFFERENTS PAYS

	Année de l'enquête	Revenu moyen (de l'enquête)	G_{20}	E_{20}^*	σ_{20} / \bar{x}	Remarques
Australie	67-68	15 650 \$	0,315	0,162	0,60	Par ménages
Canada	65	6 355 \$	0,328	0,173	0,62	Par ménages
Danemark	68	—	0,433	0,299	0,69	Individus recevant des revenus (l.r.r.)
Finlande	62	—	0,47	0,33	0,95	l.r.r.
France (1)	67	—	0,465		1,04	Tous les ménages
Allemagne de l'Ouest	64	—	0,46	0,40	1,36	l.r.r.
Israël	68-69	—	0,38	0,23	0,74	Ménages urbains
Japon	63	—	0,31	0,16	0,62	Ménages
Pays-Bas	67	9 780 Fl.	0,437	0,31	0,94	l.r.r.
Suède	63	—	0,40	0,25	0,78	l.r.r.
Royaume-Uni	68	1 570 L.	0,33	0,18	0,63	Ménages
Etats-Unis	66	—	0,40	0,26	0,81	Ménages

Source : Synthèse des différentes enquêtes nationales réalisées par la Banque Mondiale.

(1) Sauf pour la France où nous avons retenu des résultats plus récents.

1.4 TRANSFERTS ENTRE CLASSES DE REVENUS ET MESURES DE L'INEGALITE

Rothschild et Stiglitz (1970) ont entrepris une réflexion théorique sur une forme particulière de réduction de l'inégalité que peut présenter une distribution. Il s'agit des transferts d'une extrémité de la distribution à l'autre qui laissent la moyenne inchangée. Il nous a semblé intéressant de tester l'effet de ces transferts conservant la moyenne (TCM) (1) sur les mesures de l'inégalité qui ont été présentées au paragraphe 1.1.

Le problème est le suivant : on peut transférer une masse donnée de revenus - par exemple, 5 % de la masse totale - des riches vers les pauvres d'une infinité de manières : en prenant la totalité des 5 % chez les plus riches et en les répartissant proportionnellement au revenu de chacun des autres, ou bien au contraire en attribuant la plus grande part aux plus pauvres, etc... Selon la façon que l'on aura de prendre 5 % de la masse totale des revenus aux riches pour les redistribuer aux pauvres, la réduction de l'inégalité sera plus ou moins marquée.

Cinq modes de redistribution ont donc été testés. On a utilisé une des distributions simulées en neuf classes obtenues au paragraphe 1.2. La distribution qui a été retenue est bien entendu celle qui se rapprochait le plus de la distribution observée, c'est-à-dire la distribution n°4

	Distribution théorique simulée suivant une loi Log normale.	Distribution Revenus réels
Moyenne	23 830	24 500
Ecart-type	24 310	25 230
σ / \bar{x}	1.02	1.03
Gini	0.46	0.465
R_{\max} / R_{\min}	28.9	31.9

(1) "Mean preserving spread".

Et on a transféré une certaine masse de revenus des classes supérieures vers les classes inférieures.

Le tableau 1.3 indique pour chacun des modes de redistribution le pourcentage de la masse totale qui est soit retiré soit redistribué à chaque classe. Ainsi pour la première simulation, 5,02 % (0,52 + 1,14 + 1,38 + 1,00 + 0,98 = 1,05 + 1,27 + 2,70) des revenus ont été réaffectés. La première colonne du tableau indique le pourcentage de la masse totale dont disposait chaque classe avant la redistribution.

TABLEAU 1.3

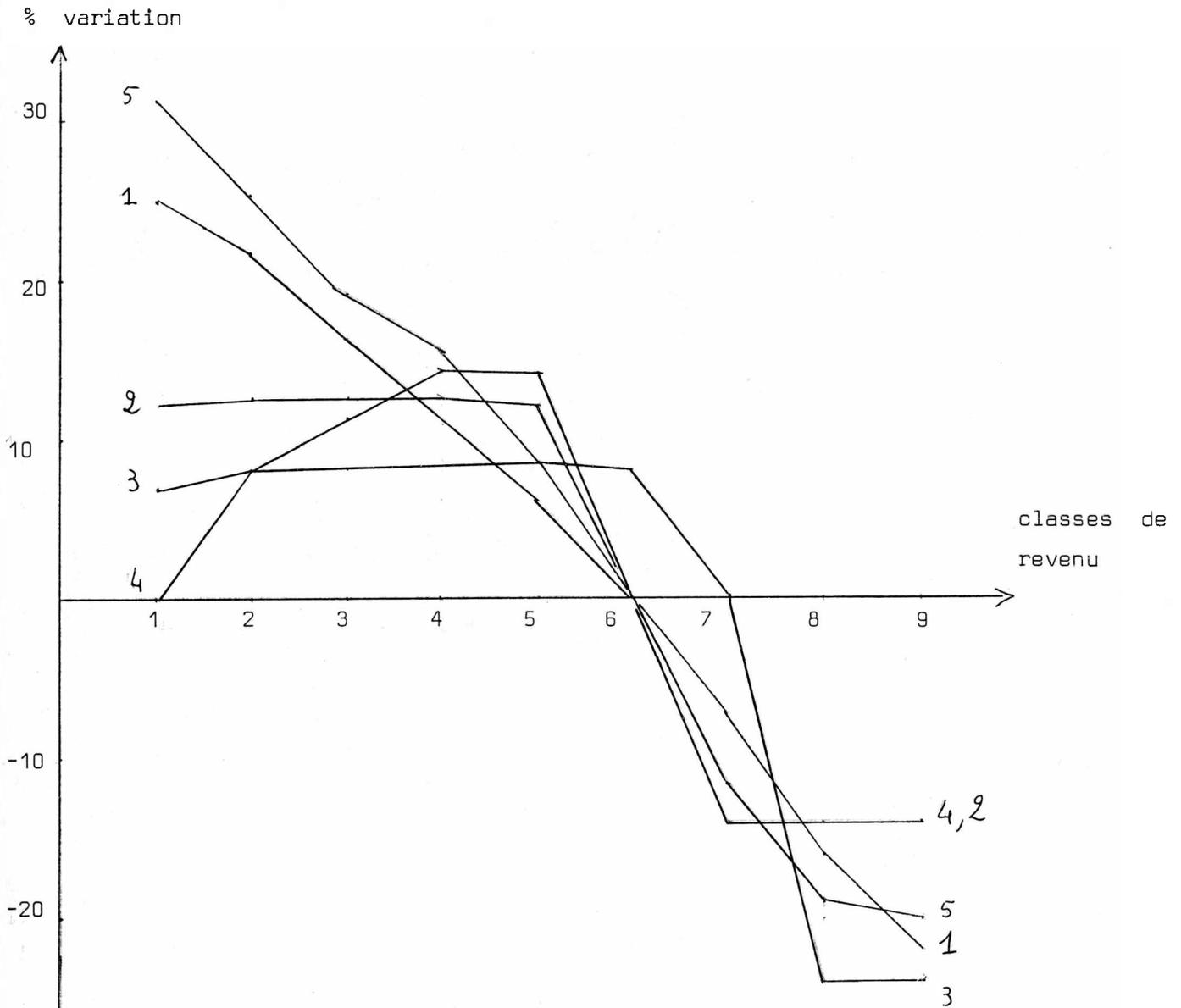
TRANSFERTS EN POURCENTAGE DE LA MASSE TOTALE.

Classes de Revenus	Distribution de départ (en %)	Redistribution (en %)				
		1	2	3	4	5
1	2,08	0,52	0,22	0,15	0,00	0,6
2	5,07	1,14	0,62	0,41	0,41	1,3
3	8,54	1,38	1,03	0,69	1,03	1,50
4	9,09	1,00	1,09	0,73	1,28	1,40
5	16,10	0,98	1,97	1,31	2,29	1,0
6	23,06	0,00	0,00	1,80	0,00	0,0
7	15,72	-1,05	-2,12	0,00	-2,12	-1,8
8	7,97	-1,27	-1,12	-1,93	-1,11	-1,5
9	12,37	-2,70	-1,78	-3,06	-1,78	-2,5
	100	0	0	0	0	0

Sans doute, ces redistributions peuvent-elles être mieux illustrées par le graphique suivant où pour chaque redistribution on a rapporté la masse transférée à la masse préalablement détenue par la classe. On obtient alors le pourcentage d'augmentation (ou de réduction) du revenu total de la classe ou, ce qui revient au même, du revenu moyen de la classe.

GRAPHIQUE 1.1

POURCENTAGE DE VARIATION DE REVENU DE CHAQUE CLASSE



Le tableau 1.4 donne maintenant la valeur prise après redistribution par les différents indicateurs d'inégalité que nous avons retenus.

TABLEAU 1.4

INÉGALITÉ APRÈS REDISTRIBUTION

	Distribution initiale	Redistributions				
		1	2	3	4	5
Coefficient de variation	1,02	0,831	0,870	0,848	0,871	0,819
Coefficient de Gini	0,464	0,405	0,417	0,425	0,421	0,397
R_M / R_m	28,9	18,1	21,8	19,8	24,1	17,5

Quels enseignements peut-on tirer de ces résultats ? Tout d'abord, comme on pouvait s'y attendre, l'inégalité de la distribution est d'autant plus réduite que les revenus qui sont transférés sont pris à des ménages plus riches et transmis à des ménages plus pauvres. Ainsi, quel que soit l'indicateur, les redistributions 5 et 1 "dominent" les redistributions 2, 3 et 4. Dans les premières (5 et 1) la quasi totalité de la masse réallouée est prise dans les classes 8 et 9 et allouée aux classes 1 et 4. Dans les schémas 2 et 4, une part plus importante du transfert est réalisée entre "classes moyennes", c'est-à-dire de la classe 7 vers les classes 4 et 5.

La redistribution 2 domine la 4, or la masse a été saisie de la même manière dans les classes les plus riches. Mais dans la première on redistribue une part non négligeable aux classes 1, 2 (et donc relativement moins aux classes moyennes) alors que c'est le contraire pour la redistribution 4. Il semble donc que pour une même masse redistribuée, ce soit

l'action sur les revenus extrêmes qui soit le plus efficace du point de vue de la réduction de l'inégalité (compte-tenu bien sûr des indicateurs utilisés). Les coefficients sont donc plus sensibles à une hausse importante (une baisse) du revenu des plus pauvres (des plus riches) qu'à une variation plus modeste du revenu des classes intermédiaires bien que les classes supérieures concernent un effectif moins important que les classes centrales.

La seconde remarque que l'on peut faire est que les indicateurs d'inégalité ne fournissent pas toujours la même hiérarchie. Ainsi la simulation 3 apparaît plus réductrice d'inégalité que les simulations 2 et 4 si l'on se réfère au coefficient de Gini, mais c'est le contraire si l'on s'intéresse au coefficient de variation ou au rapport des revenus extrêmes. Il est donc impossible de se limiter à l'étude d'un seul indicateur et les trois coefficients qui ont été présentés jusqu'à maintenant continueront d'être utilisés conjointement.

II - PRESENTATION GENERALE DU MODELE

2.1 PROBLEMATIQUE

On se propose, dans ce chapitre, d'étudier l'effet qu'aurait une modification de la distribution des revenus sur le taux d'épargne des ménages. On fera d'abord l'hypothèse que cette réduction de l'inégalité des revenus ne modifie pas les taux d'épargne des ménages (cette hypothèse sera dite "Hypothèse de stabilité des comportements"). Dans une hypothèse (dite "alternative") on tentera de tenir compte d'une réaction des ménages à la réduction de l'inégalité des revenus, réaction qui augmenterait le taux d'épargne de certains ménages et, au contraire, laisserait inchangé celui de certains autres.

Dans ce chapitre, on ne fera intervenir aucune action volontaire des Pouvoirs Publics qui pourrait influencer directement sur le taux d'épargne ; ce n'est que dans le prochain chapitre que ce point sera abordé. La démarche qui a été suivie peut être résumée ainsi :

1°) Sur une période passée (1967 - 1972), le modèle de simulation qui va être présenté plus loin fournira une situation de référence. Il s'agit de la projection des taux d'épargne qui aurait pu être faite en 1967 à horizon 1972 à partir de l'hypothèse de stabilité des comportements évoquée ci-dessus. Il faut insister sur le fait qu'il ne s'agit pas là d'une prévision qui aurait pu être faite en 1967 et qui aurait tenu compte, autant que faire se peut, des anticipations des agents pour la période. Il s'agit uniquement d'une projection de tendance qui n'incorpore aucun élément conjoncturel. Seules les composantes de long terme sont prises en compte, les fluctuations de court terme sont ignorées même si elles étaient "prévisibles" à partir de telle ou telle information sur le comportement attendu des ménages. Bien entendu, cette projection de référence postulera un taux de hausse des revenus réels égal pour tous les ménages.

2°) Dans une seconde phase, on simulera quatre variantes de réduction de l'inégalité reposant sur des taux de croissance des revenus réels différents selon les classes de revenus.

3°) Dans la mesure où le taux d'épargne croît avec le revenu, une réduction de l'inégalité des revenus conduira à une baisse des taux d'épargne (voir la première partie du rapport). Les projections effectuées ne tenant compte que des composantes de long terme, cette baisse du taux d'épargne - mesurée, bien entendu, par rapport au taux à la même date dans la situation de référence - ne sera ni masquée, ni accentuée par des mouvements conjoncturels (variations des dépôts en Caisse d'épargne, par exemple, liée à une modification des taux d'intérêt ou à un indice de hausse des prix particulièrement inquiétant) dont l'ampleur peut être assez importante voire supérieure à l'impact de la réduction de l'inégalité.

Le rapport entre les taux d'épargne de la projection de référence et ceux des variantes 1 à 4 donnera une estimation du pourcentage de variation du taux d'épargne tendanciel auquel on doit s'attendre selon telle ou telle modalité de réduction de l'inégalité des revenus. Bien entendu, ces rapports ne valent en toute rigueur que pour la période sur laquelle ils ont été calculés : 1967 - 1972 . Et il faudrait pouvoir recommencer le même calcul sur la période 1975 - 1980 pour avoir une estimation valable pour 1980. Malheureusement, les données sur la distribution des revenus de l'année de départ (1975) ne sont, bien sûr, pas connues. La dernière Enquête "Revenu" de l'INSEE remonte à 1970. De plus nous ne disposons pas en détail des calculs qui ont été effectués par l'INSEE pour parvenir au taux d'épargne de 17,5 dans le compte n° 1 pour 1980 et de 15,7 dans le compte n° 2 (1).

On peut cependant penser qu'en matière de réduction de l'inégalité des revenus, les résultats obtenus sur la période 1967 - 1972 sur laquelle nous disposons d'une masse de données assez importantes sont transposables à une autre période de 5 ans : 1975 - 1980 . Aussi les rapports

taux d'épargne de la variante i

Taux d'épargne de la projection de référence

seront-ils appliqués aux taux d'épargne prévus pour 1980 dans la projection

(1) Cf. "Projections tendanciennes et normatives pour 1975 - 1980", préparation du VIIème Plan.

du VIIème Plan afin de permettre une estimation à cette date des taux d'épargne prévisible après réduction de l'inégalité.

Avant d'en venir à la présentation du modèle de simulation, il faut d'abord définir précisément les composantes de l'épargne puis analyser leur évolution de 1967 à 1972.

2.2 LES COMPOSANTES DE L'EPARGNE

2.2.1 Essai de définition

La définition traditionnelle de l'épargne est celle du solde Revenu - Consommation. Le compte d'affectation de la Comptabilité Nationale s'écrit :

TABLEAU 2.1

C	R
E	

où R représente le revenu, C la consommation et E l'épargne.

La ^{de} composition de l'épargne en ses différentes composantes pourrait être représentée comme le tableau suivant :

TABLEAU 2.2

EF	E
V	
U _F	

où EF est l'épargne financière, V les remboursements d'emprunts et U_F l'apport personnel des ménages à l'achat de la FBCF Ménages. L'épargne correspond donc ici à la partie du revenu qui n'est pas affectée à la consommation.

Si l'on veut tenir compte des emprunts des ménages (M), le compte devient :

TABLEAU 2.3

EF	E
V	M
U_F	
M	

où $U_F + M$ correspondrait à l'achat de la FBCF. En réalité, la Comptabilité Nationale ne fournit pas ce compte, mais le suivant :

TABLEAU 2.4

EF	E
FBCF	M
	(-V)

où $M - V$ représente les emprunts nets de remboursements. Cette présentation qui ne fait pas la distinction dans la FBCF entre apport personnel et emprunt n'est pas entièrement satisfaisante. Et on peut lui préférer un compte établi à partir des tableaux 2.1 et 2.3 qui mettrait en regard l'ensemble des ressources des ménages et les emplois de ces ressources.

TABLEAU 2.5

C	R
EF	M
V	
U_F	
M	

En rapportant l'ensemble des emplois sauf la consommation à l'ensemble des revenus, on peut obtenir un taux d'épargne "élargie" $s = E + M / R + M$ qui, bien entendu, sera plus élevé que σ mais qui n'apporte guère plus d'informations que le taux traditionnel.

Cependant il faut noter que le compte du tableau 2.5 comprend une inexactitude. En effet, seule une partie des emprunts (M_F) est affectée à l'achat de la FBCF (Logements neufs et gros entretiens), une autre partie (M_M) sert à financer des transactions immobilières au sein de l'agent "Ménages" (1). Ce montant M_M est d'abord reçu par les ménages emprunteurs qui souhaitent acquérir un logement ancien, il est ensuite transmis aux ménages vendeurs qui l'affectent en consommation ou épargne financière, en remboursements d'emprunts ou en apport personnel pour l'achat de la FBCF. Du côté des emplois, le montant M_M a donc déjà été comptabilisé dans les flux C, EF, V ou U_F et il ne doit donc pas être inscrit une nouvelle fois. Le compte auquel nous nous référerons aura donc la forme suivante :

TABLEAU 2.6

C	R
EF	$M = M_F + M_M$
V	
U_F	
M_F	

avec $U_F + M_F = FBCF$ et $E = EF + V + U_F$

Ce tableau nous conduit à faire deux remarques

- Lorsque l'on calcule le taux $\sigma = \frac{R - C}{R}$ l'objectif est de dégager la partie du revenu qui n'est pas consommée pour la rapporter à ce même revenu. Mais la consommation, mesurée par C, n'est pas intégralement financée par le revenu. En effet, lorsque les ménages qui ont emprunté M_M (emprunts destinés à financer l'achat de logements anciens à d'autres ménages) ont effectué leur achat, ce montant (M_M) entre dans le patrimoine des vendeurs qui peuvent l'utiliser comme bon leur semble et, en particulier, en

(1) On négligera ici (comme c'est le cas dans la Comptabilité Nationale) le solde des ventes entre les ménages et les administrations.

en consommant une partie (1). Si on note μ la fraction de M_M qui est consommée, la consommation financée sur revenu se limite à $C - \mu M_M$ et on doit écrire :

$$\sigma = \frac{R - C + \mu M_M}{R}$$

au lieu de la relation classique.

Bien entendu, il est probable que μ est assez faible et par conséquent, sur le plan pratique cette nouvelle formulation ne modifie pas sensiblement les résultats obtenus ; mais il faut garder à l'esprit que le rapport $\frac{R-C}{R}$ est peu défendable sur le plan théorique dans la mesure où il n'est pas homogène quant à l'origine des flux.

Mais si la valeur de μ est faible, un problème plus grave apparaît. Un flux égal à $(1 - \mu)M_M$ est épargné. Comme cela a été dit plus haut, ce montant peut être affecté par les ménages vendeurs d'immobiliers anciens aussi bien en épargne financière qu'en remboursements d'emprunts antérieurs, ou qu'en apport personnel pour l'achat d'un logement. Dans ces conditions le rapport $\frac{EF}{R}$ dans lequel on voudrait voir un indicateur de la fraction du revenu qui est affecté en épargne financière ("taux d'épargne financière") a peu de signification. En effet, une part importante de EF peut venir de M_M . Pour fixer les idées considérons l'année 1967. Les emprunts totaux des ménages (M) sont de 16,4 milliards de F, dont 3,7 destinés à l'achat de logements anciens (M_M). L'épargne financière est, cette année là, de l'ordre de 22,6 milliards de F. Si μ vaut 10 % (c'est-à-dire si 10 % des emprunts destinés aux logements anciens sont consommés par les vendeurs) alors l'erreur peut aller jusqu'à 15 % sur le taux d'épargne financière si les 90 % qui restent sont affectés en Epargne financière. Dans la mesure où les montants consacrés aux emprunts pour les logements anciens suivent une évolution pour le moins heurtée (cf. Annexe B), il devient impossible d'apprécier l'évolution du taux d'épargne financière au travers du rapport EF/R .

(1) Cette consommation ne porte que sur la partie de la vente qui a été financée par emprunts. Si on peut concevoir - au niveau microéconomique - qu'un ménage "consomme son patrimoine" (justement après l'avoir vendu à un autre ménage), cette consommation disparaît lorsque l'on agrège les ménages ; ce qui est consommé par les uns ne l'est plus par les autres et le stock total détenu par l'agent "ménages" n'est pas modifié.

- La deuxième remarque a trait au taux d'épargne élargie qu'il convient de calculer en rapportant l'ensemble des affectations de l'épargne ($EF + U_F + V$) aux flux qui les financent ($R + M_M$). Les flux M_F (crédits pour les logements neufs, gros entretiens, etc...) est directement affecté et dans le tableau 2.6 il apparaît en ressource et en emploi, aussi ne doit-il pas intervenir au dénominateur du taux d'épargne élargie puisqu'il ne finance en rien les flux EF , U_F et V . Le taux qui permet de rapporter les trois composantes de l'épargne aux ressources correspondantes sera donc (1) :

$$s = \frac{EF + V + U_F}{R + M_M}$$

2.2.2 Etude des taux d'épargne sur la période 1959-1974

Sur le graphique 11.1 on trouvera la série des taux d'épargne $\sigma = \frac{R - C}{R}$ qui est celle de la Comptabilité Nationale (rappelons que ce taux n'est correct que si l'on fait l'hypothèse que $\mu = 0$) et la série des taux

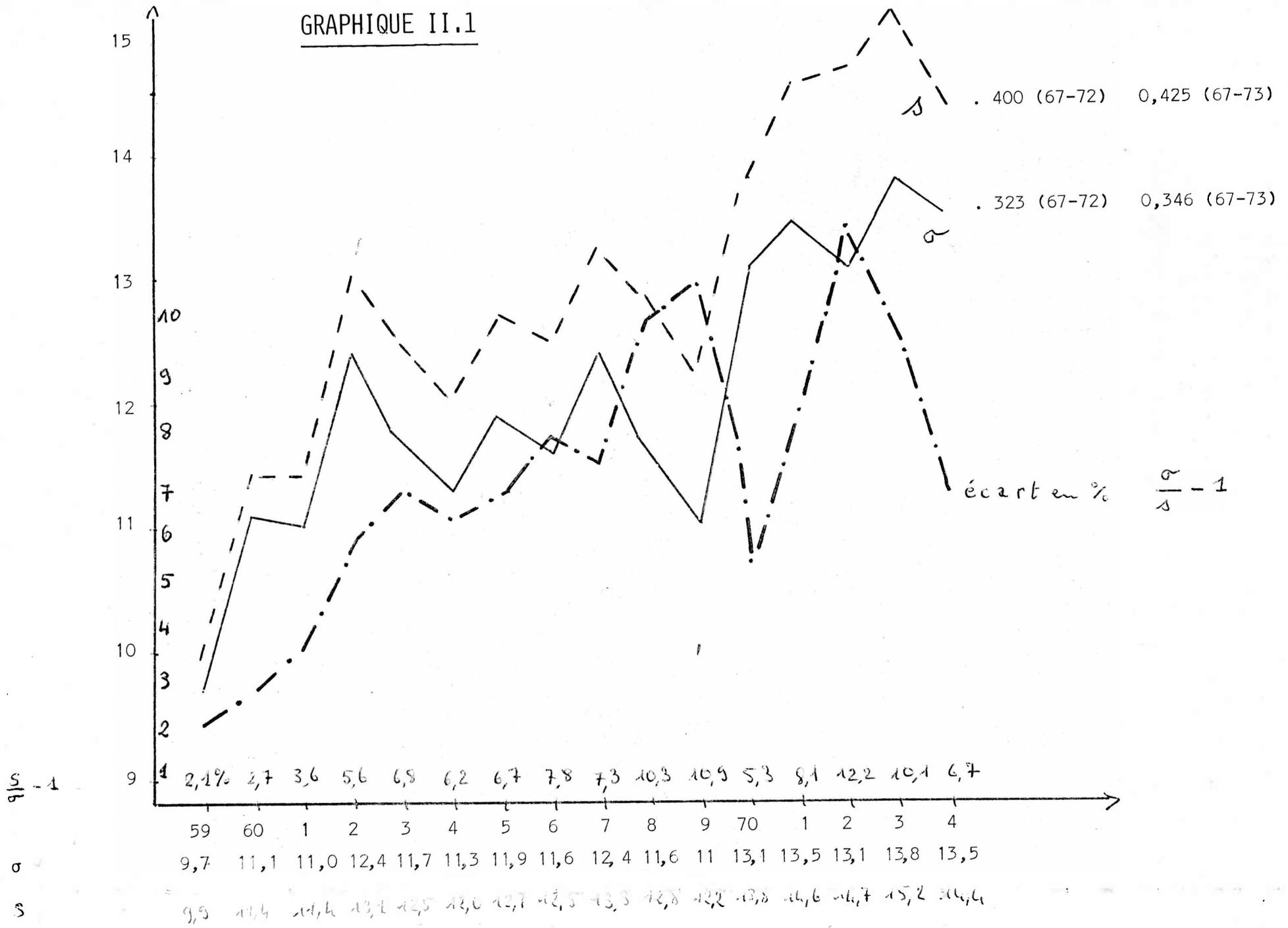
$s = \frac{EF + V + U_F}{R + M_M}$ telle qu'on peut la calculer à partir des comptes que le CREP a établis sur le modèle du tableau 2.6 (cf. Annexe **A**). Le calcul de ce dernier taux suppose que l'on a pu faire le partage de la FBCF entre l'apport personnel (U_F) et le financement sur emprunt (M_F). Pour effectuer ce partage, différents calculs sont nécessaires en particulier parce que la FBCF que fournit la Comptabilité Nationale ne comprend qu'une partie de la dépense réelle des ménages (par exemple, le prix des terrains en est exclu) ; on trouvera dans l'annexe **B** les calculs détaillés qui conduisent aux rapports

$$\beta_t = \frac{U_{Ft}}{FBCF_t} \quad \text{et} \quad \gamma_t = \frac{M_{Ft}}{M_t}$$

(1) Si au lieu d'un taux d'épargne on souhaite calculer un taux d'investissement des ménages qui rapporte l'ensemble des investissements des ménages aux ressources qui les financent, il faudrait écrire :

$$\text{Taux d'investissement} = \frac{EF + V + U_F + M_F}{R + M_F + M_M} = \frac{R + M - C}{R + M}$$

GRAPHIQUE II.1



ainsi qu'un commentaire de la relation :

$$\beta_t + \gamma_t \frac{M_t}{FBCF_t} = 1$$

qui lie ces deux coefficients.

Les deux séries suivent des évolutions comparables à ceci près que l'écart est croissant ; la série s augmente plus rapidement que la série σ (cf. courbe en pointillé qui donne les écarts en pourcentage). Cet écart croissant vient de ce que les valeurs de M_M sont elles-mêmes très rapidement croissantes, or on peut écrire s sous la forme :

$$s = \frac{R - C + M_M}{R + M_M}$$

Il faut remarquer que les deux séries évoluent presque toujours dans le même sens. On peut toutefois s'intéresser aux années 1971-1972 pour lesquelles, exceptionnellement, les deux séries évoluent en sens opposé. Ainsi de 1971 à 1972 le taux $\sigma = \frac{R - C}{R}$ baisse quand $s = \frac{EF + V + U_F}{R + M_M}$ augmente.

Il n'est pas sans intérêt d'analyser brièvement ces deux années. Si l'on ramène à 100 le revenu de 1971, les comptes (cf. annexe A) s'écrivent comme suit :

TABLEAU 2.7

	1971	1972	(1) Taux de croissance (%)
R : Revenu	100	110,25	10,15
M : Emprunt	5,56	8,05	44,78
Total ressources	105,56	118,20	
=====			
C : Consommation	86,47	95,72	10,70
E : Epargne	14,74	16,54	12,21
<i>dont</i>			
V : Remboursement	4,12	4,95	20,1
V _F : Apport pers.	4,34	3,82	- 12,0
EF : Epargne Fin.	6,28	7,77	23,7
M _F : Emprunt neuf	4,34	5,95	37,10
Total emplois	105,56	118,20	
=====			
M _M = M - M _F	1,22	2,10	72,13

(1) Ces taux de croissance portent sur des quantités "par ménage" pour obtenir le taux de croissance de la masse globale, il faut multiplier par 1,012 qui est l'indice correspondant au taux de croissance du nombre des ménages.

On est alors conduit aux taux d'épargne suivants :

	1971	1972
$\sigma = \frac{R - C}{R}$	13,53	13,10
$s = \frac{E}{R + M_M} = \frac{R - C + M_M}{R + M_M}$	14,57	14,73
<hr/>		
$\frac{E}{R}$	14,74	15,02

Comme la consommation a crû plus vite que le revenu (10,70 % contre 10,15 %) le taux σ diminue. Mais en fait, l'"épargne" a augmenté plus vite encore (12,21 %) à cause d'une croissance considérable des emprunts destinés aux logements anciens (M_M : + 72,13 %). Le taux s qui met en relation l'ensemble des ressources et des emplois retrace cette évolution et passe de 14,57 à 14,73.

Notons que le taux E/R (qui n'a pas de signification en lui-même puisque tout ce qui a servi à composer E ne vient pas intégralement de R) aurait lui aussi accusé une hausse sur la période.

Ainsi lorsque les emprunts destinés aux logements anciens (M_M) croissent rapidement, la variation de σ peut induire en erreur (1)

Dans les simulations que nous avons effectuées pour étudier l'effet d'une réduction de l'inégalité sur le taux d'épargne des ménages nous avons distingué trois flux dans l'épargne : les remboursements (V), l'apport personnel (U_F) ainsi que l'épargne financière (EF). Aussi nous a-t-il

(1) L'année 1972 est une année assez particulière puisque le rapport $\beta = \frac{U_F}{FBCF}$ qui vaut généralement entre 0,50 et 0,60 sur la période, vaut cette année là 0,39 (cf. Annexe B).

semblé plus satisfaisant de rapporter ces trois flux à la somme $R + M_M$, plutôt qu'au seul revenu. Ce sont donc des taux sur le modèle

$$s = \frac{EF + V + U_F}{R + M_M}$$

qui ont été calculés.

2.3 LE MODELE

En distinguant dans l'épargne (E) les remboursements d'emprunts (V), l'apport personnel destiné à l'achat de la FBCF (U_F) et l'épargne financière (EF)

$$E = V + U_F + EF$$

On met en évidence trois composantes qu'il faut maintenant étudier séparément.

2.3.1 Les remboursements d'emprunts

Si on tente de mettre en relation les remboursements de l'année t (V_t) et ceux de l'année $t-1$ (V_{t-1}), on constate que V_t est égal à V_{t-1} sous réserve d'une part des remboursements liés aux emprunts contractés pendant l'année t qui ne sont pas compris dans V_{t-1} mais le sont dans V_t , et d'autre part des remboursements qui sont compris dans V_{t-1} mais pas dans V_t , c'est-à-dire ceux qui correspondent à des emprunts dont la période de remboursement se termine pendant l'année $t-1$. Un modèle un peu lourd tenant compte, entre autres, de la périodicité des remboursements et de l'écart entre le moment où l'emprunt est contracté et la date du premier remboursement est présenté dans l'annexe C, ainsi qu'un test de ce modèle.

Ainsi une grande partie des remboursements qui composent V_{t-1} se retrouvent dans V_t et on conçoit facilement que la distribution dans le temps de la variable V accuse une assez grande inertie. Nous sommes en présence d'un véritable processus de moyenne mobile (ou de somme mobile) puisque si

on note $V_t^!$ le remboursement annuel des emprunts contractés en t , on a

$$V_{t-1} = V_{t-1}^! + V_{t-2}^! + \dots + V_{t-x-1}^!$$

$$V_t = V_t^! + V_{t-1}^! + \dots + V_{t-x}^!$$

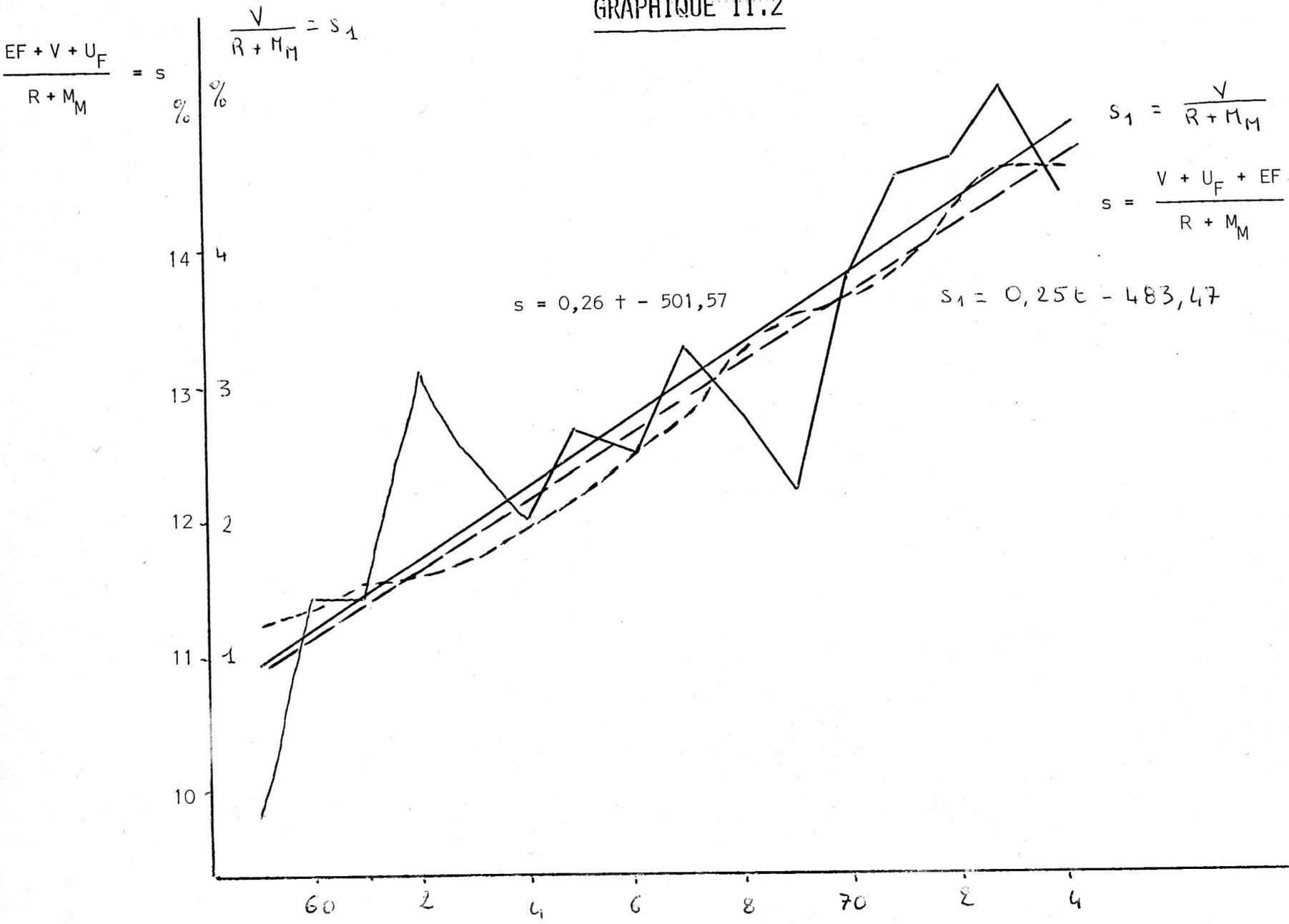
Dans la mesure où les sommes empruntées par les ménages ont connu une croissance relativement régulière depuis une vingtaine d'années, la courbe correspondant à l'évolution de V dans le temps est elle-même régulièrement croissante, ce qui est plus important encore, c'est que des variations brusques de V sont difficilement concevables. Pour que V_t soit très nettement supérieur (ou inférieur) à V_{t-1} il faudrait que les emprunts de l'année t accusent une croissance (une baisse) tout à fait considérable de telle sorte que la valeur de $V_t^!$ soit elle même très élevée (faible) (1).

Ainsi la série des remboursements d'emprunts ne peut accuser de variations trop brusques et s'apparente donc en quelque sorte à une "composante de long terme" de l'épargne et dans le modèle de simulation qui sera utilisé ci-après, cette composante sera liée aux emprunts passés.

Il sera intéressant de constater que la croissance que le taux d'épargne $s = \frac{EF + U_F + V}{R + M_M}$ a pu connaître depuis le début des années 60 jusqu'en 1974, correspond assez bien à la croissance du taux $s_1 = \frac{V}{R + M_M}$ ainsi que le montre le graphique 11.2 .

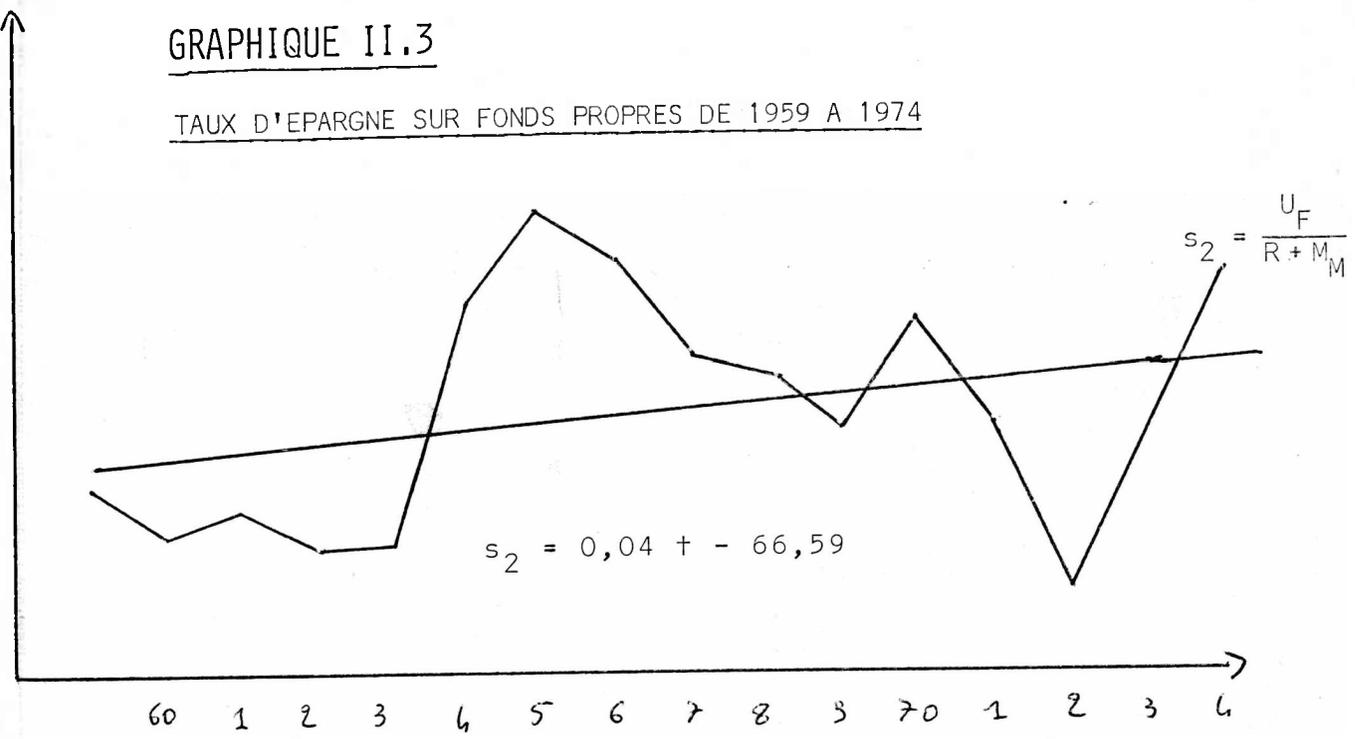
(1) Prenons un exemple : en 1968, le remboursement moyen par ménage a été de 850 F (cf. Annexe A) ; en 1969 il atteint 1030 F. Le taux de croissance est de l'ordre de 20 % (ce taux est d'ailleurs presque constant sur la période à cause de l'effet de lissage par somme mobile qui a été évoqué plus haut. Il vaut en moyenne 19,8 % de 1960 à 1974). Pour que de 1968 à 1969 les remboursements augmentent deux fois plus vite (40 %), il aurait fallu un montant de remboursement égal à 1210. Ceci supposerait que les emprunts contractés en 1969 s'élèvent à 3130 F. Soit une croissance de plus de 200 % par rapport à 1968 (1968 = 1390F).

GRAPHIQUE II.2

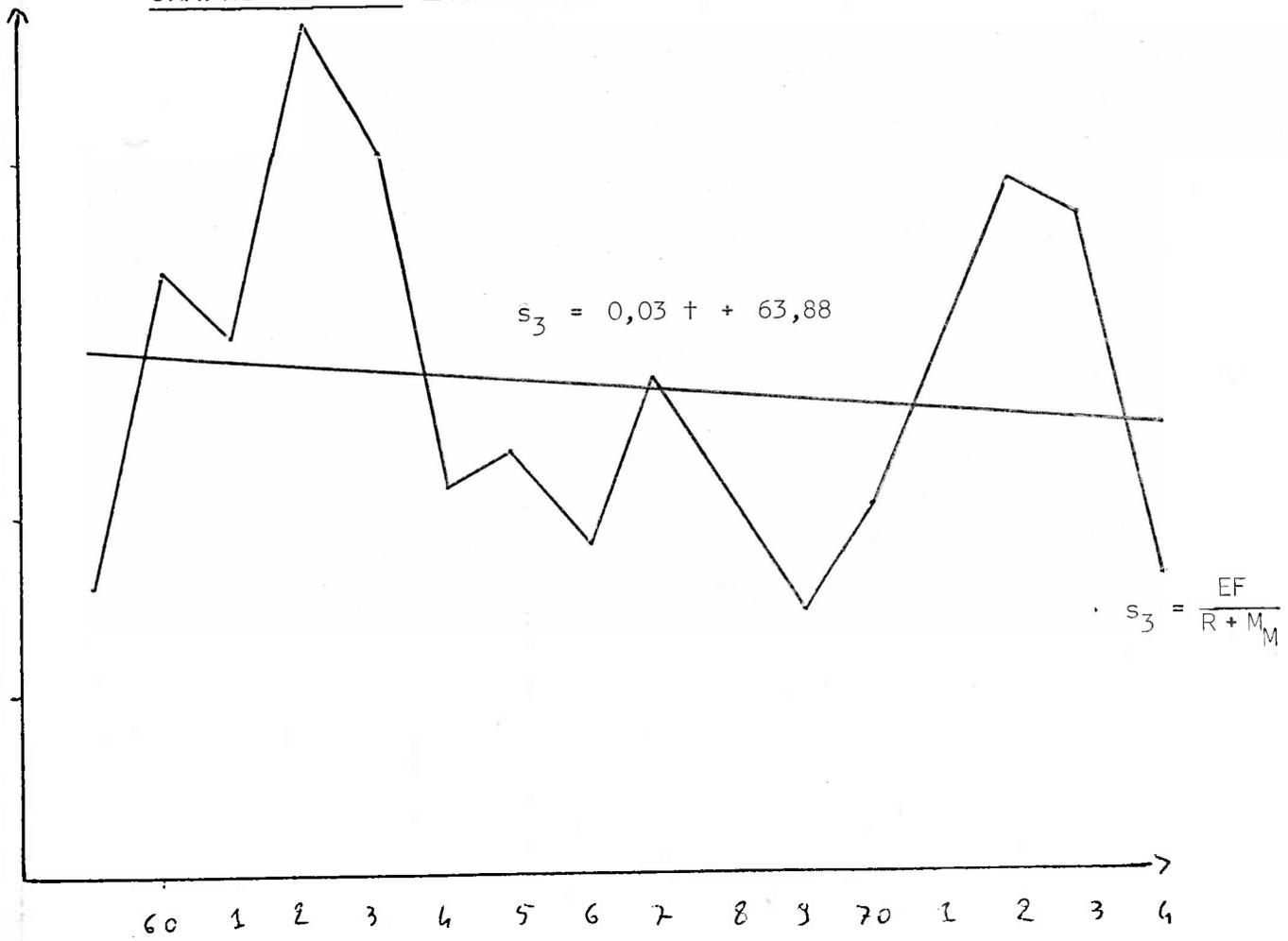


GRAPHIQUE II.3

TAUX D'EPARGNE SUR FONDS PROPRES DE 1959 A 1974



GRAPHIQUE II.4 TAUX D'EPARGNE FINANCIERE DE 1959 A 1974



Ici aussi la tendance est presque horizontale. Mais au contraire de la variable U_F étudiée au paragraphe précédent, on peut penser que la valeur que prend EF à l'année t est peu dépendante de la valeur prise en $t-1$. En effet, celle-ci n'est sans doute pas déterminée a priori. Les ménages qui ont des remboursements à assurer remboursent ; ceux qui ont décidé - depuis quelque temps déjà - d'emprunter pour acheter un logement l'achètent en effectuant leur apport personnel, il reste alors l'épargne financière. Ceci ne signifie pas que, dans l'affectation de cette épargne financière, les ménages n'exercent aucun choix entre l'épargne liquide et les valeurs mobilières, par exemple, mais ce choix n'est plus que celui d'un optimum de second rang qui s'opère sous la contrainte d'un montant d'épargne financière préalablement déterminé.

Si l'on ne veut pas introduire d'hypothèses sur la consommation - ce qui permettrait - disposant alors de tous les "emplois" du compte du tableau 2 de calculer l'épargne financière par solde - il semble raisonnable de considérer qu'en tendance, le taux d'épargne financière s_3 est constant dans le temps comme nous y incite le graphique 11.4 qui ne met en évidence qu'une très faible pente sur 15 ans.

Dans le modèle de simulation, c'est donc l'hypothèse $s_3 = cte$ qui sera retenue.

Remarquons enfin, en comparant les graphiques 11.3 et 11.4 que les variations du taux d'épargne financière (s_3) et du taux concernant l'apport personnel (s_2) semblent à peu près se compenser, ceci tend à montrer que la croissance tendancielle du taux d'épargne global (s) serait principalement due à la croissance du taux (s_1) qui correspond aux remboursements d'emprunts. Dans le modèle de simulation, au lieu de l'hypothèse " $s_3 = cte$ " qui vient d'être énoncée, on aurait donc pu préférer l'hypothèse : " $s_2 + s_3 = cte$ " ; mais ce raffinement ne nous a pas semblé utile dans le cadre d'une recherche qui, rappelons-le, ne vise nullement à proposer une prévision du taux d'épargne, mais tente uniquement de mesurer l'influence qu'aurait sur ce dernier une réduction de l'inégalité des revenus.

2.3.4 La formulation du modèle de simulation

2.3.4.1 Une projection de tendance

On dispose pour 1967 d'une distribution des revenus en neuf classes (cf. Annexe E). Dans chaque classe l'effectif sera noté n_h et le revenu $R_{h,t}$, soit pour la distribution de départ $R_{h,0}$. Si l'on note par ρ_h le taux de croissance du revenu réel (1) de la classe h , on a :

$$/1/ \quad R_{h,t} = R_{h,0} (1 + \rho_h)^t$$

Une contrainte lie les taux de croissance des revenus réels dans chaque classe, si le taux de croissance moyen ($\bar{\rho}$) est donné. Cette contrainte s'écrit :

$$\bar{\rho} = \frac{\sum_h (1 + \rho_h) n_h R_{h,0}}{\sum_h n_h R_{h,0}} - 1$$

Comme on l'a déjà dit, les remboursements d'emprunts d'une année peuvent être déduits des emprunts passés. En utilisant une version simplifiée du modèle présenté dans l'annexe C (2), on peut écrire :

$$/2/ \quad V_{h,t} = \frac{M_{h,t}}{x \cdot K_t} - \frac{M_{h,t-x-1}}{x \cdot K_{t-x-1}} + V_{h,t-1}$$

où x est la durée moyenne des emprunts et K_t un facteur d'actualisation :

$$K_t = \frac{(1 + r_t)^x - 1}{x r_t (1 + r_t)^x}$$

avec r_t : taux d'intérêt auquel les emprunts de l'année t ont été contractés.

(1) L'ensemble des simulations fait référence à des valeurs réelles, les taux de croissance doivent donc toujours être compris comme des taux de croissance en volume.

(2) Voir aussi : "L'accumulation du patrimoine des ménages", **Modèle EPHEBE**, - Contrat CORDES 1974, Tome II - chapitre 6 - pp. 330-340.

Pour les nouveaux emprunts, on a fait l'hypothèse d'un taux de croissance réel indépendant de la classe de revenu. Ce taux est noté d , on a alors :

$$/3/ \quad M_{h,t} = M_{h,0} (1 + d)^t$$

Sur la période 1967-1972, la fraction de l'emprunt total consacrée à l'achat de logements anciens semble avoir peu varié (cf. Annexe B). On a donc fait l'hypothèse d'une constance de cette fraction, soit :

$$/4/ \quad \frac{M_{h,t}}{M_{h,t}} = \gamma \frac{M_{h,t}}{M_{h,t}}$$

La FBCF a crû de façon à peu près régulière sur la période, si f est le taux de croissance en volume, il vient :

$$/5/ \quad FBCF_{h,t} = FBCF_{h,0} (1 + f)^t$$

où $FBCF_{h,t}$ représente le montant de la FBCF totale qui a été réalisée par la classe h et si l'on fait l'hypothèse que le taux f est indépendant de la classe h .

Si β_t est la part de la FBCF qui a été financée sur fonds propres, on a :

$$/6/ \quad U_{F,h,t} = \beta_t FBCF_{h,t}$$

en faisant pour β_t la même hypothèse qu pour d ou f : indépendance par rapport à la classe de revenu.

Notons que les deux grandeurs β_t et γ sont liées par la relation :

$$\beta_t + \gamma \frac{M_t}{FBCF_t} = 1$$

soit

$$\beta_t = 1 - A \left(\frac{1 + d}{1 + f} \right)^t$$

où $A = \gamma \frac{M_0}{FBCF_0}$. La valeur de d (taux de croissance des emprunts en "volume") étant supérieure à celle de f (taux de croissance de la FBCF en volume), on aboutit à une décroissance de β_t qui a déjà été évoquée au § 2.2.2. Avec les valeurs retenues pour la simulation de référence $d = 11,5\%$ et $f = 4,8\%$ (cf. Annexe D) la relation devient $\beta_t = 1 - 0,412 \cdot 1,064^t$. Les valeurs correspondant aux années 0 à 5 sont données sur le graphique 11.5 ainsi que les valeurs réellement constatées pour ces années (cf. Annexe B).

Si comme on l'a dit au paragraphe 2.3.3, on retient une valeur constante pour le taux d'épargne financière, il vient :

$$/7/ \quad EF_{h,t} = s_{3_{h,0}} (R_{h,t} + M_{M_{h,t}})$$

On obtient alors pour chacune des années 1 à t :

$$/8/ \quad s_{h,t} = s_{1_{h,t}} + s_{2_{h,t}} + s_{3_{h,t}}$$

où $s_{h,t}$ est le taux d'épargne total de la classe h pour l'année t , avec :

$$s_{1_{h,t}} = \frac{V_{h,t}}{R_{h,t} + M_{M_{h,t}}}, \quad s_{2_{h,t}} = \frac{U_{F_{h,t}}}{R_{h,t} + M_{M_{h,t}}}$$

$$\text{et } s_{3_{h,t}} = \frac{EF_{h,t}}{R_{h,t} + M_{M_{h,t}}} = s_{3_{h,0}}$$

Le taux d'épargne global pour chaque année est alors donné par :

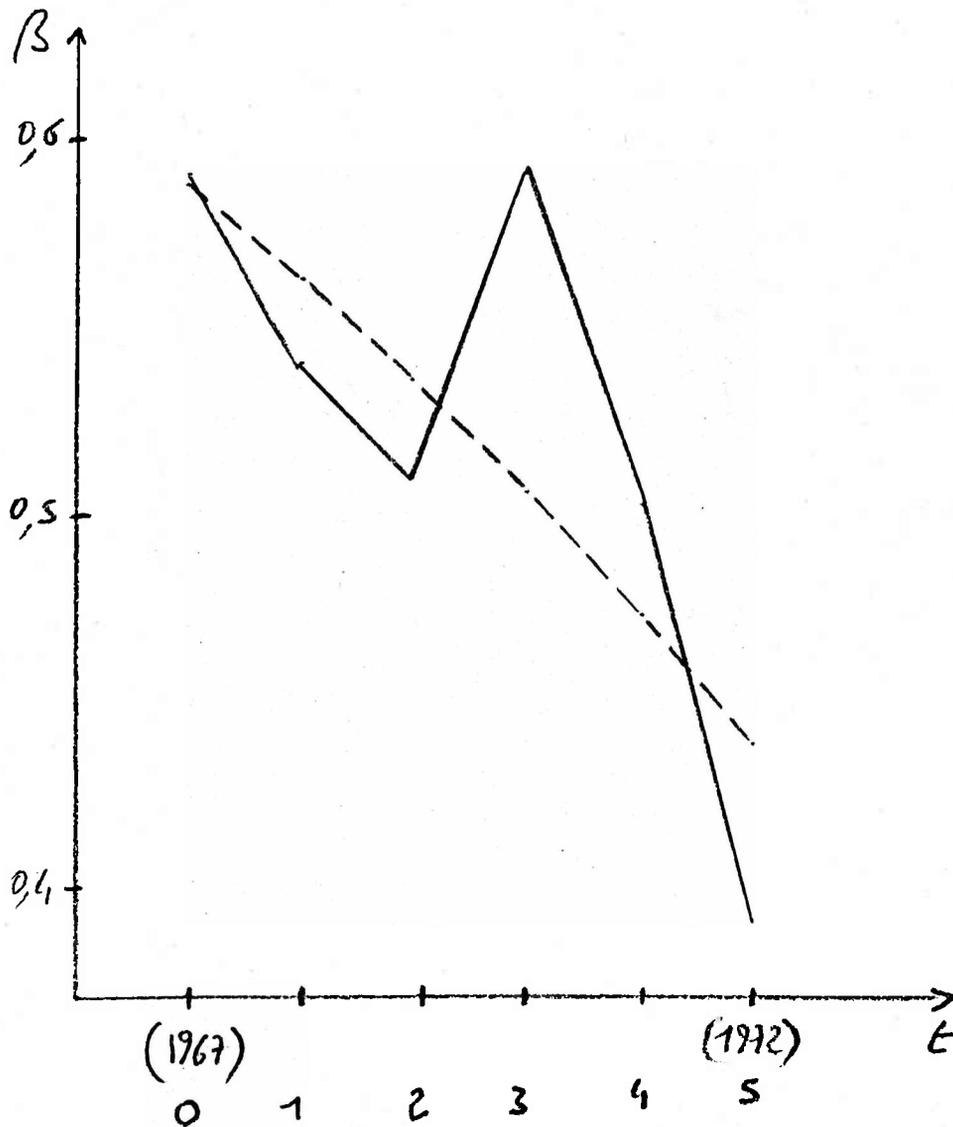
$$/9/ \quad s_t = s_{1_t} + s_{2_t} + s_{3_t}$$

... / ...

GRAPHIQUE II.5

VALEURS OBSERVEES ET CALCULEES DE β

— valeurs observées
--- $\beta_t = 1 - 0,412 \cdot 1,061^t$
avec $t = 0 \text{ à } 5$



avec :

$$s_{j_t} = \frac{\sum_h s_{j_{h,t}} n_h (R_{h,t} + M_{M_{h,t}})}{\sum_h n_h (R_{h,t} + M_{M_{h,t}})}$$

pour $j = 1, 2, 3$.

2.3.4.2 Une hypothèse de revenu permanent

Il nous a semblé intéressant d'introduire une variante s'inspirant de la théorie du revenu permanent telle que l'a développée FRIEDMAN (1957). L'analyse de cet auteur conduit à une consommation proportionnelle, non au revenu courant, mais au revenu "permanent" que pour simplifier on peut présenter comme une moyenne des revenus attendus au cours des périodes à venir. Le nombre de périodes sur lesquelles la moyenne est calculée dépend de l'horizon économique du ménage.

Dans la variante que nous avons introduite, le revenu attendu à l'année t est le revenu de l'année $t-1$ multiplié par $1 + \bar{\rho}$ où $\bar{\rho}$ est le taux de croissance moyen de l'ensemble des revenus. On fait donc l'hypothèse que les ménages n'anticipent pas la hausse différentielle des revenus au moyen de laquelle on tente de réduire l'inégalité, mais au contraire s'attendent au taux de croissance moyen du passé récent ($\bar{\rho}$) qui était le même pour tous les ménages.

Dès lors l'écart entre le revenu réel et le revenu anticipé (positif lorsque le revenu de la classe h a crû plus vite que la moyenne, $\rho_h > \bar{\rho}$; négatif dans le cas contraire) est considéré comme un revenu (ou un déficit) transitoire. Conformément aux propositions théoriques de FRIEDMAN (1), ce revenu transitoire, lorsqu'il est positif, n'est pas intégralement consommé dans l'année de réception, et inversement lorsqu'il s'agit d'un revenu transitoire négatif, la consommation n'est pas immédiatement diminuée d'autant. Dans ces conditions une fraction du revenu transitoire vient augmenter ou diminuer l'épargne anticipée, c'est-à-dire l'épargne prévue à partir du revenu anticipé ($R_{t-1} (1 + \bar{\rho})$).

(1) Cf. aussi BODKIN (1960) - BIRD (1963) - REID (1960) - KREININ (1961).

Nous avons fait l'hypothèse que cette épargne supplémentaire se faisait sous la forme d'une épargne financière. Ceci est justifié par le caractère "inattendu" du flux en question, qui en général ne pourra pas être affecté immédiatement à une opération immobilière.

Pour une classe de revenu, l'épargne financière sur le revenu anticipé s'écrit :

$$s_{3,h,0} (R_{h,t-1} (1 + \bar{\rho}) + M_{M_{h,t}})$$

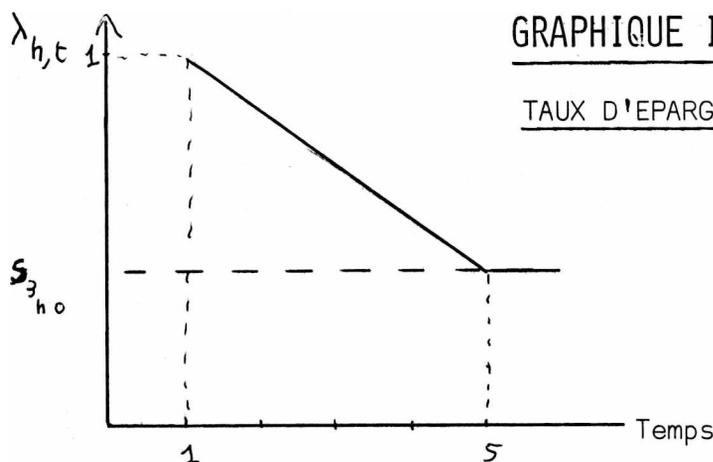
Le revenu transitoire vaut :

$$R_{h,t-1} (1 + \rho_h) - R_{h,t-1} (1 + \bar{\rho})$$

L'épargne financière totale sera donc :

$$\text{/7bis/ } EF_{h,t} = R_{h,t-1} (s_{3,h,0} (1 + \bar{\rho}) + \lambda_{h,t} (\rho_h - \bar{\rho}) + s_{3,h,0} M_{M_{h,t}})$$

où $\lambda_{h,t}$ indique quelle fraction du revenu transitoire est épargnée par les ménages de la classe h . Pour les valeurs de $\lambda_{h,t}$, on a fait l'hypothèse que les ménages s'"habituèrent" peu à peu à leur nouveau taux de croissance de revenu et que par conséquent $\lambda_{h,t}$ qui pouvait être très élevé dans les premières années, devait tendre vers $s_{3,h,0}$ dans les dernières années de la simulation ; on a donc retenu l'allure de $\lambda_{h,t}$ en fonction du temps que donne le graphique II.6 :



GRAPHIQUE II.6

Taux d'ÉPARGNE SUR REVENU TRANSITOIRE

III - EFFET D'UNE REDUCTION DE L'INEGALITE DES REVENUS SUR LE TAUX D'EPARGNE DES MENAGES

3.1 LES SITUATIONS DE REFERENCE

Nous avons simulé deux situations de référence dans lesquelles le revenu de chaque classe croît au même taux ($\rho_h = \bar{\rho}$). Pour la première, on a choisi un taux de croissance moyen des revenus réels $\bar{\rho} = 3\%$, pour la seconde $\bar{\rho} = 4,5\%$; ces deux taux encadrent les taux retenus pour les comptes 1 et 2 des projections équilibrées effectuées pour la préparation du VIIème Plan (dans le compte 1, la croissance du revenu disponible déflaté par l'indice des prix à la consommation est de 4,2% par an, et elle est de 3,2% dans le compte 2) (1).

C'est à ces deux projections de référence que l'on pourra, par la suite, comparer les simulations dans lesquelles l'inégalité des revenus aura été réduite grâce à des taux de croissance différents selon les classes de revenus.

Dans les deux situations de référence le taux de croissance qui a été retenu pour la variable M (nouveaux emprunts contractés par les ménages) est 11,5% par an. On trouvera dans l'Annexe D le détail des calculs qui conduisent à cette valeur. Pour la FBCF le taux choisi est 4,8% en volume (cf. Annexe D).

(1) Cf. Travaux de préparation du VIIème Plan, 2ème phase - Etudes macroéconomiques pour 1975-1980 : Projection tendancielle et normative avec deux hypothèses contrastées pour le commerce extérieur - Note 320 / 1086 de juin 1975, p. 29.

En 1967 (année de départ des simulations), le taux d'épargne vaut 13,36 % et se décompose, comme on a pu le voir au chapitre précédent, en 2,78 % pour

$$s_1 = \frac{V}{R + M_M} \quad (\text{taux d'épargne relatif aux remboursements}), \quad 4,70 \% \text{ pour}$$

$$s_2 = \frac{U_F}{R + M_M} \quad (\text{taux d'épargne lié à l'apport personnel}) \quad \text{et } 5,88 \% \text{ pour}$$

$$s_3 = \frac{EF}{R + M_M} \quad (\text{taux d'épargne financière}).$$

Le tableau 3.1 fournit les valeurs obtenues dans les comptes 1 et 2 pour les années 1968 à 1972. On trouvera dans l'Annexe F le détail des différents taux par classe de revenu. Rappelons qu'il s'agit là d'une projection de tendance reposant sur des hypothèses assez grossières qu'il est peut-être bon de résumer :

- a) - Tous les revenus croissent au même taux (4,5 % dans le compte n° 1 , 3 % dans le compte n° 2) ;
 - Les emprunts immobiliers augmentent de 11,5 % par an (prolongation de la tendance passée) ;
 - La FBCF augmente au taux de 4,8 % par an (prolongation de la tendance passée) .
- b) - Les remboursements d'emprunts sont calculés à partir des emprunts contractés au cours des années précédentes ;
 - L'apport personnel pour la FBCF est le produit de cette dernière par un taux (β) légèrement décroissant sur la période ;
 - Le taux d'épargne financière est constant.

Dans les deux comptes, le taux d'épargne global croît légèrement. Il s'agit là de l'effet conjugué des remboursements d'emprunts qui augmentent plus vite que la somme $R + M_M$ (dénominateur du taux d'épargne), ce qui fait augmenter s_1 , et de l'apport personnel qui, lui, croît moins vite que $R + M_M$ ce qui conduit à une chute sensible de s_2 .

TABLEAU 3.1

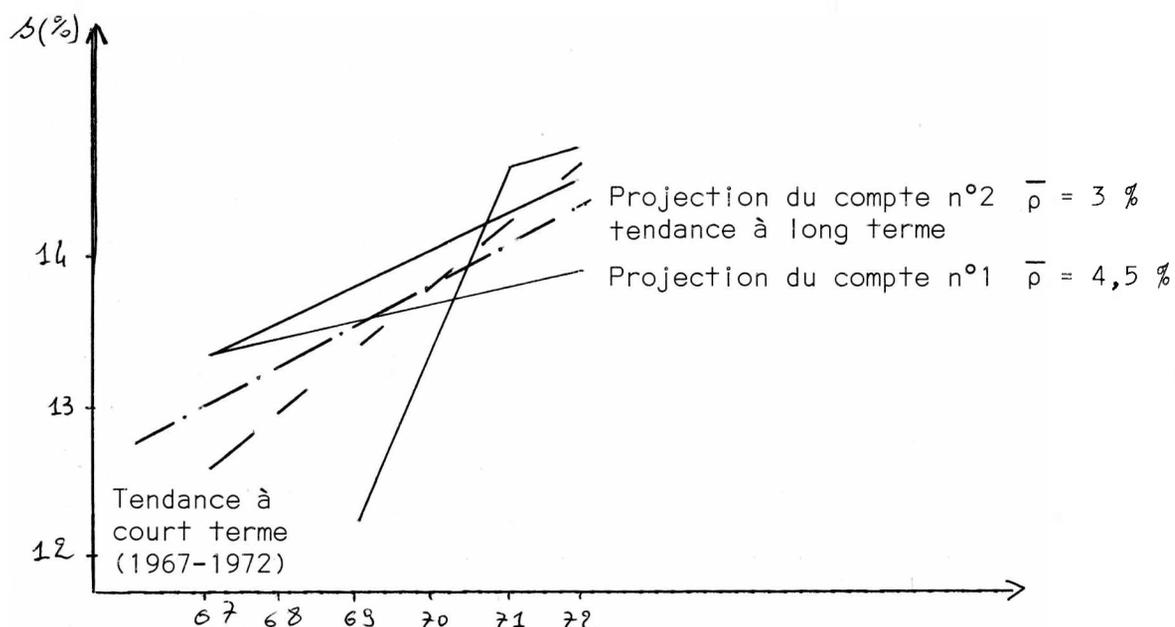
SITUATION DE RÉFÉRENCE DANS LES COMPTES 1 ET 2

ANNEE	1967	Compte n° 1					Compte n° 2					
		1968	1969	1970	1971	1972	1968	1969	1970	1971	1972	
<u>Taux de croissance en volume</u>												
en %												
du revenu disponible												
des emprunts immobiliers												
de la FBCF ménages												
<u>Taux d'épargne en %</u>												
Global	$s = s_1 + s_2 + s_3$	13,36				13,88						
Remboursements d'emprunt	$s_1 = \frac{V}{R + M_M}$	2,78	3,08	3,40	3,75	4,11	4,50	3,13	3,50	3,81	4,36	4,83
Apport personnel pour la FBCF	$s_2 = \frac{U_F}{R + M_M}$	4,70	4,51	4,28	4,04	3,78	3,50	4,57	4,40	4,22	4,01	3,76
Epargne finan- cière	$s_3 = \frac{EF}{R + M_M}$	5,88	— 5,88 —		—		— 5,88 —		—		—	

La projection de tendance du compte n° 1 conduit à des valeurs du taux d'épargne inférieures à celle du compte n° 2 . La terminologie adopter ici pourrait prêter à confusion et il faut en préciser les termes. Il ne s'agit pas ici des comptes du même nom que l'on peut rencontrer dans les projections effectuées pour tel ou tel plan (parfois appelés compte "rose" et compte "gris"). En effet, les comptes "rose" ou "gris" font référence à deux contextes économiques différents. Bien sûr, dans l'un le taux de croissance des revenus sera supérieur à ce qu'il est dans l'autre. Mais c'est loin d'être là la seule différence. Toutes les grandeurs économiques sont différentes. Il n'est donc pas surprenant de trouver dans les comptes roses des taux d'épargne supérieurs à ceux des comptes gris, ceci reflète simplement le fait qu'une croissance plus faible des revenus (compte gris) se répercute plus sur l'épargne que sur la consommation. Ici la situation est différente puisque entre les comptes n° 1 et n° 2 seul le taux de croissance des revenus change. Toutes les autres grandeurs économiques sont constantes. On se situe donc à "l'intérieur" d'un compte rose ou gris. On comprend alors que le taux s_1 , par exemple, qui est lié aux remboursements d'emprunts soit supérieur, dans le compte n° 2, à ce qu'il est dans le compte n° 1. En effet, la masse des remboursement (V) dépend des emprunts passés et non du revenu courant, elle est donc la même dans les comptes n° 1 et n° 2 et le rapport $\frac{V}{R + M_M}$ sera plus faible lorsque les revenus croissent rapidement (compte n° 1) et plus fort dans le cas contraire (compte n° 2). On ne doit donc pas d'étonner de ce que le compte n° 1 conduise à des taux d'épargne inférieurs à ceux du compte n° 2.

Sur le graphique III.1, les deux situations de référence sont comparées aux valeurs observées sur la période. Les deux situations de référence présentent une pente plus faible que celle qu'on peut établir à partir des données observées (trait discontinu). Ceci n'est pas surprenant dans la mesure où l'hypothèse simplificatrice qui a été faite (taux d'épargne financière = cte) n'est pas vérifiée sur cette courte période (cf. Graphique II.4). Il s'agit là d'une hypothèse qui ne vaut que pour le long terme, la tendance à long terme (trait gras) présente d'ailleurs une pente assez proche de celle des simulations de référence.

GRAPHIQUE III.1 : EVOLUTION DU TAUX D'EPARGNE 1967-1972



3.2 QUATRE HYPOTHESES DE REDUCTION DE L'INEGALITE DES REVENUS

Pour réduire l'inégalité des revenus, on a fait croître les revenus faibles à un taux supérieur au taux de croissance des revenus élevés. Quatre schémas ont été testés. Sur le graphique III.2 et dans le tableau 3.2, on trouvera pour chaque hypothèse le taux de croissance de chaque classe de revenu en pourcentage du taux de croissance de la classe 1. Ainsi, par exemple, dans l'hypothèse 1, le taux de croissance du revenu de la seconde classe est égal à 96 % du taux de croissance de la première classe, ce pourcentage tombe à 93 %, 89 % etc... pour les classes 3, 4, etc... .

GRAPHIQUE III.2

TAUX DE CROISSANCE DU REVENU DE CHAQUE CLASSE EN % DU TAUX DE CROISSANCE DE LA CLASSE 1 DANS QUATRE HYPOTHESES DE REDUCTION DE L'INEGALITE (COEFFICIENT k_i).

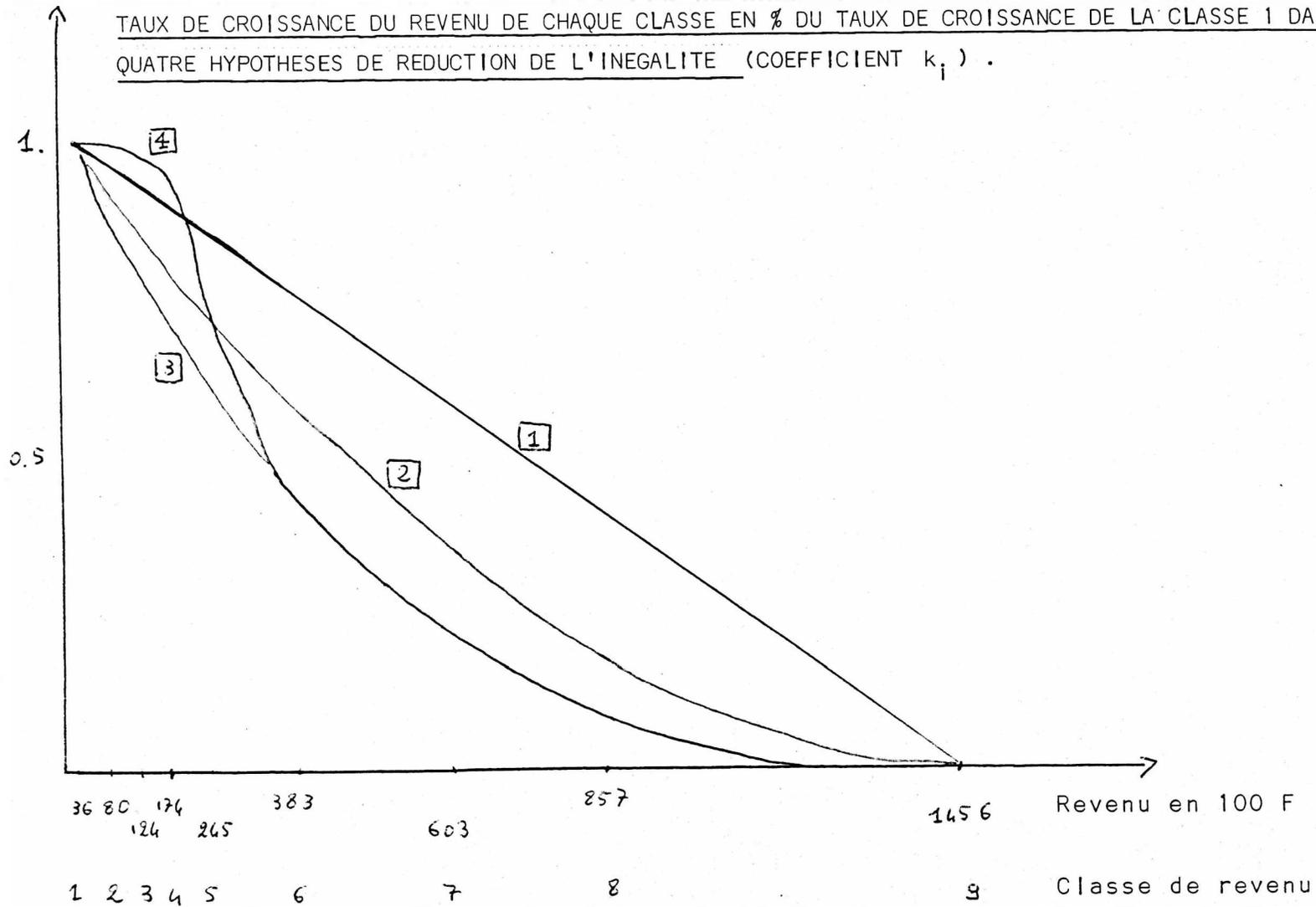


TABLEAU 3.2

TAUX DE CROISSANCE DU REVENU DE CHAQUE CLASSE EN % DU TAUX DE CROISSANCE DE LA CLASSE 1 DANS 4 HYPOTHÈSES DE RÉDUCTION DE L'INÉGALITÉ (COEFFICIENTS k_i) .

Classe	Effectif %	Revenu en F	Hypothèses			
			1	2	3	4
1	12,64	3 600	100	100	100	100
2	15,84	8 000	96	90	88	99
3	17,05	12 400	93	86	80	98
4	12,85	17 400	89	80	71	95
5	16,41	24 500	84	70	61	70
6	14,51	38 300	75	57	43	43
7	6,23	60 300	60	37	23	23
8	2,31	85 700	42	17	8	8
9	2,16	146 500	0	0	0	0

Pour chacune des hypothèses, la valeur du coefficient k_9 est nulle. Ceci conduit à un taux de croissance du revenu de la 9ème classe lui-même nul (1).

(1) Le rapport de la commission de préparation du VIIème Plan consacrée aux inégalités sociales propose une croissance différenciée des revenus telle que le taux de croissance réel des revenus supérieurs à 150 000 F soit nul. Pour respecter cet ordre de grandeur nous avons prévu un taux de croissance des revenus réels nuls pour la dernière classe qui correspond aux ménages qui en 1967 avaient des revenus supérieurs à 100 000 F.

Dans l'hypothèse n° 1 les valeurs du coefficient k_i sont alignées sur une droite qui passe bien entendu par 100 % pour la classe 1 et 0 % pour la classe 9. L'hypothèse n° 2 est celle d'une légère concavité de la distribution des k_i qui doit entraîner une réduction de l'inégalité des revenus plus sensible que dans l'hypothèse n° 1. Pour l'hypothèse n° 3, on a augmenté encore cette concavité. Pour l'hypothèse n° 4 enfin, on a prévu un point d'inflexion dans la courbe de telle sorte que les revenus des deux classes 3 et 4 (classes moyennes qui représentent 30 % de la population) croissent nettement plus rapidement que dans les hypothèses 1 à 3 (cf. Tableau 3.3).

Selon que l'on considère le compte n° 1 (taux de croissance moyen des revenus réels = 4,5 %) ou le compte n° 2 (taux de croissance moyen des revenus réels = 3 %) on n'aboutit pas, bien entendu, à la même distribution du taux de croissance pour les revenus des classes 1 à 9. Le tableau 3.3 donne pour ces deux comptes les taux que l'on obtient à l'aide de la relation qui lie les taux de croissance des revenus des différentes classes et le taux de croissance moyen (cf. § 2.3.4.1).

TABLEAU 3.3

Taux de croissance des revenus réels en % par an

		Compte n° 1				Compte n° 2			
Taux de croissance du revenu moyen \bar{p}		4,5				3,0			
Hypothèses		1	2	3	4	1	2	3	4
CLASSES	1	6,8	8,6	10,3	9,1	4,5	5,7	6,9	6,1
	2	6,5	7,7	9,1	9,0	4,3	5,1	6,0	6,0
	3	6,3	7,4	8,2	8,9	4,2	4,9	5,5	5,9
	4	6,0	6,8	7,3	8,7	4,0	4,6	4,9	5,8
	5	5,7	6,0	6,3	6,4	3,8	4,0	4,2	4,2
	6	5,1	4,9	4,4	3,9	3,4	3,3	3,0	2,6
	7	4,1	3,2	2,4	2,1	2,7	2,1	1,6	1,4
	8	2,9	1,5	0,8	0,7	1,9	1,0	0,5	0,5
	9	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0

Au bout de cinq ans, ces taux de croissance différents selon les classes de revenu peuvent avoir réduit de façon sensible l'inégalité de la distribution. La fraction de la masse totale des revenus détenue par chacune des classes de revenu n'est donc plus en fin de simulation ce qu'elle a pu être au début de celle-ci. Pour analyser la réduction de l'inégalité qui en découle, nous pouvons raisonner comme s'il y avait eu un transfert de revenu des classes les plus riches vers les classes les moins riches. Aussi allons-nous établir un tableau comparable au tableau 1.3 du chapitre I dans lequel on pourra lire l'importance des transferts qui ont affecté chacune des classes de revenu.

TABLEAU 3.4

TRANSFERTS EN POURCENTAGE DE LA MASSE TOTALE

Classes de revenu	Distribution de départ	Compte n° 1				Compte n° 2			
		1	2	3	4	1	2	3	4
1	1,85	0,21	0,38	0,56	0,43	0,14	0,25	0,37	0,29
2	5,16	0,50	0,81	1,18	1,16	0,34	0,54	0,79	0,78
3	8,61	0,74	1,19	1,58	1,89	0,51	0,80	1,06	1,27
4	9,11	0,66	1,01	1,21	1,85	0,45	0,69	0,82	1,24
5	16,38	0,90	1,10	1,31	1,36	0,62	0,76	0,91	0,94
6	22,64	0,57	0,28	-0,25	-0,83	0,40	0,22	-0,13	-0,52
7	15,30	-0,36	-1,03	-1,60	-1,80	-0,23	-0,68	-1,07	-1,21
8	8,06	-0,64	-1,14	-1,37	-1,41	-0,43	-0,78	-0,94	-0,96
9	12,89	-2,58	-2,60	-2,63	-2,64	-1,79	-1,80	-1,81	-1,82
% de la masse totale qui a été redistribué		3,58	4,77	5,84	6,68	2,45	3,26	3,95	4,51

On peut alors construire un graphique semblable au graphique 1.1 qui rapporte dans chaque classe le transfert à la masse primitivement détenue. Il faut remarquer, tout d'abord, que les pourcentages ainsi obtenus pour chaque classe sont égaux à $\left(\frac{1 + \rho_h}{1 + \bar{\rho}}\right)^5 - 1$. Ils ne correspondent donc pas au pourcentage de variation du revenu (total ou moyen) de la classe par rapport au revenu de départ, mais au pourcentage de variation par rapport à la hausse moyenne qui comme on le sait est égale à $\bar{\rho}$. Dans ces conditions, il est normal que les deux comptes (n° 1 et n° 2) aboutissent à des graphiques qui peuvent se déduire l'un de l'autre par affinité. Le rapport d'affinité étant égal au rapport des taux de croissance moyens soit $\frac{3\%}{4,5\%} = 0,67$. Aussi ne tracera-t-on que l'un de ces deux graphiques (celui du compte n° 1).

Lorsque l'on passe de l'hypothèse 1 à l'hypothèse 2 puis à l'hypothèse 3, la pente des courbes sur le graphique III.3 augmente (en valeur absolue). Ceci ne surprend pas puisque cela correspond à une réduction de l'inégalité de plus en plus marquée lorsque l'on passe d'une hypothèse à l'autre ainsi que le montre le tableau 3.5, et c'est bien ce qui avait été prévu lors de la définition des coefficients k_i (cf. Graphique III.3 et Tableau 3.2). Pour ces trois hypothèses, les trois indicateurs d'inégalité (coefficient de variation, coefficient de Gini et revenu maximum / revenu minimum) vont dans le même sens.

TABLEAU 3.5

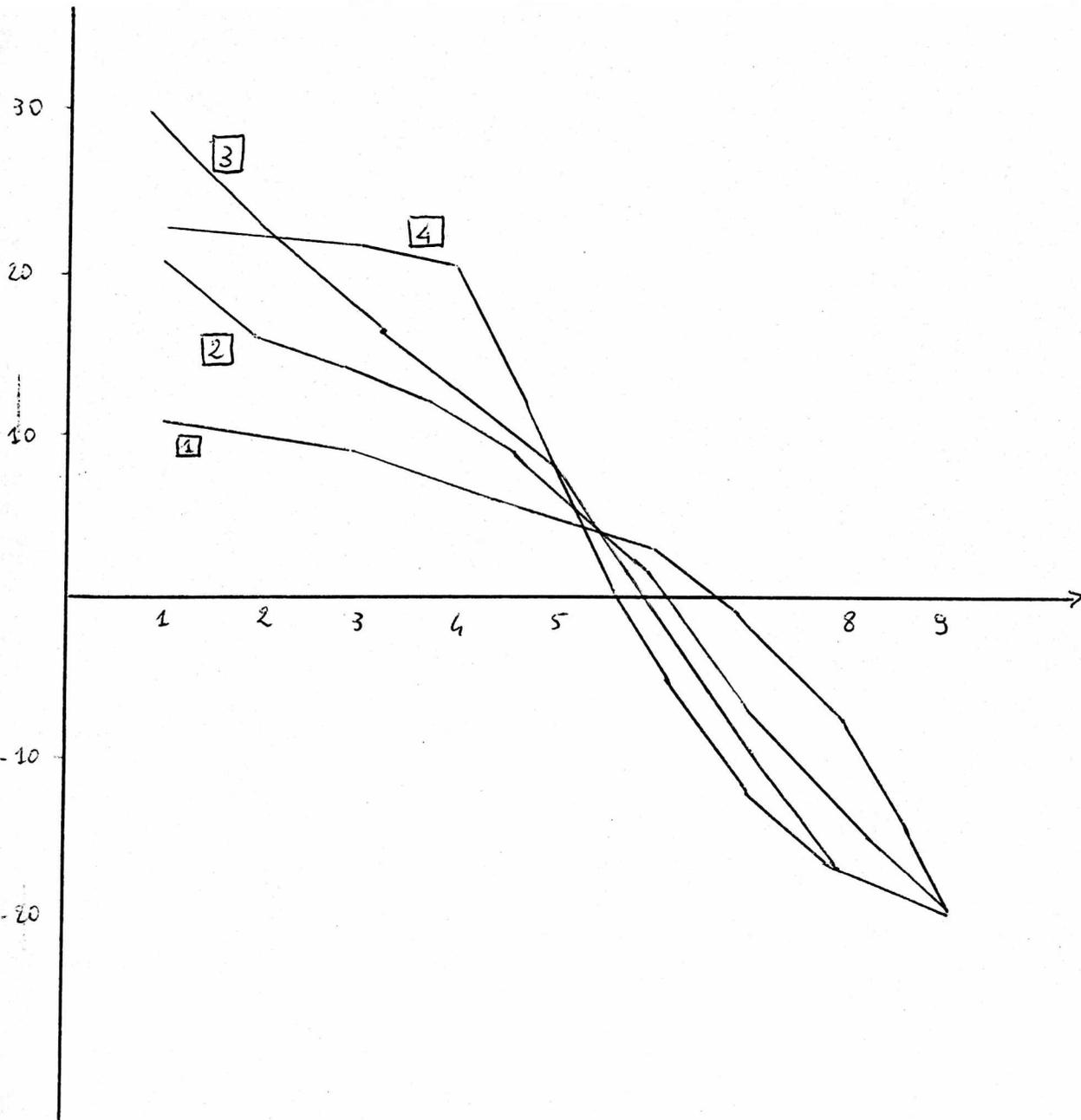
INÉGALITÉS EN FIN DE SIMULATION

	Distribution de départ	Compte n° 1				Compte n° 2			
		1	2	3	4	1	2	3	4
Coefficient de variation	1,03	0,889	0,857	0,832	0,823	0,933	0,912	0,896	0,889
Coefficient de Gini	0,465	0,431	0,415	0,400	0,395	0,442	0,431	0,422	0,418
Revenu Maximum / Revenu minimum	31,9	24,3	21,8	19,9	21,0	26,6	24,7	23,2	24,0

GRAPHIQUE III.3

TRANSFERT EN POURCENTAGE DE LA MASSE DETENUE PAR CHAQUE CLASSE

(Compte n° 1)



La différence entre ces trois simulations provient surtout de ce que la masse totale redistribuée n'est finalement pas la même ; or il est clair que la réduction de l'inégalité est d'autant plus marquée que l'on redistribue plus de revenus.

Lorsque l'on compare les chiffres du tableau 3.5 à ceux du tableau 1.2 (comparaison internationale), on constate que la réduction d'inégalité qui est proposée ici n'est pas négligeable : Selon l'hypothèse envisagée, on aboutit au bout de cinq ans à une inégalité des revenus comparable à celle que connaissent le Danemark en 1968, la Suède en 1963, les Pays-Bas en 1967 ou les Etats-Unis en 1966. Cette inégalité reste nettement supérieure à celle qui est constatée en Australie en 1967-1968, au Canada en 1965 ou au Royaume-Uni en 1968, mais elle ramène cependant la France au niveau de ses principaux voisins (exception faite de la R.F.A. dont l'inégalité des revenus est de l'ordre de celle que connaît la France aujourd'hui).

L'hypothèse 4 est un peu particulière en ce sens que la réduction de l'inégalité des revenus se fait particulièrement sentir pour les classes dont le revenu est immédiatement inférieur au revenu moyen (classes 3 et 4). Ainsi le troisième indicateur d'inégalité ($R_{\text{Max}} / R_{\text{min}}$) ne varie-t-il pas dans le même sens que les deux autres. Globalement le résultat est comparable à celui qui est obtenu à partir de l'hypothèse 3 mais ce ne sont pas les mêmes ménages qui sont les principaux bénéficiaires.

Il faut maintenant analyser l'influence de ces différentes hypothèses de réduction de l'inégalité sur le taux d'épargne.

3.3 LE TAUX D'EPARGNE BAISSÉ LÉGEREMENT

Les taux d'épargne calculés par le modèle avec ou sans hypothèse de revenu permanent sont fournis par le tableau 3.6 pour les deux comptes et pour chacune des années de la simulation. Les valeurs sont données pour les hypothèses 1 à 4 ainsi que pour l'hypothèse de référence afin de faciliter la comparaison.

TABLEAU 3.6

TAUX D'ÉPARGNE GLOBAL DE 1967 À 1972 SELON DIFFÉRENTES HYPOTHÈSES DE RÉDUCTION DE L'INÉGALITÉ

	COMPTÉ N°1						COMPTÉ N° 2				
	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1968	1969	1970	1971	1972
HYPOTHESE 1 Gini 1972		—————		0,431		—————			0,442		—————
Variante principale	13,36	13,43	13,48	13,54	13,60	13,66	13,56	13,73	13,93	14,13	14,33
Variante Revenu permanent	13,36	13,46	13,52	13,58	13,63	13,66	13,57	13,76	13,95	14,14	14,33
HYPOTHESE 2 Gini 1972		—————		0,415		—————			0,431		—————
Variante principale	13,36	13,42	13,45	13,49	13,54	13,57	13,55	13,71	13,90	14,09	14,28
Variante Revenu permanent	13,36	13,46	13,51	13,56	13,58	13,57	13,57	13,75	13,93	14,10	14,27
HYPOTHESE 3 Gini 1972		—————		0,400		—————			0,422		—————
Variante principale	13,36	13,40	13,42	13,45	13,48	13,49	13,54	13,70	13,87	14,05	14,23
Variante Revenu permanent	13,36	13,45	13,51	13,54	13,54	13,49	13,57	13,74	13,91	14,08	14,22
HYPOTHESE 4 Gini 1972		—————		0,395		—————			0,418		—————
Variante principale	13,36	13,40	13,41	13,43	13,45	13,46	13,53	13,69	13,86	14,04	14,21
Variante Revenu permanent	13,36	13,45	13,51	13,54	13,52	13,46	13,57	13,74	13,91	14,07	14,20
Gini 1972		—————		0,465		—————			0,465		—————
HYPOTHESE DE REFERENCE	13,36	13,47	13,56	13,67	13,77	13,88	13,58	13,78	14,01	14,25	14,47

Rappelons que dans le compte n° 1 le taux de croissance réel des nouveaux emprunts (d) est 11,5 %, celui de la FBCF (f) est 4,8 % et celui de la masse des revenus (\bar{p}) 4,5 %. Ces valeurs sont celles que l'on a effectivement constatées sur la période 1967-1972. Le compte n° 1 constitue donc une projection homogène. Ce n'est pas le cas du compte n° 2 qui doit être considéré comme une projection déséquilibrée puisque le taux de croissance de la masse des revenus (\bar{p}) est ramené à 3 % alors que les valeurs de d et f restent inchangées. Ce n'est que dans le chapitre 4 que deux projections homogènes faisant intervenir des valeurs différentes pour la croissance des nouveaux emprunts et de la FBCF seront simulées.

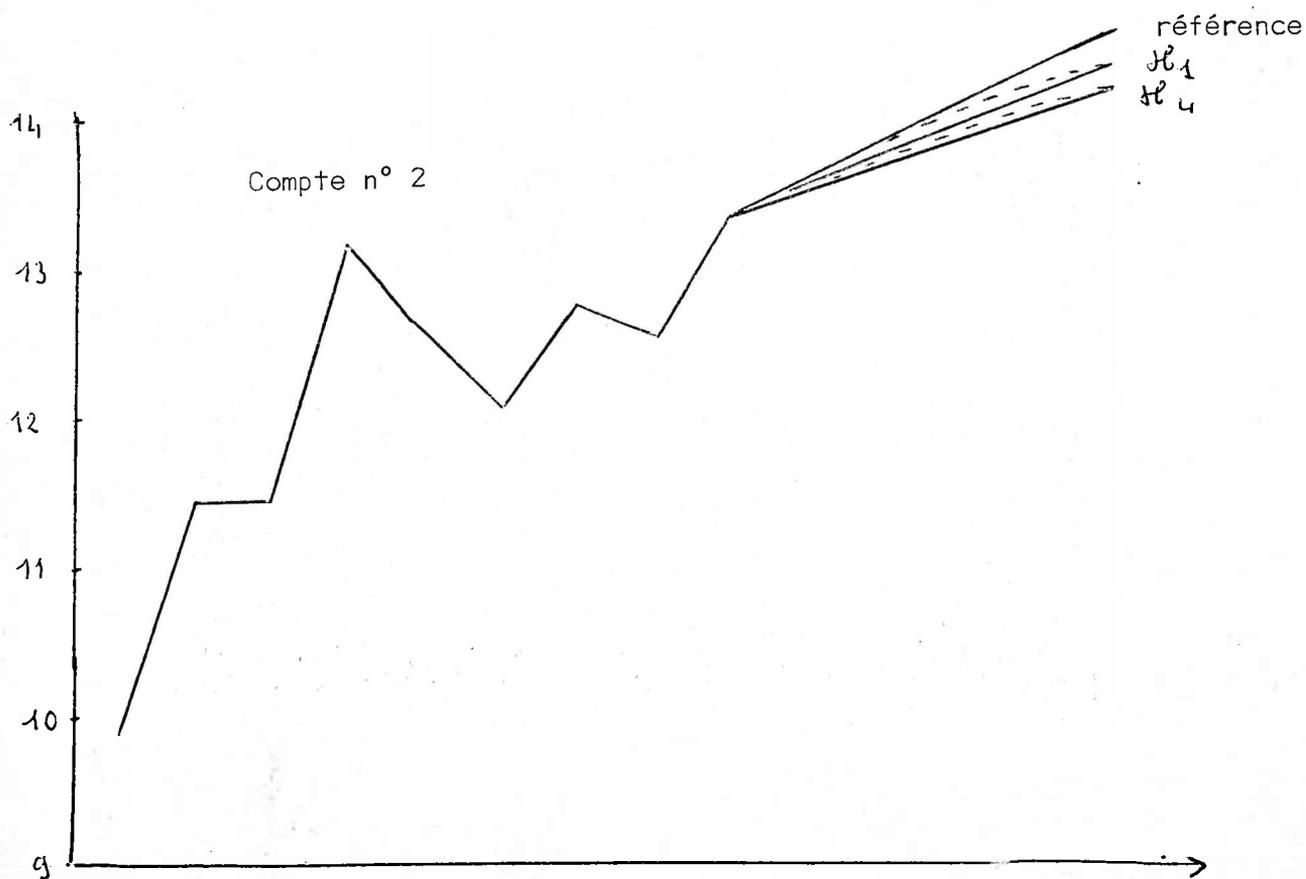
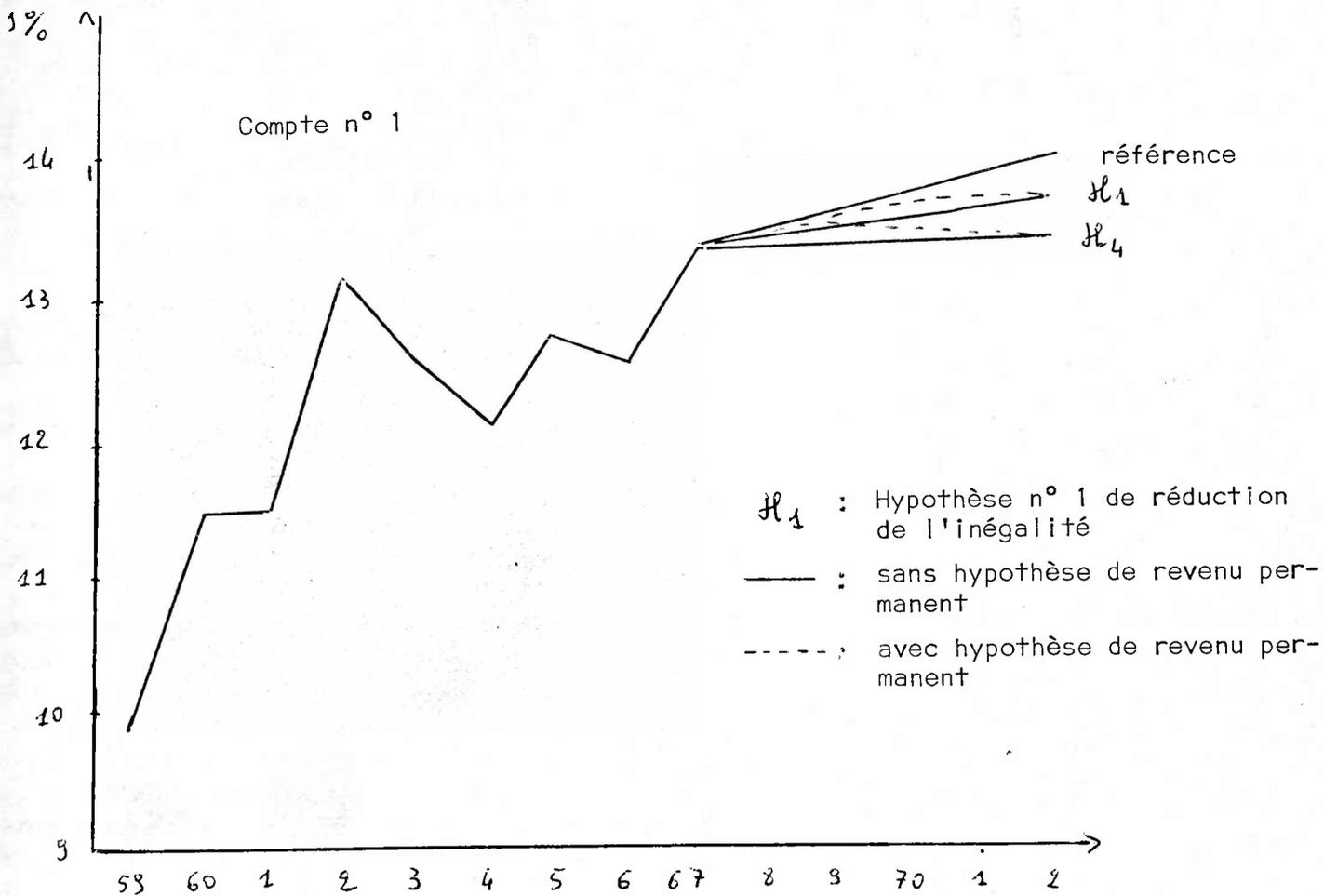
a) Si pour commencer on s'intéresse uniquement à l'année terminale (1972), on constate comme c'était prévisible, que le taux d'épargne est d'autant plus affecté que la réduction de l'inégalité a été forte (on s'est contenté de reporter une seule mesure de l'inégalité - le coefficient de Gini - pour alléger la présentation).

b) On constate qu'une réduction de l'inégalité des revenus, même lorsqu'elle n'est pas assez forte comme c'est le cas dans les hypothèses 3 et 4, n'entraîne qu'une baisse assez faible du taux d'épargne.

En effet, pour l'hypothèse 4 par exemple, le taux d'épargne prévu pour 1972 est 13,46 dans le compte n° 1 contre 13,88 pour l'hypothèse de référence. Ce fléchissement de moins d'un demi-point est de l'ordre de 3 %. Dans le compte n° 2 les valeurs correspondantes sont 14,21 pour l'hypothèse 4 et 14,47 pour l'hypothèse de référence, soit environ un quart de point. La baisse est dans ce cas de 1,8 %. Le graphique III.4 met en évidence la faiblesse de cet écart.

Dans les hypothèses de revenu permanent, la quasi totalité du revenu "inattendu" est épargnée dans les premières années. Dans les années suivantes les ménages s'habituent à ce niveau excédentaire et tendent à l'affecter en consommation et épargne dans la même proportion que le revenu constant. Ceci explique que dans l'hypothèse de revenu permanent le taux d'épargne varie très rapidement de l'année de départ à l'année 1 pour augmenter plus lentement par la suite afin de rejoindre à l'année 5 le taux d'épargne de la variante

GRAPHIQUE III.4



principale. Dans le cas de l'hypothèse 4 où l'hypothèse de revenu permanent a l'effet le plus marqué (parce que c'est là que la réduction de l'inégalité des revenus est la plus forte) le taux d'épargne croît tellement en début de période qu'il doit diminuer ensuite pour rejoindre celui de la variante principale.

c) Il peut sembler, au vu de ce qui a été dit ci-dessus, que la réduction de l'inégalité "coûte" moins en termes de taux d'épargne dans le compte 2 que dans le compte 1 : pour l'hypothèse 4 la baisse est de 3 % dans le compte 1, de 1,8 % dans le compte 2 ; de même elle est, pour l'hypothèse 1, de 1,6 % dans le compte 1 et de 1,0 % dans le compte 2. Mais il ne faut pas oublier que la réduction de l'inégalité est elle-même d'autant plus forte (pour une hypothèse de réduction donnée) que le taux de croissance des revenus est élevé. Si l'on veut mettre en regard des effets comparables sur l'inégalité, il faut comparer le couple "Compte 1, Hypothèse 1" avec le couple "Compte 2, Hypothèse 2" ou bien les couples "Compte 1, Hypothèse 2" et "Compte 2, Hypothèse 4". On constate alors que le "coût" en pourcentage du taux d'épargne est du même ordre que soit la situation envisagée.

Compte 1	Hypothèse 1	coût = 1,6 %
Compte 2	Hypothèse 2	coût = 1,3 %
Compte 1	Hypothèse 2	coût = 2,2 %
Compte 2	Hypothèse 4	coût = 1,8 %

d) A côté de la variation du taux d'épargne global, on peut s'intéresser à la variation de ses différentes composantes. Ce qu'il faut remarquer c'est que la différence de structure entre l'année de départ de la simulation et l'année d'arrivée est beaucoup plus nette que la différence qui apparaît à l'année d'arrivée entre les différentes hypothèses de réduction de l'inégalité et la simulation de référence. Au départ de la simulation, les remboursements d'emprunts font 20,8 % (1) de l'épargne totale, l'apport personnel à la FBCF représente 35,2 % et l'épargne financière 44,0 %. Dans la simulation

(1) Cf. Annexe F.

de référence du compte n° 1 par exemple (1), pour l'année terminale, ces trois pourcentages prennent les valeurs suivantes : 32,4 % , 25,2 % et 42,4 %.

La principale modification vient de la croissance de la part des remboursements d'emprunts au détriment de l'apport personnel, les deux phénomènes étant liés bien entendu au développement de l'endettement des ménages pour l'achat de biens immobiliers. La part de l'épargne financière reste à peu près stable en tendance. Si l'on étudie maintenant l'année terminale de l'hypothèse 4 qui est celle qui réduit le plus nettement l'inégalité des revenus, la proportion de chacune des composantes de l'épargne s'établit comme suit : 33,2 % , 25,9 % et 40,9 % . La différence principale avec l'année terminale de l'hypothèse de référence est que la part de l'épargne financière a encore baissé (elle baisse d'ailleurs régulièrement de l'hypothèse 1 à l'hypothèse 4). Mais globalement la différence de structure entre la référence et les hypothèses de réduction de l'inégalité est moins importante qu'entre l'année terminale de ces simulations et l'année de départ.

3.4 CONCLUSION

Pour une réduction de l'inégalité des revenus qui fait passer le coefficient de Gini de 0,465 à 0,43 environ, c'est-à-dire qui ramène l'inégalité française au niveau de l'inégalité danoise ou néerlandaise, le "coût" est de l'ordre de 1,5 % du taux d'épargne. Si l'on veut être plus ambitieux et réduire l'inégalité plus encore pour atteindre la situation que connaît la Suède par exemple (Gini = 0,40), il en "coûte" un fléchissement du taux d'épargne de l'ordre de 3 % soit un demi point.

C'est là une baisse assez faible d'autant qu'il faut la nuancer pour deux raisons au moins :

- Nous n'avons analysé, jusqu'à maintenant, que les valeurs obtenues pour l'année terminale de la simulation. En fait la "baisse" du taux d'épargne (il s'agit d'une "baisse" par rapport à la situation de référence en réalité c'est

(1) On ne s'intéresse qu'au compte n° 1, les mêmes conclusions peuvent être tirées de l'étude du compte n° 2.

une moindre croissance) n'est entièrement acquise qu'au bout de cinq ans. Pendant les premières années l'écart est beaucoup plus faible. Si l'on effectue un calcul sur l'ensemble des cinq années en tenant compte des masses correspondant à ces années, la "perte" totale est moins élevée encore. Elle vaut moins de 1 % du flux total d'épargne si l'on ramène le coefficient de Gini à environ 0,43 et moins de 2 % si l'on tend vers 0,40.

- La seconde nuance qu'il faut apporter a trait aux hypothèses de comportement. La seule hypothèse que nous ayons explicitement introduite est que les ménages pourraient se référer plus à leur "revenu permanent" qu'à leur revenu courant. Cette hypothèse n'est pas sans influence sur le taux d'épargne puisque comme on peut le voir sur le tableau 3.6 et la graphique III.4, la baisse du taux d'épargne qui résulte de la réduction de l'inégalité est moins rapide dans ce cas. Si l'on mène le même calcul que précédemment pour estimer la "perte en flux sur cinq ans", celle-ci s'élève à 0,8 % pour obtenir un coefficient de Gini égal à 0,43 et à peine à 1,3 % pour atteindre $G = 0,40$.

D'autres hypothèses de comportement pourraient toutefois être introduites. L'ensemble du modèle repose, dans sa version actuelle, sur le fait que la propension à épargner est plus faible dans les classes à revenu peu élevé que dans les classes à revenu important. Et on a fait l'hypothèse (cf. Chapitre 2 - § 2,) que le développement des emprunts pour l'immobilier et la croissance de l'apport personnel pour la FBCF se ferait au même rythme dans chaque classe de revenu (le taux de croissance des nouveaux emprunts (d) comme celui de la FBCF (f) est indépendant de la classe de revenu). Ce faisant, on considère que la réduction de l'inégalité des revenus n'entraînera pas de réactions particulières de la part des ménages. On pourrait, tout au contraire, supposer que dans les classes à revenu faible ou moyen (qui sont celles au sein desquelles les propriétaires potentiels sont nombreux). La hausse rapide des revenus réels qui résulte du mode de réduction de l'inégalité qui a été choisi va permettre à certains ménages de franchir le "seuil" de ressources à partir duquel l'achat d'un logement principal par recours à l'emprunt devient une pratique possible. A l'inverse, certains ménages à revenus élevés, voyant le taux de croissance de leur revenu réel être plus faible que prévu, pourraient renoncer à certains projets immobiliers. Il est pro-

bable cependant que le solde net de ces deux mouvements contraires serait positif et conduirait globalement à un plus grand recours à l'emprunt pour satisfaire une demande accrue de logements. La nécessité de constituer un apport personnel (1) dans une première période, puis les remboursements découlant des emprunts contractés dans une seconde période, auraient pour effet de soutenir le taux d'épargne. Il ne nous a pas été possible de chiffrer cette hypothèse, les données nécessaires n'étant pas disponibles, mais une seconde version du modèle pourrait intégrer cette variante. S'il s'avérait que l'effet de seuil auquel il a été fait allusion plus haut a un impact non négligeable sur la décision des ménages d'accéder ou non à la propriété, on pourrait, dans un cas extrême, aboutir à une situation où la réduction de l'inégalité loin de faire baisser le taux d'épargne permettrait à celui-ci de s'élever en incitant à épargner un certain nombre de ménages que l'on a coutume de regrouper sous l'appellation de "zéro épargnant". En ne tenant pas compte de cet effet de seuil, on fait l'hypothèse implicite que la propension marginale à épargner est croissante avec le revenu et très faible voire nulle chez les ménages percevant des revenus peu élevés. Si cette proposition est sans doute fondée lorsque l'on se livre à une analyse statique, il n'est pas certain qu'elle soit recevable lorsqu'on s'intéresse à l'évolution que pourrait suivre dans le temps le taux d'épargne des ménages à revenu moyen pour lesquels l'accélération du taux de croissance des revenus réels (2) liée à

(1) Lorsque la somme qui fait figure d'apport personnel vis à vis du vendeur a en fait elle-même été empruntée, elle est comptabilisée par le modèle comme emprunt si elle a été empruntée à un intermédiaire financier et comme apport personnel si elle a été empruntée à un ménage.

(2) L'idée selon laquelle c'est la variation du revenu réel qui est significative et non le niveau de ce revenu a fait l'objet de plusieurs vérifications empiriques. Voir en particulier la note n° 320/1947 du Service des Programmes de l'INSEE (1/75) dans laquelle D. VALLET présente un modèle allant dans ce sens. Après avoir testé de façon satisfaisante son modèle sur la période 1949-1973, l'auteur conclut :

"Le comportement des ménages conduisant à cette relation peut se résumer ainsi :

- La croissance des revenus conduit à une croissance (encore plus rapide) de l'épargne ;
- L'inflation décourage l'épargne ;
- Le dernier terme (de la relation testée) traduit la rigidité à court terme du comportement de consommation. Les ménages s'attendraient à une croissance à taux constant de leur pouvoir d'achat ; si en fait leur revenu réel croît plus rapidement, ils augmentent leur épargne pour consommer ce qu'ils avaient prévu".

L'effet de seuil pourrait au contraire conduire à une propension marginale à épargner très élevée afin de pouvoir franchir le cap qui sépare les candidats à l'accession des véritables accédants.

Pour finir, il faut faire état de l'influence de la réduction de l'inégalité des revenus sur la structure de l'épargne financière d'une part, sur la concentration de l'épargne d'autre part.

- On remarque tout d'abord que la réduction de l'inégalité des revenus est sans grand effet sur la structure de l'épargne financière. A partir de l'idée selon laquelle l'épargne financière est plus liquide dans les classes où le revenu est faible que dans les classes de revenu élevé, on aurait pu craindre que la réduction de l'inégalité des revenus ne "liquéfie" l'épargne puisque une part plus grande de celle-ci serait effectuée par les ménages à revenu faible. La réalité est plus complexe. Si la part des valeurs à revenu variable dans l'épargne financière croît avec le revenu, l'évolution de la part des liquidités et semi-liquidités n'est pas monotone et celle des valeurs à revenu fixe non plus. Les liquidités sont très importantes pour les premières classes de revenus (de l'ordre de 60 %) ; puis elles décroissent jusqu'à 30 % environ pour les revenus moyens ; elles se stabilisent ensuite entre 45 et 50 % pour les revenus les plus élevés. Les valeurs à revenus fixes suivent l'évolution contraire. Comprises entre 30 et 40 % de l'épargne financière dans les premières classes de revenu, elles atteignent 65 % pour les revenus moyens puis retombent à environ 35 % pour les classes de revenu les plus élevées.

Ainsi la réduction de l'inégalité des revenus est-elle presque sans influence sur la structure de l'épargne financière. Le tableau 3.7 donne la part de chacune de ces trois composantes dans la simulation de référence et après réduction de l'inégalité. On constate une légère baisse du pourcentage correspondant aux valeurs à revenu variable et une petite hausse de la part des valeurs à revenu fixe. Ce "transfert" ne surprend pas puisque la plus grande part de l'épargne en VRV est faite par les classes de revenu élevé (50 % de l'épargne en VRV est réalisée par 4,5 % de la population) qui sont plus touchées par la réduction de l'inégalité des revenus, alors qu'au contraire, une fraction importante de l'épargne en VRF est effectuée par les ménages à revenu moyen.

TABLEAU 3.7

STRUCTURE DE L'ÉPARGNE FINANCIÈRE SELON DIFFÉRENTES
HYPOTHÈSES DE RÉDUCTION DE L'INÉGALITÉ DES REVENUS

	Sans réduction de l'inégalité des revenus	Avec réduction de l'inégalité des revenus selon l'hypothèse	
		H ₁	H ₄
Liquidités	43,2	42,9	42,8
VR F	44,2	44,9	45,2
VR V	12,6	12,1	12,0
Total	————— 100	————— 100	————— 100

- L'effet de la réduction de l'inégalité des revenus sur la concentration de l'épargne est plus marqué. Dans la simulation de référence du compte n° 1 la distribution de l'épargne conduit à un coefficient de Gini égal à 0,65 pour l'année terminale. Ce coefficient est notablement plus faible lorsque l'inégalité des revenus a été réduite pendant les cinq années de la simulation. Il vaut en effet 0,64 dans l'hypothèse n° 1 et 0,63 dans l'hypothèse n° 4 (les hypothèses 2 et 3 étant comprises entre ces deux bornes).

Dans une étude précédente (1), le CREP a montré sur la période 1949-1967 qu'environ 50 % de l'accumulation patrimoniale brute en valeur est le fait des hausses de prix des actifs, près de 45 % provient de l'épargne sur le revenu

(1) Accumulation du patrimoine des ménages, Tomes I et II, Février 1974, Cahiers CREP.

courant, le solde étant dû à l'endettement. Si l'on retient comme ordre de grandeur que près de la moitié de l'accumulation est liée à l'épargne, on conçoit qu'une certaine déconcentration de cette dernière ait à terme un effet sur l'inégalité des patrimoines. L'influence de la réduction de l'inégalité des revenus est donc plus profonde qu'on n'aurait pu le penser a priori. A l'actif du bilan dont la baisse du taux d'épargne constitue le passif, il faut inscrire à la fois l'immédiate réduction de l'inégalité des revenus mais aussi la réduction moins rapide, mais peut-être plus importante, de l'inégalité des patrimoines.

IV - DEUX HYPOTHESES ALTERNATIVES CONCERNANT L'EVOLUTION DES REVENUS ET LE SCHEMA ACCESSION-ENDETTEMENT

Dans le chapitre III , nous avons envisagé une évolution des revenus, de l'endettement et de la FBCF des ménages très proche de ce qui s'est effectivement réalisé sur la période allant de 1967 à 1972. Ainsi nous avons pu reconstituer approximativement l'évolution de l'épargne durant cette période. L'effet des différentes hypothèses de réduction de l'inégalité a donc été considéré par référence à la version du modèle dans laquelle tous les revenus croissaient au taux 4,5 % et où FBCF et emprunts croissaient respectivement aux taux 4,8 % et 11,5 % .

Comme il s'avère que sur la période 1976-1980, le taux de croissance de 4,8 % retenu pour la FBCF risque de correspondre non plus à une hypothèse centrale mais plutôt à une hypothèse assez optimiste, nous envisageons maintenant les deux taux retenus pour la croissance de la FBCF sur la période 1975-1980.

Nous nous intéressons au niveau de l'épargne dans chaque cas (4.1), puis aux variations de celle-ci par rapport à la situation de référence correspondante (4.2). Enfin nous précisons ce que serait alors la structure de l'épargne en année terminale (4.3) .

4.1 CROISSANCE REDUITE DE L'ACCESSION A LA PROPRIETE ET DE L'ENDETTEMENT ET NIVEAU DU TAUX D'EPARGNE

Nous avons envisagé ce qu'aurait été l'évolution du taux d'épargne si la FBCF avait crû aux taux 2,5 % (compte n° 1) ou 0,5 % (compte n° 2).

Une telle évolution de l'investissement des ménages dans l'achat de logements ne peut être associée à n'importe quelle évolution des revenus ni à n'importe quelle évolution des emprunts.

Pour l'évolution des revenus, nous reprenons les taux retenus dans les comptes 1 et 2 de la prévision du VIIème Plan.

Quant à l'évolution des emprunts, elle est liée à celle de la FBCF dans la relation établie dans l'Annexe B :

$$\beta_t + \gamma \frac{M_t}{FBCF_t} = 1 \quad \text{où } \gamma = \text{cte}$$

Si d et f sont respectivement les taux de croissance des emprunts et de la FBCF, on a :

$$d - f \neq 7 \% \quad (\text{cf. Annexe D})$$

Nous retenons dans la simulation "type compte 1" $f = 2,5 \%$; $d = 9,5 \%$ et dans la simulation "type compte 2" $f = 0,5 \%$; $d = 7,5 \%$.

Le tableau 4.1 donne l'évolution du taux d'épargne sur la période de simulation. Dans le chapitre 3, l'incidence des schémas réducteurs d'inégalité était mesurée par rapport à une situation dans laquelle on prenait un taux de croissance des revenus (4,5 %) identique pour toutes les classes. Ici les deux situations de référence que nous présentons répondent à la même contrainte : la situation de référence "du type compte n° 1" est obtenue en appliquant à la situation de départ les taux :

$$\begin{aligned} \rho_k &= 4,5 \% \quad \text{pour toutes les classes } k \\ d &= 9,5 \% \quad ; \quad f = 2,5 \% \end{aligned}$$

La référence "type compte n° 2" est obtenue avec :

$$\begin{aligned} \rho_k &= 3,0 \% \quad \text{pour toutes les classes } k \\ d &= 7,5 \% \quad ; \quad f = 0,5 \% \end{aligned}$$

Dans les deux situations de référence, le taux d'épargne globale reste pratiquement constant sur la période. Si l'on chiffre la "perte" d'épargne en dernière année de simulation, en pourcentage par rapport à l'épargne de la situation de référence, on obtient des résultats comparables à ceux du chapitre III.

TABLEAU 4.1

EVOLUTION DE L'ÉPARGNE SELON LE SCHEMA RÉDUCTEUR D'INÉGALITÉ RETENU

		$\bar{p} = 4,5\%$ $d = 9,5\%$ $f = 2,5\%$					$\bar{p} = 3,0\%$ $d = 7,5\%$ $f = 0,5\%$					
		1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	
HYPOTHESE 1	Gini 1972 x 100	————— 43,11 —————					————— 44,20 —————					
	Variante principale	13,36	13,32	13,26	13,22	13,18	13,13	13,35	13,32	13,30	13,29	13,28
	Variante Revenu permanent	13,36	13,36	13,31	13,26	13,20	13,12	13,37	13,34	13,33	13,31	13,28
HYPOTHESE 2	Gini 1972 x 100	————— 41,50 —————					————— 43,12 —————					
	Variante principale	13,36	13,31	13,23	13,17	13,11	13,04	13,34	13,30	13,27	13,25	13,22
	Variante Revenu permanent	13,36	13,35	13,30	13,24	13,15	13,04	13,37	13,33	13,31	13,27	13,22
HYPOTHESE 3	Gini 1972 x 100	————— 40,04 —————					————— 42,15 —————					
	Variante principale	13,36	13,30	13,21	13,13	13,05	12,96	13,33	13,28	13,24	13,21	13,18
	Variante Revenu permanent	13,36	13,35	13,30	13,22	13,11	12,96	13,36	13,33	13,29	13,24	13,17
HYPOTHESE 4	Gini 1972 x 100	————— 39,53 —————					————— 41,81 —————					
	Variante principale	13,36	13,29	13,20	13,11	13,02	12,93	13,33	13,27	13,23	13,20	13,16
	Variante Revenu permanent	13,36	13,35	13,30	13,22	13,10	12,93	13,36	13,33	13,29	13,23	13,15
	Gini 1972 x 100	————— 46,52 —————					————— 46,52 —————					
	HYPOTHESE DE REFERENCE	13,36	13,37	13,35	13,35	13,36	13,36	13,38	13,38	13,39	13,42	13,44

TABLEAU 4.2

PERTE D'ÉPARGNE EN ANNÉE TERMINALE
PAR RAPPORT À LA SITUATION DE RÉFÉRENCE (*)

	Compte 1	Compte 2
Hypothèse 1	- 0,24 (- 1,8 %)	- 0,16 (- 1,2 %)
Hypothèse 4	- 0,43 (- 3,2 %)	- 0,28 (- 2,1 %)

(*) Dans chaque cas, le premier chiffre donne la perte en terme de point du taux d'épargne ; le second donne la valeur en pourcentage de la baisse du taux d'épargne.

Le tableau 4.2 permet donc de préciser ce que serait la perte d'épargne en 1980 si la croissance du compte n° 1 était réalisée et si une réduction d'inégalité de l'ordre de celle proposée par le rapport Méraud était mise en oeuvre. La réduction d'épargne serait faible (moins de 0,5 point), tandis que l'inégalité des revenus serait ramenée au niveau de ce qu'elle est dans des pays réputés égalitaires tels que la Suède par exemple.

Les remarques du chapitre III demeurent valables ici. On se contentera de souligner deux observations :

- d'une part si les comportements restent, comme nous l'avons supposé, stables malgré l'action sur les revenus, l'hypothèse de revenu permanent conduit au résultat que dans les années intermédiaires de la période, la baisse de l'épargne sera inférieure à ce qu'elle est pour l'année terminale.

- d'autre part la modification mécanique du taux d'épargne est si modeste qu'en fait elle risque d'être complètement absorbée - dans un sens ou dans l'autre - par un effet lié à des changements de comportements.

4.2 L'ELASTICITE DE L'EPARGNE FACE A UNE REDUCTION DE L'INEGALITE

Nous venons de voir que dans tous les cas envisageables pour les années à venir, la perte d'épargne qui résulterait de la réduction d'inégalité visée sur la période du VIIème Plan serait faible. Ce résultat est en particulier vrai quelle que soit la croissance moyenne des revenus des ménages au niveau global. Alors qu'en 4.1 nous nous intéressions avant tout au niveau brut du taux d'épargne, nous allons maintenant nous intéresser à la variation (perte) de la masse d'épargne qui serait uniquement imputable aux schémas réducteurs de l'inégalité.

Mais les comparaisons sont difficiles dans la mesure où une croissance plus rapide des revenus amènera à la fois une réduction plus rapide de l'inégalité et une baisse plus accentuée de l'épargne. La question que nous nous posons est la suivante : Pour différentes réductions équivalentes de l'inégalité des revenus, à quelle croissance des revenus correspondra la baisse la moins importante de l'épargne ? où, ce qui revient au même, pour une réduction donnée de l'épargne, ceteris paribus, vaut-il mieux une croissance lente ou rapide des revenus pour assurer une réduction maximale de l'inégalité ?

Pour répondre à cette question, nous avons calculé, pour les différentes hypothèses réductrices d'inégalité envisageables et les situations de référence correspondantes, l'élasticité de l'épargne à la mesure d'inégalité (Gini). Soit la formule :

$$E (EP, INEG) = \frac{\Delta \text{TODEP}}{\text{TODEP}} \cdot \frac{\text{INEG}}{\Delta \text{INEG}} = \frac{\Delta \text{Epargne}}{\text{Epargne}} \cdot \frac{\text{INEG}}{\Delta \text{INEG}}$$

Notons tout d'abord que dans le tableau 4.3 lorsqu'on passe du compte 1 au compte 2, il y a changement à la fois des taux de croissance des revenus et des taux de croissance de FBCF et endettement. En fait les calculs effectués sur d'autres simulations montrent que seule la croissance des revenus a un effet sur le niveau de l'élasticité.

Le taux d'épargne semble être moins élastique à une baisse de l'inégalité lorsque les revenus croissent lentement, ce qui est l'effet recherché. Par ailleurs, les hypothèses réductrices d'inégalité 3 et 4 semblent provoquer une moins grande perte d'épargne à réduction équivalente des disparités de revenus. Cela s'explique par le fait que contrairement aux hypothèses 1 et 2, elles réduisent l'inégalité beaucoup plus par action sur les revenus moyens que sur les revenus faibles. Or les ménages des classes moyennes épargnent plus que ceux des classes les moins riches, d'où une épargne mieux préservée.

Il est possible toutefois que les écarts entre élasticités soient trop faibles pour pouvoir être considérés comme significatifs ; ils donnent cependant une indication précieuse sur le type de schéma réducteur d'inégalité qui serait le meilleur pour maintenir le taux d'épargne. Ils montrent en résumé que pour préserver le taux d'épargne, le schéma le meilleur serait un schéma dans lequel les revenus croîtraient globalement peu, mais où une forte réduction de l'inégalité serait opérée surtout par action sur le revenu des classes moyennes et immédiatement inférieur à la moyenne.

TABLEAU 4.3

ÉLASTICITÉ DE L'ÉPARGNE SOUS L'EFFET D'UNE RÉDUCTION
DE L'INÉGALITÉ (1)

HYPOTHESES	COMPTE 1			COMPTE 2		
	DTODEP	DGINI	E(EP,G1)	DTODEP	DGINI	E(EP,G1)
1	- 0,24	- 3,41	+ 25,2	- 0,16	- 2,32	+ 23,9
2	- 0,32	- 5,02	+ 22,2	- 0,22	- 3,40	+ 22,4
3	- 0,40	- 6,48	+ 21,5	- 0,26	- 4,37	+ 20,6
4	- 0,43	- 6,99	+ 21,4	- 0,28	- 4,71	+ 20,6
REFERENCES	$\Delta=13,36$	$G=46,52$		$\Delta=13,44$	$G=46,52$	

(1) Dans ce tableau, nous avons calculé des élasticités du taux d'épargne par rapport au revenu (et non de l'épargne par rapport au revenu). Ces dernières seraient rigoureusement égales car pour un compte donné, le revenu moyen global est le même quelle que soit l'hypothèse considérée (1, 2, 3, 4 ou référence).

4.3 EVOLUTION DE LA STRUCTURE DE L'EPARGNE

Nous avons vu à la fin du chapitre III ce que pourrait être en fin de simulation la nouvelle structure de l'épargne financière après réduction durant cinq ans de l'inégalité des revenus.

Nous ne nous attarderons pas ici sur ce que pourrait être l'évolution de cette structure en fonction de la croissance de l'endettement et des revenus. Il apparaît en effet que l'observation faite au chapitre III demeure valable quel que soit le compte retenu (cf. Tableau 4.4).

TABLEAU 4.4

STRUCTURE DE L'ÉPARGNE EN FIN DE SIMULATION

	Hypo- thèse	Apport personnel pour la FBCF	Remboursements d'emprunts	Epargne Financière	Taux d'épargne
Situation de référence		35,2	20,8	44,0	(100) 13,36
Compte 0 (*) $\bar{p} = 4,5 \%$ $f = 4,8 \%$	1	25,6	32,9	41,5	(100) 13,66
	4	25,9	33,2	40,9	(100) 13,46
Compte 1 $\bar{p} = 4,5 \%$ $f = 2,5 \%$	1	23,9	32,9	43,2	(100) 13,13
	4	24,1	33,3	42,5	(100) 12,93
Compte 2 $\bar{p} = 3,0 \%$ $f = 0,5 \%$	1	23,0	33,8	43,2	(100) 13,28
	4	23,2	34,0	42,7	(100) 13,16

(*) Compte n° 1 du chapitre III .

L'évolution de l'année 1 à l'année 5 va dans tous les cas envisagés dans le sens d'une augmentation de la part d'épargne consacrée aux remboursements d'emprunts et d'une réduction de la part affectée à l'apport personnel pour la FBCF. Les écarts en année terminale entre structures d'épargne selon le compte considéré sont minimes, voire faiblement significatifs en comparaison de l'écart par rapport à la situation observée cinq années auparavant.

X
X X
X

En résumé nous avons simulé les différentes structures de l'épargne qui pourraient être observées si, pendant cinq années consécutives, s'était opérée une réduction de l'inégalité. Les valeurs numériques des revenus, de l'épargne, etc... ne seront pas en 1980 ce qu'elles sont en année terminale dans notre modèle. Les taux d'épargne ne seront pas non plus les mêmes : d'abord les taux que nous avons calculés sont rapportés au revenu R auquel nous avons ajouté l'emprunt moyen M_M pour l'achat de logements anciens. Ensuite parce que le taux d'épargne sur le revenu ne sera normalement pas le même en fin de simulation et en 1980.

En règle générale les taux d'épargne calculés selon les deux méthodes évoluent dans le même sens au cours du temps. Donc nous pouvons appliquer aux taux d'épargne prévus pour 1980 les pourcentages de perte d'épargne que nous avons obtenus par comparaison entre schémas réducteurs et situations de référence.

TABLEAU 4.5

TAUX D'ÉPARGNE DES MÉNAGES EN 1980*

	COMPTE N° 1 $\bar{p} = 4,5 \% \quad f = 2,5 \%$	GINI	COMPTE N° 2 $\bar{p} = 3,0 \% \quad f = 0,5 \%$	GINI
Prévision hors réduction de l'inégalité	17,5 %	46,52	15,7 %	46,52
Hypothèse de réduction d'inégalité				
1	17,2	43,1	15,5	44,2
2	17,1	41,5	15,5	43,1
3	17,0	40,0	15,4	42,1
4	17,0	39,5	15,4	41,8

* Il s'agit du taux d'épargne défini par la Comptabilité nationale

Le tableau 4.5 permet d'avancer que dans le contexte d'une croissance ralentie des revenus des ménages et de l'accession à la propriété, le taux d'épargne, correspondant à une réduction de l'inégalité de l'ordre de 4 points du coefficient de Gini, ne devrait pas être inférieur à 15,4 %. La perte d'épargne définie par rapport à ce que serait la masse d'épargne hors réduction de l'inégalité peut être chiffrée à 0,3 points. Dans un contexte de croissance plus soutenue tel qu'il est défini par le compte 1, la perte d'épargne serait de l'ordre de 0,5 point, soit un taux d'épargne de 17,0 % au lieu de 17,5 % en 1980. La réduction d'inégalité dans ce cas serait évidemment un peu plus rapide (7 points de baisse du coefficient de Gini).

CONCLUSION :

RESUME DES PRINCIPAUX RESULTATS

Il n'est pas aisé de présenter une synthèse des résultats obtenus en distinguant ceux d'entre eux qui dépendent des hypothèses du modèle et ceux qui ont au contraire une valeur plus générale. C'est cependant ce à quoi l'on s'efforcera en conclusion de ce rapport. On insistera plus particulièrement sur sept points concernant certes les effets d'une réduction des inégalités sur le taux d'épargne, mais aussi l'influence du rythme de croissance de la FBCF des ménages sur ce taux d'épargne ou les diverses modalités envisageables pour aboutir à une certaine déconcentration des revenus.

1 . LA RÉDUCTION DU TAUX MOYEN D'ÉPARGNE EST MODESTE POUR UNE RÉDUCTION DES INÉGALITÉS ASSEZ ACCENTUÉE

La comparaison se fait entre le taux d'épargne moyen obtenu dans le modèle pour 1972 dans l'hypothèse d'une absence de réduction des inégalités (schéma de référence) et celui que l'on obtiendrait pour la même année dans les diverses hypothèses envisagées de réduction des inégalités. On assiste comme prévue à une baisse du taux d'épargne mais sans doute inférieure à celle à laquelle on pouvait s'attendre. En effet, pour une réduction de l'inégalité des revenus qui aurait fait passer en cinq ans

la France de la situation de 1967 à la concentration caractéristique de pays comme le Danemark ou les Pays-Bas dans les années 60, le "coût" serait seulement de l'ordre de 1,5 % du taux d'épargne, soit environ 1/4 de point. Si l'on voulait aller au-delà et mettre en cinq ans la France dans la situation de la Suède au cours des années 60, le sacrifice est évidemment supérieur et il ne dépasse guère 3 % du taux d'épargne, soit 1/2 point.

Cette conclusion appelle deux remarques :

1) La première est qu'elle paraît bien conforter l'hypothèse avancée à la fin de la première partie de ce rapport, hypothèse selon laquelle l'influence de la réduction des inégalités sur le taux d'épargne des ménages pourrait en fait être noyée au milieu de celles qu'exercent d'autres facteurs comme le freinage général des taux de croissance du revenu réel ou le rythme de diffusion de la propriété du logement principal, diffusion qui est elle-même liée aux possibilités d'accès à l'endettement. Il faudrait encore ajouter ici que l'on ignore si, en moyenne période, l'inflation et l'incertitude persistante quant à la situation économique générale, et plus particulièrement à l'emploi, ne sont pas des facteurs agissant finalement de façon significative en faveur du maintien du taux d'épargne (voir par exemple les prévisions erronées faites sur une forte baisse du taux d'épargne des ménages en 1974).

2) La deuxième remarque est une mise en garde: de la relativement faible sensibilité du taux d'épargne à la réduction des inégalités, il ne faudrait pas inférer qu'il est facile de déconcentrer les revenus. Au cours de la période passée, la distribution des revenus en France a manifesté une assez grande stabilité; pour aboutir aux mouvements de déconcentration auxquels nous nous sommes référés, il faudrait sans doute que soient mis en oeuvre des moyens puissants supposant un changement profond des mentalités. Faute de quoi, la déconcentration obtenue serait bien moindre que celles qui correspondent aux différentes hypothèses du modèle ; mais la "menace" sur le taux d'épargne en serait encore réduite d'autant.

Quoi qu'il en soit, on peut estimer à partir de ces simulations que les taux d'épargne prévus pour 1980 dans les projections effectuées pour le VII^{ème} Plan et qui s'élevaient à 17,5% dans le compte "rose" et 15,7 % dans le compte "gris", s'abaisseraient respectivement à environ 17% et 15,4 % si une politique de réduction des inégalités de revenu est mise en oeuvre avec quelque fermeté.

2 . LA BAISSÉ DU TAUX D'ÉPARGNE FINANCIÈRE EST PLUS MARQUÉE, MAIS RESTE MODÉRÉE

Le taux d'épargne financière étant nettement plus élevé dans les hautes tranches de revenus que dans les tranches de revenus modestes, la réduction d'inégalité devait en principe abaisser le taux d'épargne financière. C'est effectivement ce qui est constaté, mais dans une proportion sans doute inférieure là encore à celle que l'on attendait. Si l'on ventile les emplois de l'épargne selon trois composantes : remboursement d'emprunts, apport personnel pour l'achat de la FBCF et épargne financière, les parts respectives sont en année terminale de 32,4 % , 25,2 % et 42,4 % dans l'hypothèse d'absence de réduction des inégalités, et de 33,2 % , 25,9 % et 40,9 % dans l'hypothèse la plus forte de réduction d'inégalité qui a été envisagée. Il y a donc bien diminution de la part de l'épargne financière au profit des deux autres composantes qui concernent l'immobilier, mais on est très loin d'un effondrement. Si l'on raisonne en termes de taux d'épargne financière, la diminution enregistrée, pour l'hypothèse la plus forte de réduction de l'inégalité, correspond à 6 % de ce taux d'épargne. L'effet est donc, comme on pouvait s'y attendre plus net que pour le taux d'épargne global, mais il reste néanmoins modéré.

3 . LA MODIFICATION DE LA STRUCTURE DE L'ÉPARGNE FINANCIÈRE EST PLUS COMPLEXE QUE PRÉVU

En raison de l'importance supposée de l'épargne monétaire ou liquide dans les tranches de revenus modestes, on attendait de la réduction des inégalités une baisse assez nette de la part des titres longs dans l'épargne financière des ménages à la suite d'une réduction sensible des inégalités de revenus. En réalité, si l'on observe bien une diminution de la part des actions, celle des obligations augmente : l'épargne des inactifs (dont les revenus sont souvent situés dans les basses tranches) est en effet stimulée par la déconcentration et réserve, comme l'on sait, une place relativement importante aux titres à revenu fixe. Quant à la part des liquidités, elle aurait plutôt tendance à diminuer.

4 . LA RÉDUCTION DU RYTHME DE CROISSANCE DE LA FBCF DES MÉNAGES POURRAIT AVOIR SUR LEUR TAUX D'ÉPARGNE MOYEN UN EFFET AU MOINS AUSSI IMPORTANT QUE CELUI DE LA DIMINUTION DES INÉGALITÉS DE REVENU

Pour illustrer la remarque faite ci-dessus et selon laquelle la réduction des inégalités n'était qu'un facteur parmi d'autres qui sont susceptibles d'exercer une influence sur le taux d'épargne, on a effectué une simulation avec le même taux de croissance moyen des revenus réels (soit 4,5 % qui est l'hypothèse du compte n°1 des projections INSEE pour 1980), mais avec un taux de croissance de la FBCF qui est non plus de 4,8 % comme entre 1967 et 1972, mais de 2,5 % (hypothèse du compte n° 1 de l'INSEE pour 1976-1980). Mécaniquement, et sans introduire d'hypothèses sur la réduction des inégalités, on obtient en année terminale un taux d'épargne des ménages qui est d'un demi point inférieur à celui qui ressort quand la FBCF croît au taux de 4,8 %. En introduisant à présent l'hypothèse la plus forte de déconcentration des revenus, on provoque une baisse supplémentaire du taux d'épargne de l'ordre de 0,4 points.

L'effet d'un ralentissement de la croissance de la FBCF sur le taux d'épargne des ménages paraît donc significatif. Il est vrai que l'on n'a pas introduit ici d'hypothèse explicite de substitution de l'épargne financière à l'épargne constituée au titre de la FBCF. Reste cependant que si l'on envisageait non plus seulement un ralentissement de la croissance, mais une décroissance de la FBCF des ménages, on ne pourrait probablement pas éviter - compte tenu des caractéristiques actuelles des différents placements financiers - un effet négatif sur leur taux d'épargne.

5 . UNE CROISSANCE PLUS SOUTENUE DES REVENUS FACILITE LA RÉDUCTION DES INÉGALITÉS

On a voulu envisager les possibilités de réduction des revenus dans les deux hypothèses de croissance du revenu réel que retiennent les Projections 1980. On a alors retenu les taux de croissance des revenus et de la FBCF des ménages des comptes 1 et 2 utilisés dans la préparation du VIIème Plan (soit respectivement 4,5 et

3 % pour les revenus, et 2,5 et 0,5 % pour la FBCF). Comme dans le modèle le pouvoir d'achat des revenus les plus élevés est simplement conservé (taux de croissance réel nul), on conçoit que plus le taux de croissance du revenu est élevé et plus la déconcentration est forte : c'est effectivement ce qui est enregistré pour les quatre hypothèses de réduction des revenus qui ont été employées. Quand on connaît la relative inertie de l'instrument de mesure utilisé (coefficient de Gini), on doit reconnaître que l'écart entre les résultats obtenus avec l'un et l'autre comptes est considérable (voir tableau 4.1 du chapitre 4).

6 . UNE ACTION SUR LES REVENUS PROCHES DE LA MOYENNE PERMETTRAIT UNE RÉDUCTION DES INÉGALITÉS AVEC UNE PERTE MINIMALE D'ÉPARGNE

Il apparaît que pour un taux de croissance moyen des revenus réels qui est donné et un objectif de réduction des inégalités également donné (en termes de coefficient de Gini), la baisse du taux d'épargne est sensible au schéma de croissance différentielle des revenus que l'on retient. Il y a en fait un très grand nombre de modalités permettant d'atteindre l'objectif de déconcentration fixé. La modalité qui serait la moins "coûteuse" en épargne consisterait à faire croître presque au même taux les revenus les plus faibles et ceux qui se situent au voisinage de la moyenne. Les ménages titulaires de ces derniers revenus ont en effet un taux d'épargne tel que l'abaissement du taux d'épargne global est alors sensiblement atténué.

Mais une réduction des inégalités obtenu dans ces conditions correspond-elle à ce que l'on souhaite ? Il manque encore à coup sûr une réflexion approfondie sur la nature de la réduction d'inégalités à laquelle on veut aboutir. Ce n'est pas sans légèreté que l'on parle de façon générale de la "réduction des inégalités" : cette dernière appartient en effet encore trop au domaine des sentiments et n'est qu'un concept flou. C'est d'un progrès de la réflexion sur l'objectif concret à atteindre que dépend l'amélioration des études sur les conséquences de sa réalisation. Chemin faisant, il ne sera plus possible d'éluder les multiples questions concernant les moyens à utiliser pour parvenir à l'objectif que l'on se sera fixé.

7 . LA RÉDUCTION DES INÉGALITÉS DE REVENUS ENTRAINE UNE DÉCONCENTRATION NON NÉGLIGEABLE DE L'ÉPARGNE

Comme on l'a montré dans la première partie de ce rapport (cf. p.), la concentration de l'épargne est en France intermédiaire entre celle des revenus et celle des patrimoines. La réduction des inégalités de revenus a évidemment pour conséquence de diminuer la concentration de l'épargne : pour qu'il n'en soit pas ainsi, il faudrait que parallèlement à la croissance plus rapide des revenus modestes on assiste à une diminution du taux d'épargne des ménages qui en sont titulaires. Or aucune hypothèse de cette sorte n'a été introduite dans le modèle : on assiste donc, comme on pouvait s'y attendre, à une déconcentration assez nette de l'épargne (coefficient de Gini de 0,65 avec la simulation de référence contre 0,63 dans l'hypothèse la plus forte de réduction des inégalités de revenu).

Comme grossièrement il y a une corrélation positive entre montant des revenus et montant des patrimoines, la déconcentration de l'épargne, conséquence de la réduction des revenus, constitue un premier pas vers une déconcentration des patrimoines qui ne pourra, quant à elle, être perceptible que dans le plus long terme.

ANNEXES

ANNEXE A

LES COMPTES DES MENAGES 1959-1974

(VERSION PROVISOIRE)

Les comptes du tableau A.1 ont été établis à partir de la méthodologie exposée dans le chapitre II. Il s'agit de comptes par ménage; pour calculer des taux de croissance d'agrégats il faudra tenir compte de la croissance du nombre des ménages.

Du côté des ressources, le poste "Revenu" est calculé à partir du revenu disponible de la Comptabilité Nationale (CN) (1); le poste "Emprunts" est obtenu à l'aide des données du Conseil National du Crédit.

Du côté des emplois, la "Consommation" est une donnée de la CN.

Les "Remboursements d'emprunts" ont été reconstitués à l'aide du modèle présenté dans l'annexe C.

La somme $M_F + U_F$ est égale à la FBCF ménage par ménage corrigée pour tenir compte du prix des terrains, de sa viabilisation, etc...

De 1964 à 1974, les travaux du CESOF fournissent le montant des emprunts consacrés aux logements neufs et au gros entretien. U_F est alors obtenu par différence. Pour les années antérieures à 1964, une approximation du rapport $\gamma = \frac{M_F}{M}$ a été réalisée.

L'épargne financière nette est obtenue par solde, pour assurer l'équilibre des emplois et ressources.

(1) Les données utilisées proviennent des comptes établis en base 1962.

TABLEAU : A.1.

COMPTES DES MENAGES (1959 - 1974) (version provisoire).

En France par ménage

	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974
<u>Ressources</u>																
Revenu R	12970	14130	15270	17160	18960	20270	21370	22860	24540	26120	29150	32510	36150	39820	44530	51600
Emprunts (1) M	270	300	350	430	510	620	760	900	1070	1390	1590	1380	2010	2910	3020	2770
TOTAL	13140	14430	15620	17590	19470	20890	22130	23760	25610	27510	30740	33890	38160	42730	47550	54370
<u>Emplois</u>																
Consommation C	11710	12560	13590	15030	16740	17980	18830	20200	21500	23090	25940	28240	31260	34600	38400	44620
Remboursements V d'emprunts (1)	160	190	230	270	330	400	470	570	690	850	1030	1180	1410	1740	2080	2390
F.B.C.F. Financée sur emprunts M _F	250	250	280	300	330	450	550	670	810	1040	1210	1120	1570	2150	2290	2230
Epargne financière brute DONT	(1120)	(1430)	(1520)	(1990)	(2070)	(2060)	(2280)	(2320)	(2610)	(2530)	(2560)	(3350)	(3920)	(4240)	(4780)	(5130)
Retraits pour apport personnel à la FBCF U _F	520	530	590	640	710	1010	1170	1200	1160	1220	1270	1620	1570	1380	1800	2730
Epargne financière nette EF	600	900	930	1350	1360	1050	1110	1120	1450	1310	1290	1730	2350	2860	2980	2400
TOTAL	13140	14430	15620	17590	19470	20890	22130	23760	25610	27510	30740	33890	38160	42730	47550	54370

(1) Emprunts immobiliers exclusivement.

 $U_F + M_F = \text{FBCF Ménages.}$

ANNEXE B

DEFINITION ET CALCUL DE β : PART DE L'APPORT PERSONNEL DANS L'ACHAT D'UN LOGEMENT NEUF, ET DE γ : PART DES EMPRUNTS POUR LA FBCF DANS LES EMPRUNTS IMMOBILIERS

Nous avons vu aux chapitres II et III l'importance que revêt l'appréciation correcte de la part de l'apport personnel dans le prix global d'un logement et de la part de l'emprunt immobilier pour l'achat de logements anciens par rapport à l'emprunt pour l'achat de logements neufs.

I . Une mesure approximative de ces deux ratios permettra de voir si, sur la période 1964-1974, ils sont restés stables, s'ils ont fluctué à la hausse et à la baisse, ou bien s'ils évoluent au cours du temps selon une certaine tendance.

Le tableau B.1 donne la démarche que nous avons suivie pour calculer les coefficients β et γ à partir des données du CESOF.

La part des emprunts pour les logements neufs et le gros entretien dans l'ensemble des emprunts fluctue, entre 1964 et 1974, entre 0,75 et 0,82 mais il ne semble pas exister de tendance décelable dans l'évolution de ce ratio.

TABLEAU B.1

CALCUL DES COEFFICIENTS β ET γ

en milliards de Francs

	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974
(a) = (b) + (c) Emprunts des ménages pour l'immobilier	8,3	10,1	12,9	16,4	22,1	25,6	22,3	33,1	48,2	51,0	47,7
DONT											
(b) Emprunts pour l'achat de logements anciens	1,5	1,7	2,4	3,7	5,5	6,2	4,2	7,4	12,2	12,0	9,6
(c) Emprunts pour la FBCF	6,8	8,4	10,5	12,7	16,6	19,4	18,1	25,7	36,0	39,0	38,1
(d) FBCF (1)	21,9	26,3	28,9	30,8	35,9	40,0	44,4	51,6	58,6	69,1	85,4
$\gamma = \frac{(c)}{(a)}$	0,82	0,83	0,81	0,77	0,75	0,76	0,81	0,78	0,75	0,76	0,80
$\beta = \frac{U_F}{FBCF} = 1 - \frac{(c)}{(d)}$	0,69	0,68	0,64	0,59	0,54	0,51	0,59	0,50	0,39	0,44	0,55

(1) La FBCF que fournit la Comptabilité Nationale n'est pas égale à la dépense des ménages en particulier le prix du terrain et les services ne sont pas inclus. Une correction a été effectuée pour en tenir compte (cf. Annexe A).

En effet, sur 11 observations on peut estimer la droite de régression suivante :

$$\gamma_t = 0,81 - 0,004 t$$

où t représente l'année considérée.

Il n'en est pas tout à fait de même pour le coefficient β pour lequel on trouve :

$$\beta_t = 0,69 - 0,02 t$$

Toutefois il semble que les deux taux aient des variations de même sens en même temps (cf. Graphique B.1). La corrélation entre les deux séries est forte ($r = 0,84$). Cette forte corrélation positive est un peu surprenante. On peut, en effet, mettre en évidence une liaison entre β et γ .

Partons de l'égalité :

$$U_F + M_F = FBCF$$

qui exprime que la FBCF est financée soit par apport personnel (U_F) soit par emprunt (M_F). En divisant chacun des termes par le montant de la FBCF, il vient :

$$\frac{U_F}{FBCF} + \frac{M_F}{M} \cdot \frac{M}{FBCF} = 1$$

or
$$\beta = \frac{U_F}{FBCF} \quad \text{et} \quad \gamma = \frac{M_F}{M}$$

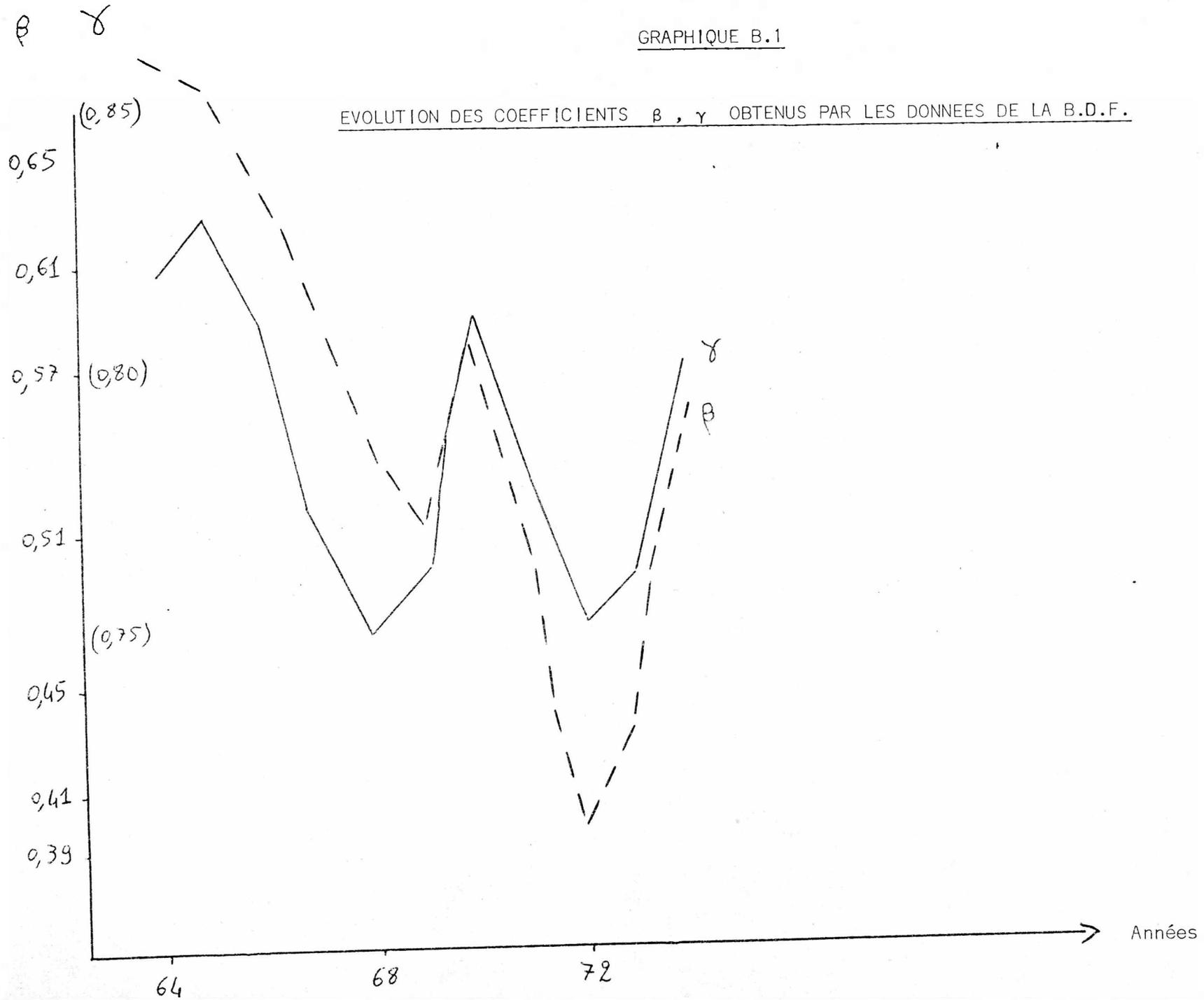
soit

$$\beta + \gamma \frac{M}{FBCF} = 1$$

On pourrait donc s'attendre à une corrélation négative entre β et γ . En fait cette relation comprend un degré de liberté : il s'agit des emprunts destinés à

GRAPHIQUE B.1

EVOLUTION DES COEFFICIENTS β , γ OBTENUS PAR LES DONNEES DE LA B.D.F.



l'achat de logements anciens M_M . En effet, on peut écrire :

$$\beta + \gamma \frac{M_F + M_M}{FBCF} = 1$$

Il vient après arrangement :

$$M_M = (1 - \beta) \left(\frac{1}{\gamma} - 1 \right) FBCF$$

Soit

$$\frac{d M_M}{M_M} = - \frac{d \beta}{1 - \beta} - \frac{d \gamma}{\gamma(1 - \gamma)} + \frac{d FBCF}{FBCF}$$

à FBCF constante, une variation de même sens de β et de γ est parfaitement concevable si les emprunts destinés à l'achat de logements anciens varient en sens contraire.

II. Nous avons souhaité calculer les valeurs de β en utilisant d'autres sources que les données de CESOF. Cela nous a été possible pour 1967 à partir des enquêtes "Logement" de l'INSEE.

a) Nous allons tout d'abord calculer l'apport personnel pour l'achat d'un logement neuf par ménage acquéreur : U_L' (U_F est l'apport personnel par ménage pour la FBCF - logements neufs + gros entretien -, U_L est l'apport personnel par ménage pour les logements neufs, U_L' est l'apport personnel par ménage acquéreur pour les logements neufs).

$$U_L' = (L - M_L'') \tau_L + L(1 - \tau_L)$$

où L est le prix moyen d'un logement neuf ;

M_L'' le montant moyen emprunté pour l'achat d'un logement neuf par ménage emprunteur ;

et τ_L le pourcentage de ménages acquéreurs qui empruntent.

Il vient, en 1967 :

$$U'_L = 37\,840 \text{ F.}$$

b) Le rapport cherché est $\beta = \frac{U_F}{\text{FBCF}}$

$$\text{soit } \beta = \frac{U_L + U_G}{\text{FBCF}} = \frac{U'_L N'_L + U_G}{\text{FBCF}} = \frac{U'_L N'_L}{\text{FBCF}} + \frac{U_G}{\text{FBCF}}$$

où N'_L est le nombre de ménages achetant un logement.

c) Calcul de $\frac{U'_L N'_L}{\text{FBCF}}$

Ce rapport vaut $\frac{U'_L N'_L}{L N'_L + GE}$ où GE représente le gros entretien. Celui-

ci représente environ 20 % de la FBCF, il vient :

$$\frac{U'_L N'_L}{\text{FBCF}} = \frac{U'_L N'_L}{L N'_L + 0,25 L N'_L} = 0,8 \frac{U'_L}{L}$$

avec $L = 77\,380 \text{ F.}$ d'après l'enquête logement, on a :

$$\frac{U'_L N'_L}{\text{FBCF}} = 0,391$$

... / ...

d) Calcul de $\frac{U_G}{FBCF}$

$U_G = \lambda GE$ où λ est le pourcentage du gros entretien qui est financé sur fonds propres.

D'où :

$$\frac{U_G}{FBCF} = \lambda \frac{GE}{FBCF} = 0,2 \lambda$$

c) On a donc

$$\beta = 0,391 + 0,2 \lambda$$

$$\text{si } \lambda = 1 \quad \beta = 0,591$$

$$\lambda = 0 \quad \beta = 0,391$$

D'après l'enquête Epargne 1967, la part du financement du gros entretien financée par emprunts est assez faible puisque $\lambda = 0,854$.

On aboutit alors à $\beta = 0,562$ ce qui est satisfaisant puisque les statistiques du CESOF donnent 0,59.

ANNEXE C (1)

LIAISON ENTRE LES REMBOURSEMENTS D'EMPRUNTS (V)

ET LES MONTANTS EMRRUNTES (M)

I . EXPRESSION DE V EN FONCTION DE M

Exprimons la différence :

$$A = V_t - V_{t-1}$$

Quatre flux ont une influence sur A :

- a) Les remboursements d'emprunts qui commencent en t
- b) Les remboursements d'emprunts qui commencent en t-1
- c) Les remboursements d'emprunts qui se terminent en t
- d) Les remboursements d'emprunts qui se terminent en t-1

(1) L'essentiel de cette annexe peut être trouvé dans une publication antérieure du CREP : L'accumulation du patrimoine des ménages, Tome II, pp. 330 et suivantes, Février 1974.

Lorsqu'un emprunt d'un montant M est contracté, la somme totale due par le ménage est M/K (somme des remboursements supposés constants) où

$$K = x \frac{(1+r)^n - 1}{i (1+r)^n}$$

avec x : durée de l'emprunt ;

r : taux d'intérêt.

a) Remboursements d'emprunt commençant en t

L'emprunt a été contracté un certain temps avant le premier remboursement, soit d' ce laps de temps, le ménage doit :

$$\frac{M_t - d'}{K_t - d'}$$

Remboursement moyen

Le remboursement moyen sera égal à :

$$\frac{M_{t-d'}}{K_{t-d'} x_{t-d'}}$$

où $x_{t-d'}$ est la durée moyenne des emprunts contractés en $t-d'$ et dont le premier remboursement aura lieu en t .

Si l'on appelle d la durée mesurée en année, qui s'écoule entre deux remboursements successifs, il y a $1/d$ remboursements par an. Le remboursement moyen vaut donc :

$$\frac{M_{t-d'} d_{t-d'}}{K_{t-d'} x_{t-d'}}$$

... / ...

Nombre de remboursements

- en $t-1$: l'hypothèse est que les remboursements de cet emprunt commencent en t ; en $t-1$ il n'y a donc aucun remboursement ;
- en t : il y a au moins un remboursement et au plus $1/d$.

Il y a donc en moyenne en postulant une répartition régulière des emprunts sur l'année $\frac{1/d + 1}{2}$ remboursements en t . La différence entre le nombre de remboursements en t et le nombre de remboursements en $t-1$ est ainsi égale à $\frac{1+d}{2d}$. Pour ces emprunts, la différence entre V_t et V_{t-1} est donc :

$$A_a = \frac{M_{t-d'} (d_{t-d'} + 1)}{2 K_{t-d'} x_{t-d'}}$$

b) Remboursements d'emprunt commençant en $t-1$

Le remboursement moyen est égal à

$$\frac{M_{t-1-d'} d_{t-1-d'}}{K_{t-1-d'} x_{t-1-d'}}$$

Nombre de remboursements

- en $t-1$: il y a au moins un remboursement et au plus $1/d$. Soit en moyenne $\frac{1/d + 1}{2}$
- en t : il y en a $1/d$.

La différence est donc égale à $\frac{1-d}{2d}$.

On a donc :

$$A_b = \frac{M_{t-1-d'} (1 - d_{t-1-d'})}{2 K_{t-1-d'} x_{t-1-d'}}$$

c) Remboursements d'emprunt finissant pendant l'année t

L'emprunt a été contracté en t-x ,

le remboursement moyen est donc

$$\frac{M_{t-x} d_{t-x}}{K_{t-x} x_{t-x}}$$

Nombre de remboursements

- en t-1 : Il y en a 1 / d

- en t : Il y en a au moins 1 et au plus 1 / d ;

Soit en moyenne $\frac{1/d + 1}{2}$

La différence est donc égale à $\frac{d-1}{2d}$

Il vient :

$$A_C = \frac{M_{t-x} (d_{t-x} - 1)}{2 K_{t-x} x_{t-x}}$$

d) Remboursements d'emprunt finissant pendant l'année t-1

Remboursement moyen :

$$\frac{M_{t-x-1} d_{t-x-1}}{K_{t-x-1} x_{t-x-1}}$$

Nombre de remboursements

- en t-1 : au moins un, au plus 1 / d . Soit en moyenne $\frac{1/d + 1}{2}$

- en t : aucun.

... / ...

La différence est donc $\frac{-d-1}{2d}$

Soit

$$A_d = \frac{M_{t-x-1} (-d_{t-x-1} - 1)}{2 K_{t-x-1} x_{t-x-1}}$$

e) Calcul de A

On a enfin :

$$A = A_a + A_b + A_c + A_d$$

soit en posant

$$F(t, \epsilon) = \frac{M_t (1 + \epsilon d_t)}{2 K_t x_t}$$

avec $\epsilon = \pm 1$

$$V_t = V_{t-1} + F(t-d', 1) - F(t-1-x, 1) - F(t-x, -1) + F(t-1-d', -1)$$

Dans la relation ci-dessus interviennent des termes où x est l'argument de x , comme par exemple x_{t-x} . Dans la pratique, il est facile de donner une valeur à ces termes. Si on veut être rigoureux, on peut les obtenir comme limite de suites.

Si pour simplifier on pose $d = 1$, $d' = 0$ et $x = cte$, on trouve l'expression du chapitre II :

$$V_t = V_{t-1} + \frac{M_t}{x K_t} - \frac{M_{t-1-x}}{x \cdot K_{t-1-x}}$$

... / ...

II . VALIDITÉ DE LA RELATION ENTRE V ET M

Plusieurs hypothèses ont été faites pour obtenir cette formule :

Hypothèse a) : Répartition régulière des emprunts sur l'année

Cette hypothèse n'est absolument pas contraignante et sa non-observation entraîne peu de changements dans les résultats.

Hypothèse b) : Constance des versements

Dans certains cas, les versements se font à barème progressif. Le ménage rembourse alors v_1 pendant un certain temps, puis $v_2, v_3 \dots$, les remboursements pouvant prendre en général, au maximum, quatre valeurs. Appelons v le remboursement constant qu'effectuerait le ménage si toutes les autres conditions de l'emprunt étaient les mêmes (d, d', x, r , capital emprunté). Sans multiplier les formules, on peut dire que v et les v_i sont calculés à partir du principe suivant : si M est le capital emprunté et si l'organisme prêteur place les remboursements v (ou v_i) au taux r , il aura à la fin de l'emprunt : $M(1+r)^X$.

Si on appelle v_n la dernière valeur des remboursements à barème progressif, on peut poser :

$$v_i = v_1 / v < 1$$

$$v_f = v_n / v > 1$$

Il est facile de voir que dans les cas A_a et A_b d'emprunts dont le remboursement commence en t ou $t-1$, il faut multiplier le remboursement moyen par v_i pour les ménages ayant emprunté à barème progressif. De même dans les cas A_c et A_d d'emprunts dont le remboursement se termine en t ou $t-1$, il faut multiplier par v_f le remboursement moyen pour ces mêmes ménages.

On peut donner ici un exemple de calcul de v_i et de v_f : emprunt au Crédit Foncier (9/10/1963), pour un prêt familial avec prime reconvertible déduite, au taux de 5,5 %, les remboursements mensuels pour un emprunt de 17 500 F étaient, pour une durée d'environ 20 ans, de :

soit: 5 ans : 90 F ; 4,5 ans : 117 F ; 5 ans : 149 F
6 ans : 170 F

soit: 5 ans : 90 F ; 15,5 ans : 141 F .

ce qui donne un v mensuel dans les mêmes conditions, d'environ 120 F ; on obtient alors dans le cas de quatre versements progressifs :

$$v_i = v_1 / v \approx 90 / 120 \approx 0,75$$

$$v_f = v_4 / v \approx 170 / 120 \approx 1,42 .$$

Ces chiffres peuvent paraître entraîner des rectifications non négligeables. Cependant ce cas est sans doute un des plus défavorables. En 1972, par exemple, la Compagnie Française d'Epargne et de Crédit offrait pour 10 000 F empruntés sur 15 ans :

84 mensualités : 104 F - 96 mensualités : 120,50 F

ce qui donne évidemment des v_i et v_f peu différents de 1 .

Hypothèse c) : Remboursement intégral des dettes

Cette hypothèse n'est pas vérifiée dans les cas suivants (liste non exhaustive) :

- 1 . Le ménage au niveau individuel est incapable d'assurer les remboursements prévus par manque de ressources (on aurait une surestimation de V dans la relation).

... / ...

2 . Le ménage décide un remboursement anticipé du solde du capital restant à payer bien qu'il n'ait pas avantage à le faire en raison de la part prépondérante des intérêts dans les premiers remboursements.

Ces deux cas sont rares pour les emprunts immobiliers (mais peut-être plus fréquents pour les biens durables).

3 . Le ménage peut vendre (ou céder) un bien immobilier supportant un endettement, à charge pour l'acheteur de reprendre à son compte les remboursements restant (on aurait une surestimation de V dans la relation).

4 . Le ménage peut être l'acheteur d'un bien immobilier ou le bénéficiaire d'un héritage avec endettement pour lequel il doit effectuer des remboursements qu'on n'aura pas saisis dans la formule (sous-estimation de V).

Pour ces deux derniers cas, on a peu d'idées sur le pourcentage de ménages concernés. De plus, ils ont des influences en sens contraire ; on peut ainsi avoir une modification du profil des courbes selon l'âge : dans la relation, on sous-estime les remboursements des jeunes ménages et on augmente ceux des ménages plus âgés.

III . TEST DE LA RELATION

Dans le modèle EPHEBE (1), la relation ci-dessus a été testée sur des données plus fines que le remboursement annuel moyen de l'ensemble de la population, puisqu'il s'agissait alors de reconstituer la distribution des remboursements d'emprunts de 1949 à 1967 selon l'âge. La relation obtenue au § I de cette annexe peut en effet être écrite pour une cohorte donnée de ménages. Les données nécessaires (cf. (1) pour plus de détails) étaient :

(1) L'accumulation du patrimoine des ménages, Tome I - pp. 340 à 351 - Etude du CREP - Février 1974.

- la distribution selon l'âge des emprunts pour les années 1967 à 1949 - x ;
- la distribution de départ (1949) des remboursements. On a considéré que les remboursements étaient nuls pour toutes les classes d'âge à cette date ;
- la durée moyenne des emprunts contractés chaque année : x_t ;
- le taux d'intérêt de ces emprunts : r_t .

Le graphique C.1 donne pour 1966 la distribution selon l'âge des remboursements d'emprunts telle qu'elle est générée par la relation du § I et la distribution observée dans l'enquête Epargne 1967.

GRAPHIQUE C.1

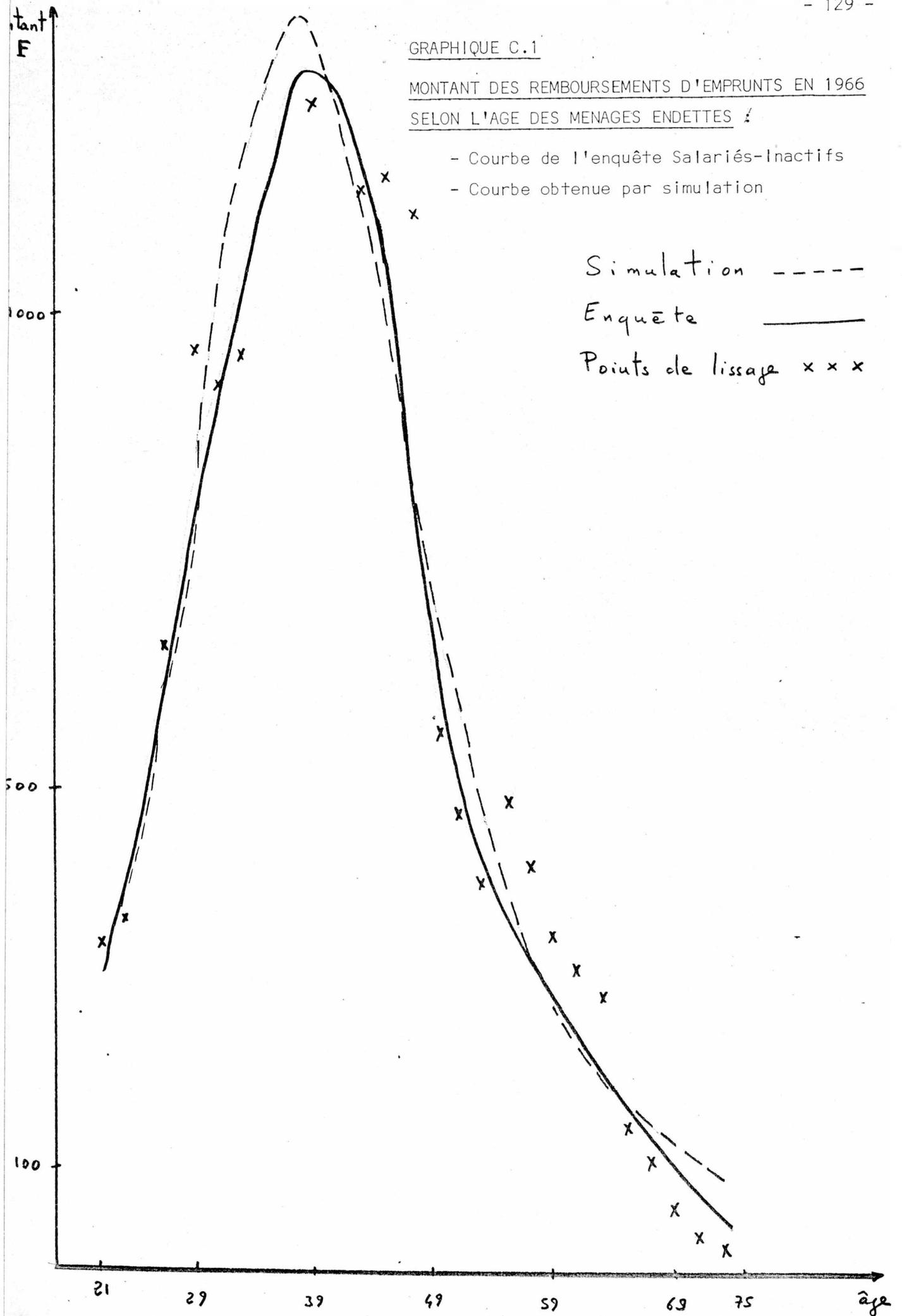
MONTANT DES REMBOURSEMENTS D'EMPRUNTS EN 1966
SELON L'AGE DES MENAGES ENDETTEES :

- Courbe de l'enquête Salariés-Inactifs
- Courbe obtenue par simulation

Simulation - - - - -

Enquête ————

Points de lissage x x x



ANNEXE D

TAUX DE CROISSANCE DES EMPRUNTS ET DE LA FBCF

I . CACLU L DE d : TAUX DE CROISSANCE DU VOLUME DES EMPRUNTS ET DE f : TAUX DE CROISSANCE DE LA FBCF EN VOLUME

a) Les rapports du C.N.C. (1) font apparaitre entre 1967 et 1973 une croissance en valeur du montant moyen emprunté par ménage de 19,1 % .

b) Les enquêtes "Logement" de 1970 et 1973 permettent d'estimer ce taux d'une autre manière :

Si M_t est l'emprunt moyen de l'année t par ménage ;
 M_{tc} l'emprunt moyen de l'année t par ménage emprunteur ;
 N_{tc} le nombre de ménages emprunteurs en t ;
et N_t le nombre total de ménages en t .

On a :

$$\frac{M_{t+1}}{M_t} = \frac{M_{t+1c}}{M_{tc}} \cdot \frac{N_{t+1c} / N_{t+1}}{N_{tc} / N_t}$$

(1) SEEF - n° 313 - 1/75 - p.141

Soit en notant τ_t le pourcentage de ménages empruntant pendant t :

$$\frac{M_{t+1}}{M_t} = \frac{M_{t+1c}}{M_{tc}} \cdot \frac{\tau_{t+1}}{\tau_t}$$

Le montant emprunté par ménage concerné M_{tc} est égal au produit du prix du logement L_t par la part financière par emprunt α_t :

$$M_{tc} = L_t \alpha_t$$

Il vient :

$$\frac{M_{t+1}}{M_t} = \frac{L_{t+1} \alpha_{t+1} \tau_{t+1}}{L_t \alpha_t \tau_t}$$

Si dm est le taux de croissance en valeur de l'emprunt moyen,
 d_l le taux de croissance du prix du logement acheté,
 dx le taux de variation de la part financée sur emprunt,
 et dn le taux de variation du pourcentage d'emprunteurs,

on a :

$$1 + dm = (1 + d_l) (1 + dx) (1 + dn)$$

- Le pourcentage d'emprunteurs que l'on peut calculer à partir de l'enquête "logement" 1970 est 1,52 %. Dans l'enquête 1973, on obtient 2,27 % soit une croissance annuelle de 12,52 % ;
- La part financée sur emprunt est de 61,5 % dans la première enquête et 60,6 % dans la seconde, soit - 0,43 % annuel.
- La valeur de L passe de 96 000 F à 121 800 F soit un taux annuel de 7,25 % .

On a alors :

$$1 + dm = 1,0725 \times 0,9957 \times 1,1252 = 1,2016$$

Soit un taux de croissance de 20,16 % .

c) On retiendra la moyenne entre le taux fourni par le C.N.C. (19,1 %) et celui qui vient d'être calculé à partir des données des enquêtes "logement" 1970 et 1973 (20,16 %) soit : 19,63 % .

Le taux de croissance des emprunts en volume (d) qui est utilisé dans le modèle sera donné par :

$$1 + d = \frac{1 + dm}{1 + dl} = \frac{1,1963}{1,0725} = 1,1152$$

On a donc retenu la valeur d = 11,5 %

d) Sur cette même période la croissance de la FBCF totale des ménages en volume a été de 6,2 % par an. L'annexe statistique de la note 320 / 2086 du Service des Programmes de l'INSEE donne pour la période 1965-1970 les chiffres de 5,4 % et 7,4 % pour la période 1970-1974. Pour 1967 à 1972, on a en notant x le taux cherché :

$$1 + x = \left[(1,054)^3 \cdot (1,074)^2 \right]^{1/5} = 1,062$$

Ceci n'est pas exactement le taux f cherché. En effet, f se rapporte à la croissance de la FBCF par ménage, il faut donc diviser par le taux de croissance du nombre de ménages de la période, soit 1,3 % ; il vient

$$1 + f = \frac{1,062}{1,013} = 1,0484$$

On a donc retenu f = 4,8 % .

... / ...

II . LIAISON ENTRE d ET f

On sait que

$$\beta + \gamma \frac{M}{FBCF} = 1 \quad (\text{cf. Annexe B})$$

soit en dérivant par rapport au temps, avec $\gamma = \text{cte}$:

$$/1/ \quad \frac{d\beta}{dt} + \gamma \frac{d(M/F)}{dt} = 0$$

Sur la période

$$/2/ \quad \frac{\partial \beta}{\partial t} \# - 0,03 \quad (\text{cf. p. 69})$$

Par ailleurs :

$$\frac{M_t}{F_t} = \frac{M_0}{F_0} \frac{(1+d)^t}{(1+f)^t}$$

d'où

$$/3/ \quad \frac{\partial(M/F)}{\partial t} = \frac{M_0}{F_0} \frac{(1+d)^t}{(1+f)^t} \text{Log} \frac{1+d}{1+f}$$

$$\# \frac{M_0}{F_0} (d-f)$$

si on ne tient compte que des termes du premier ordre en d et f .

Avec $\gamma = 0,76$ /1/ et /2/ donnent :

$$/4/ \quad \frac{\partial(M/F)}{\partial t} \# 0,04$$

approximativement constant sur la période.

En rapprochant les relations /3/ et /4/ on aboutit à :

$$\begin{aligned} /5/ \quad d &= f + 0,04 \cdot \frac{F_0}{M_0} \\ &= \underline{f + 0,07} \end{aligned}$$

Pour $f = 4,8 \%$ on trouve $d = 11,8 \%$ comparable au taux de $11,5 \%$ qui a été calculé dans la première partie de cette annexe.

Dans les deux variantes du chapitre IV, f vaut $2,5 \%$ puis $0,5 \%$ ^{ce} qui conduit à des valeurs de d égales à $9,5 \%$ et $7,5 \%$.

ANNEXE E

LES DONNEES DE BASE DU MODELE

LES DISPARITES PAR CLASSE DE REVENU EN 1967

Les simulations que nous avons réalisées utilisent comme données de base les caractéristiques économique de neuf groupes de ménages classés selon leur niveau de revenu.

Pour chacun de ces groupes, on dispose des variables suivantes dont nous allons préciser la définition (Cf. Tableau E.1) :

- Revenu moyen ;
- Effectif ;
- Epargne financière ;
- Investissement immobilier sur la période écoulée ;
- Remboursement d'emprunts (sur la période) ;
- Emprunts (sur la période).

Pour certaines variables, la répartition des masses concernées entre classes de revenu est obtenue à partir de données d'enquêtes. Par contre le niveau moyen

... / ...

TABLEAU E.1 : DONNÉES DE BASE DU MODÈLE

REVENU ET COMPOSANTES DE L'ÉPARGNE EN 1967 POUR LA POPULATION DISTRIBUÉE EN 9 CLASSES

	Effectif	Revenu	Emprunt	Remboursements d'emprunts	Épargne financière	Apport personnel pour la FBCF
1	12,64	3600	0	0	0	0
2	15,84	8000	0	0	144	0
3	17,05	12400	387	250	271	193
4	12,85	17400	696	540	576	296
5	16,41	24500	1082	960	1047	491
6	14,51	38300	1855	1440	2252	1573
7	6,23	60300	3092	1800	4889	4428
8	2,31	85700	4560	2060	7962	7169
9	2,16	146500	7885	2360	14993	15684
TOTAL	100,00	24551	1070	690	1450	1160

retenu n'est pas celui de l'enquête, mais celui connu par ailleurs soit par la comptabilité nationale (revenu, épargne financière) ou par un sous-modèle annexé (emprunts et remboursements).

Une faiblesse du modèle est de ne prendre en compte que les données en flux : les différentes composantes de l'épargne sont obtenues par variations d'actifs. Les emprunts et remboursements sont ceux effectués sur la période précédant immédiatement l'enquête.

La première source des données est la projection réalisée par Ph. L'HARDY des emplois des ménages (1) : dans une première version, le modèle dit statique retrace pour chaque classe d'âge, de revenu et chaque catégorie socioprofessionnelle l'évolution des emplois des ménages. Dans la version dynamique, le critère classe d'âge disparaît, la projection n'est réalisée que par classe de revenu, une procédure d'arbitrage vise alors :

- d'une part à éliminer les écarts entre moyenne a priori et moyenne générale ;
- d'autre part à obtenir des comptes équilibrés par strate.

Parallèlement à la reconstitution des emplois dans les différentes classes de ménage, l'effectif par classe de revenu est généré en fonction de ce qu'a été réellement la distribution de la population au cours de la période couverte par le modèle (1953 à 1970).

Nous avons retenu les séries de revenu et d'épargne financière telle qu'elles étaient générées par le modèle de Ph. L'HARDY. Par ailleurs nous présentons la manière dont nous avons obtenu les séries d'emprunts et de remboursements (2). Dans les deux cas, le point de départ est l'année 1967. Il s'agit, outre cette définition statique des séries, de justifier les taux de croissance retenus.

(1) Calcul de COMPTES DES MENAGES PAR CATEGORIE DE POPULATION (Côté des Emplois) et la projection de ces comptes - Note de travail - INSEE - Août 1973

(2) Cf. Annexe C .

REVENU ET EPARGNE FINANCIERE

Nous avons retenu les séries obtenues par Ph. L'HARDY lors de la construction de son modèle dynamique.

Le revenu défini par Ph. L'HARDY est le revenu primaire auquel il faut ajouter les retraites et soustraire le revenu brut des entrepreneurs industriels. Il sera ainsi possible de prendre en compte les indépendants et les salariés en définissant pour chaque catégorie une même épargne : le F.F.C.E.I. ne sera pas retenu dans l'épargne.

Un redressement a été réalisé par L'HARDY pour rendre homogènes les revenus tels qu'ils ressortent de l'enquête revenu de 1965 et tels qu'ils ressortent des comptes de cette même année. Un redressement différent est envisagé pour chaque type de revenu. Cela a globalement pour effet de multiplier la masse des revenus d'enquête par 1,36. Le revenu moyen retenu pour 1967 (24 551 F.) assure donc la cohérence avec les données de la Comptabilité Nationale.

L'épargne financière se compose de l'épargne détenue sous formes de valeurs mobilières, de bons, de livrets d'épargne et de liquidités.

EMPRUNTS ET REMBOURSEMENTS

Il s'agit de définir les montants empruntés et remboursés par les ménages au cours de l'année 1967.

Le tableau E.2. montre qu'il n'existe pas d'écart important entre l'emprunt moyen dans la catégorie des salariés et inactifs et sur l'ensemble de la population. Le rapport entre l'emprunt moyen sur l'ensemble de la population et l'emprunt moyen dans la population des salariés et inactifs est de 1,06. Le même rapport calculé entre d'une part les indépendants et de l'autre les salariés, vaut 1,4. Cela montre que la plus grande masse des emprunts des ménages est réalisée par les salariés et inactifs; l'emprunt moyen ne varie pas beaucoup si on le calcule sur l'ensemble des ménages ou sur les seuls salariés ou inactifs.

Pour ce qui est des taux de croissance, on pourra se reporter à l'Annexe D et pour la liaison entre les emprunts et les remboursements à l'Annexe C.

TABLEAU E.2CARACTÉRISTIQUES DES MÉNAGES AYANT ACCÉDÉRÉCEMMENT À LA PROPRIÉTÉ (1973)

	Prix du logement	% emprunté	% d'acquéreurs dans la C.S.P.	Emprunt moyen
Agriculteurs	96 000	59,9	3,9	2 240
Salariés agricoles	88 000	71,9	4,6	2 910
Petits industriels Commerçants	141 700	54,9	9,6	7 470
Professions libérales Cadres supérieurs	193 800	59,4	16,9	19 450
Cadres moyens	131 800	61,9	14,5	11 830
Employés	102 800	62,9	9,6	6 140
Ouvriers	92 100	64,9	9,1	5 440
Services	90 200	66,6	3,9	2 340
Autres Actifs	118 100	64,9	7,2	5 520
Inactifs	107 300	40,3	1,1	4 790
Ensemble	121 800	60,6	7,1	5 240

Source : "Les conditions de logement des ménages en 1973", O. MARCHAND, C. FELDER, INSEE, Série M 42, p. 13 et 176.

ANNEXE F

RESULTATS DETAILLES PAR CLASSES DE REVENU.

Pages

140	Situation de départ (1967)		
141	Situation de référence (1972)	$\bar{r} = 3 \%$	
142	Situation de référence (1972)	$\bar{r} = 4,5 \%$	
143	Hypothèse n° 1 de réduction de l'inégalité	f = 4,8 %	d = 11,5 %
144	Hypothèse n° 1 de réduction de l'inégalité	f = 2,5 %	d = 9,5 %
145	Hypothèse n° 1 de réduction de l'inégalité	f = 0,5 %	d = 7,5 %
146	Mêmes tableaux pour l'hypothèse n° 2 de réduction de l'inégalité		
148			
149	Mêmes tableaux pour l'hypothèse n° 3 de réduction de l'inégalité		
151			
152	Mêmes tableaux pour l'hypothèse n° 4 de réduction de l'inégalité		
154			

TABLEAU 1 : COMPOSANTES DE L'EPARGNE DANS LES DIFFERENTES CLASSES DE REVENU : SITUATION INITIALE 1967

N ^o classe	revenu moyen (10 ³ F)	emprunt moyen	effectif (en %)	taux d'epargne sur fonds propre	taux de remboursement	taux d'epargne totalfinanciers	taux d'epargne total
1	3600	0	12,6	0,	0,0	0,0	0,00
2	8000	0	15,8	0,	0,0	1,8	1,80
3	12600	387	17,0	1,54	2,0	2,17	5,72
4	17400	696	12,8	1,68	3,07	3,28	8,04
5	24500	1082	16,4	1,98	3,88	4,23	10,09
6	38300	1855	14,5	4,6	3,72	5,81	13,59
7	60300	3092	6,2	7,25	2,95	8,01	18,21
8	85700	4560	2,3	8,26	2,37	9,17	18,81
9	146500	7885	2,2	10,57	1,59	10,10	22,26
Σ	24551	1070	100,0	4,7	2,78	5,88	13,36

UNIQUE DES REVENUS : 3 % PAR AN

N classe	revenu moyen 10 ⁵	emprunt moyen	effectif (en %)	taux d'épargne sur fonds propres	taux de remboursement	taux d'épargne sur financière	taux d'épargne total
1	4173	0	12,6	0,0	0,0	0,0	0,0
2	9276	0	15,8	0,0	0,0	1,8	1,8
3	14375	667	17,0	1,8	3,5	2,2	7,5
4	20171	1199	12,8	2,2	4,9	3,3	10,4
5	28402	1865	16,4	2,5	5,8	4,2	12,5
6	44400	3137	14,5	3,6	5,9	5,8	15,3
7	69904	5329	6,2	5,2	5,6	8,0	18,6
8	99350	7858	2,3	5,7	5,0	9,2	19,9
9	169833	13588	2,2	6,8	4,35	10,1	23,3
Σ	28461	1845	100,0	3,8	4,8	5,9	14,5

TABLEAU 3 : COMPOSANTES DE L'ÉPARGNE DANS LES DIFFÉRENTES CLASSES DE REVENU : SITUATION DE RÉFÉRENCE 1972 - TAUX DE

CROISSANCE UNIQUE DES REVENUS : 4,5 % PAR AN

N ^o classe	revenu moyen	emprunt moyen	effectif (en %)	taux d'épargne sur fonds propre	taux de remboursement	taux d'épargne financier	taux d'épargne total
1	44 86	0	12,6	0,0	0,0	0,0	0,0
2	99 69	0	15,8	0,0	0,0	1,8	1,8
3	15 453	667	17,0	1,7	3,2	2,2	7,1
4	21 683	1 199	12,8	2,1	4,5	3,3	9,9
5	30 531	1 865	16,4	2,3	5,4	4,2	11,9
6	47 729	3 197	14,5	3,4	5,5	5,8	14,7
7	75 144	5 329	6,2	4,85	5,0	8,0	17,9
8	106 787	7 858	2,3	5,4	4,65	9,2	19,2
9	182 565	13 589	2,2	6,4	4,05	10,1	20,5
Σ	3 0595	1845	100,0	3,5	4,5	5,9	13,9

$\bar{p} = 3\%$	TAUX CROISSANCE REVENUS	REVENU en t+5	EMPRUNT MOYEN	TAUX d'EPARGNE sur FONDS PROPRES	TAUX de REMBOURSEMENT	TAUX d'EPARGNE FINANCIERE	TAUX d'EPARGNE GLOBALE
1	4,5	4483	0	0,0	0,0	0,0	0,0
2	4,3	9898	0	0,0	0,0	1,8	1,8
3	4,2	15242	667	1,73	3,27	2,17	7,17
4	4,0	21202	1199	2,10	4,64	3,28	10,02
5	3,8	28530	1865	2,40	5,57	4,23	12,90
6	3,4	45264	3197	3,55	5,77	5,81	15,13
7	2,7	68953	5329	5,28	5,45	8,01	18,74
8	1,9	94169	7858	6,06	5,26	9,17	20,49
9	0,0	146500	13589	7,92	5,03	10,10	23,05
Σ	3,0	28508	1845	3,76	4,83	5,75	14,33
$\bar{p} = 4.5\%$							
1	6,8	5001	0	0,0	0,0	0,0	0,0
2	6,5	10973	0	0,0	0,0	1,80	1,8
3	6,3	16846	667	1,57	2,96	2,17	6,70
4	6,0	23338	1199	1,91	4,22	3,28	9,41
5	5,7	32337	1865	2,19	5,09	4,23	11,51
6	5,1	48106	3197	3,27	5,33	5,81	14,41
7	4,1	73636	5329	4,95	5,11	8,01	18,07
8	2,9	98647	7858	5,79	5,02	9,17	19,99
9	0,0	146500	13589	7,92	5,03	10,10	23,05
Σ	4,5	30704	1845	3,50	4,49	5,67	13,66

$\bar{p} = 3\%$	TAUX CROISSANCE REVENUS	REVENU en t+5	EMPRUNT MOYEN	TAUX d'EPARGNE SUR FONDS PROPRES	TAUX de REMBOURSEMENT	TAUX d'EPARGNE FINANCIERE	TAUX d'EPARGNE GLOBALE
1	4,5	4 493	0	0,0	0,0	0,0	0,0
2	4,3	9 898	0	0,0	0,0	1,8	1,8
3	4,2	15 242	609	1,55	3,15	2,17	6,87
4	4,0	21 202	1096	1,88	4,49	3,28	9,65
5	3,8	28 530	1703	2,15	5,60	4,23	11,78
6	3,4	45 264	2920	3,18	5,59	5,81	14,58
7	2,7	68 953	4868	4,74	5,25	8,01	17,99
8	1,9	94 169	7 178	5,43	5,04	9,17	19,65
9	0,0	146 500	12 413	7,10	4,79	10,10	21,99
Σ	3,0	285 08	1685	3,37	4,65	5,74	13,76
$\bar{p} = 4.5\%$							
1	6,8	5 001	0	0,0	0,0	0,0	0,0
2	6,5	10 973	0	0,0	0,0	1,8	1,8
3	6,3	16 846	609	1,4	2,86	2,17	6,43
4	6,0	23 338	1096	1,71	4,08	3,28	9,07
5	5,7	32 337	1703	1,96	4,94	4,23	11,13
6	5,1	49 106	2920	2,93	5,16	5,81	13,90
7	4,1	73 636	4868	4,44	4,92	8,01	17,37
8	2,9	98 647	7 178	5,19	4,81	9,17	19,18
9	0,0	146 500	12 413	7,10	4,79	10,10	21,99
Σ	4,5	3 0704	1685	3,13	4,32	5,67	13,13

$\bar{p} = 3\%$	TAUX CROISSANCE REVENUS	REVENU en t+5	EMPRUNT MOYEN	TAUX d'EPARGNE SUR FONDS PROPRES	TAUX de REMBOURSEMENT	TAUX d'EPARGNE FINANCIERE	TAUX d'EPARGNE GLOBALE
1	4,5	4493	0	0,0	0,0	0,0	0,0
2	4,3	9898	0	0,0	0,0	1,8	1,8
3	4,2	15242	556	1,58	2,83	2,17	6,58
4	4,0	21202	999	1,82	4,09	3,28	9,28
5	3,8	29530	1553	2,18	4,97	4,23	11,38
6	3,4	45264	2663	3,22	5,06	5,81	14,09
7	2,7	68953	4439	4,76	4,61	8,01	17,38
8	1,9	94169	6546	5,42	4,30	9,17	18,90
9	0,0	146500	11320	6,96	3,88	10,10	20,94
Σ	3,0	28508	1537	3,39	4,14	5,77	13,29
$\bar{p} = 4.5\%$							
1	6,8	5001	0	0,0	0,0	0,0	0,0
2	6,5	10973	0	0,0	0,0	1,8	1,8
3	6,3	16846	556	1,27	2,75	2,17	6,2
4	6,0	23338	999	1,55	3,95	3,28	8,78
5	5,7	32337	1553	1,78	4,80	4,23	10,81
6	5,1	49106	2663	2,66	4,99	5,81	13,67
7	4,1	73636	4439	4,03	4,74	8,01	16,78
8	2,9	98647	6546	4,71	4,62	9,17	18,50
9	0,0	146500	11320	6,45	4,55	10,10	21,11
Σ	4,5	30704	1537	2,84	4,17	5,67	12,68

$\bar{p} = 3\%$	TAUX CROISSANCE REVENUS	REVENU en t+5	EMPRUNT MOYEN	TAUX d'ÉPARGNE SUR FONDS PROPRES	TAUX de REMBOURSEMENT	TAUX d'ÉPARGNE FINANCIÈRE	TAUX d'ÉPARGNE GLOBALE
1	5,7	4751	0	0,0	0,0	0,0	0,0
2	5,1	10276	0	0,0	0,0	1,8	1,8
3	4,9	15755	667	1,68	3,16	2,17	7,01
4	4,6	21750	1199	2,05	4,52	3,28	9,85
5	4,0	29798	1865	2,38	5,52	4,23	12,12
6	3,3	46945	3197	3,57	5,81	5,81	15,19
7	2,1	66938	5329	5,44	5,61	8,01	19,06
8	1,0	89937	7858	6,34	5,50	9,17	21,01
9	0,0	146500	13589	7,92	5,03	10,10	23,05
Σ	3,0	28533	1845	3,76	4,82	5,69	14,28
$\bar{p} = 4.5\%$							
1	8,6	5427	0	0,0	0,0	0,0	0,0
2	7,7	11593	0	0,0	0,0	1,8	1,80
3	7,4	17685	667	1,49	2,82	2,17	6,69
4	6,8	24229	1199	1,84	4,06	3,28	9,18
5	6,0	32771	1865	2,16	5,03	4,23	11,42
6	4,9	48597	3197	3,31	5,38	5,81	14,50
7	3,2	70469	5329	5,17	5,33	8,01	18,51
8	1,5	92117	7858	6,19	5,37	9,17	20,74
9	0,0	146500	13589	7,92	5,03	10,10	23,05
Σ	4,5	30763	1845	3,50	4,48	5,60	13,57

$\bar{p} = 3\%$	TAUX CROISSANCE REVENUS	REVENU en t+5	EMPRUNT MOYEN	TAUX d'ÉPARGNE SUR FONDS PROPRIÉS	TAUX de REMBOURSEMENT	TAUX d'ÉPARGNE FINANCIÈRE	TAUX d'ÉPARGNE GLOBALE
1	5,7	4751	0	0,0	0,0	0,0	0,0
2	5,1	10276	0	0,0	0,0	1,8	1,8
3	4,9	15755	609	1,5	3,05	2,17	6,72
4	4,6	21750	1096	1,84	4,38	3,28	9,49
5	4,0	29798	1703	2,13	5,36	4,23	12,71
6	3,3	44945	2920	3,20	5,62	5,81	14,64
7	2,1	66938	4868	4,88	5,40	8,01	18,29
8	1,0	89937	7178	5,68	5,27	9,17	20,13
9	0,0	146500	12413	7,10	4,79	10,10	21,99
Σ	3,0	28533	1685	3,37	4,69	5,89	13,71
$\bar{p} = 4.5\%$							
1	8,6	5427	0	0,0	0,0	0,0	0,0
2	7,7	11593	0	0,0	0,0	1,8	1,8
3	7,4	17685	609	1,34	2,72	2,17	6,23
4	6,8	24229	1096	1,65	3,93	3,28	8,86
5	6,0	32771	1703	1,94	4,88	4,23	11,04
6	4,9	48597	2920	2,96	5,21	5,81	13,98
7	3,2	70469	4868	4,64	5,14	8,01	17,78
8	1,5	92117	7178	5,55	5,15	9,17	19,87
9	0,0	146500	12413	7,10	4,79	10,10	21,99
Σ	4,5	30763	1685	3,13	4,32	5,59	13,04

HYPOTHESE 2 DE REDUCTION DE L'INEGALITE :

f = 0,5 %

-

d = 7,5 %

$\bar{p} = 3\%$	TAUX CROISSANCE REVENUS	REVENU en t+5	EMPRUNT MOYEN	TAUX d'EPARGNE SUR FONDS PROPRES	TAUX de REMBOURSEMENT	TAUX d'EPARGNE FINANCIERE	TAUX d'EPARGNE GLOBALE
1	5,7	4751	0	0,0	0,0	0,0	0,0
2	5,1	10276	0	0,0	0,0	1,8	1,8
3	4,9	15755	556	1,36	2,96	2,17	6,47
4	4,6	21750	999	1,67	4,24	3,28	9,18
5	4,0	23798	1553	1,93	5,20	4,23	11,36
6	3,3	44945	2663	2,90	5,45	5,81	14,17
7	2,1	66338	4439	4,62	5,90	8,01	17,64
8	1,0	89937	6566	5,16	5,05	9,17	19,39
9	0,0	146500	11320	6,45	4,55	10,10	21,11
Σ	3,0	28533	1537	3,05	4,69	5,69	13,22
$\bar{p} = 4,5\%$							
1	8,6	5427	0	0,0	0,0	0,0	0,0
2	7,7	11593	0	0,0	0,0	1,8	1,8
3	7,4	17685	556	1,21	2,62	2,17	6,01
4	6,8	22229	999	1,50	3,81	3,28	8,58
5	6,0	32771	1553	1,76	4,73	4,23	10,72
6	4,9	48597	2663	2,69	5,04	5,81	13,55
7	3,2	70469	4439	4,21	4,95	8,01	17,16
8	1,5	92117	6566	5,04	4,94	9,17	19,15
9	0,0	146500	11320	6,45	4,55	10,10	21,11
Σ	1,5	20763	1537	9,86	4,17	5,69	12,59

$\bar{p} = 3\%$	TAUX CROISSANCE REVENUS	REVENU en t+5	EMPRUNT MOYEN	TAUX d'ÉPARGNE SUR FONDS PROPRES	TAUX de REMBOURSEMENT	TAUX d'ÉPARGNE FINANCIÈRE	TAUX d'ÉPARGNE GLOBALE
1	6,9	5020	0	0,0	0,0	0,0	0,0
2	6,0	10731	0	0,0	0,0	1,8	1,8
3	5,5	16206	667	1,63	3,08	2,17	6,88
4	4,9	22082	1199	2,02	4,45	3,28	9,75
5	4,2	30086	1865	2,35	5,47	4,23	12,05
6	3,0	44306	3197	3,62	5,89	5,81	15,33
7	1,6	65220	5329	5,58	5,75	8,01	19,34
8	0,5	88082	7858	6,47	5,61	9,17	21,26
9	0,0	146500	13589	7,92	5,03	10,10	23,05
Σ	3,0	28563	1845	3,76	4,82	5,65	14,23
$\bar{p} = 4.5\%$							
1	10,3	5881	0	0,0	0,0	0,0	0,0
2	9,1	12351	0	0,0	0,0	1,80	1,8
3	8,2	18431	667	1,43	2,71	2,17	6,31
4	7,3	27773	1199	1,80	3,98	3,28	9,06
5	6,3	33238	1865	2,13	4,96	4,23	11,32
6	4,4	47578	3197	3,38	5,49	5,81	14,68
7	2,4	67798	5329	5,37	5,54	8,01	18,92
8	0,8	89294	7858	6,38	5,54	9,17	21,10
9	0,0	146500	13589	7,92	5,03	10,10	23,05
Σ	4,5	30834	1845	3,49	4,47	5,53	13,49

$\bar{p} = 3\%$	TAUX CROISSANCE REVENUS	REVENU en t+5	EMPRUNT MOYEN	TAUX d'ÉPARGNE SUR FONDS PROPRIÉS	TAUX de REMBOURSEMENT	TAUX d'ÉPARGNE FINANCIÈRE	TAUX d'ÉPARGNE GLOBALE
1	6,9	5020	0	0,0	0,0	0,0	0,0
2	6,0	10731	0	0,0	0,0	1,8	1,8
3	5,5	16206	609	1,46	2,97	2,17	6,6
4	4,9	22082	1096	1,81	4,31	3,28	9,40
5	4,2	30086	1703	2,11	5,30	4,23	11,64
6	3,0	44306	2920	3,25	5,70	5,81	14,76
7	1,6	65220	4868	5,00	5,54	8,01	18,55
8	0,5	88082	7178	5,80	5,38	9,17	20,36
9	0,0	146500	12413	7,10	4,79	10,10	21,99
Σ	3,0	28563	1685	3,37	4,65	5,65	13,66
$\bar{p} = 4.5\%$							
1	10,3	5881	0	0,0	0,0	0,0	0,0
2	9,1	12351	0	0,0	0,0	1,8	1,8
3	8,2	18431	609	1,28	2,61	2,17	6,07
4	7,3	27773	1096	1,61	3,85	3,28	8,74
5	6,3	33238	1703	1,91	4,81	4,23	10,95
6	4,4	47578	2920	3,03	5,32	5,81	14,16
7	2,4	67798	4868	4,81	5,34	8,01	18,16
8	0,8	89284	7178	5,72	5,31	9,17	20,21
9	0,0	146500	12413	7,10	4,79	10,10	21,99
Σ	4,5	30834	1685	3,12	4,31	5,53	12,96

$\bar{r} = 3\%$	TAUX CROISSANCE REVENUS	REVENU en t+5	EMPRUNT MOYEN	TAUX d'ÉPARGNE SUR FOND PROPRES	TAUX de REMBOURSEMENT	TAUX d'ÉPARGNE FINANCIÈRE	TAUX d'ÉPARGNE GLOBALE
1	6,9	5020	0	0,0	0,0	0,0	0,0
2	6,0	10731	0	0,0	0,0	1,8	1,8
3	5,5	16206	556	1,32	2,86	2,17	6,36
4	4,9	22082	999	1,64	4,17	3,28	9,09
5	4,2	30086	1553	1,91	5,15	4,23	11,29
6	3,0	43306	2663	2,35	5,53	5,81	14,28
7	1,6	65220	4439	4,54	5,34	8,01	17,89
8	0,5	88082	6546	5,27	5,16	9,17	19,60
9	0,0	146500	11320	6,45	4,55	10,10	21,11
Σ	3,0	28563	1537	3,05	4,48	5,64	13,18
$\bar{r} = 4,5\%$							
1	10,3	5881	0	0,0	0,0	0,0	0,0
2	9,1	12351	0	0,0	0,0	1,8	1,8
3	8,2	18431	556	1,16	2,52	2,17	5,85
4	7,3	27773	999	1,46	3,72	3,28	8,47
5	6,3	33238	1553	1,73	4,67	4,23	10,63
6	4,4	47578	2663	2,75	5,15	5,81	13,71
7	2,4	67798	4439	4,37	5,14	8,01	17,52
8	0,8	89294	6546	5,20	5,09	9,17	19,46
9	0,0	146500	11320	6,45	4,55	10,10	21,11
Σ	4,5	30834	1537	2,83	4,16	5,52	12,51

$\bar{p} = 3\%$	TAUX CROISSANCE REVENUS	REVENU en t+5	EMPRUNT MOYEN	TAUX d'EPARGNE SUR FONDS PROPRES	TAUX de REMBOURSEMENT	TAUX d'EPARGNE FINANCIERE	TAUX d'EPARGNE GLOBALE
1	6,1	4834	0	0,0	0,0	0,0	0,0
2	6,0	10711	0	0,0	0,0	1,8	1,8
3	5,9	16554	667	1,6	3,01	2,17	6,78
4	5,8	23031	1199	1,96	4,27	3,28	9,49
5	4,2	30167	1865	2,35	5,45	4,23	12,03
6	2,6	43567	3197	3,68	5,99	5,81	15,49
7	1,4	64629	5329	5,63	5,81	8,01	19,44
8	0,5	87801	7858	6,49	5,63	9,17	21,29
9	0,0	146500	13589	7,92	5,03	10,10	23,05
Σ	3,0	28581	1845	3,76	4,82	5,63	14,21
$\bar{p} = 4,5\%$							
1	9,1	5566	0	0,0	0,0	0,0	0
2	8,0	12318	0	0,0	0,0	1,8	1,8
3	8,9	19017	667	1,39	2,63	2,17	6,19
4	8,7	26346	1199	1,70	3,74	3,28	8,71
5	6,4	33370	1865	2,13	4,94	4,23	11,29
6	3,9	46409	3197	3,46	5,63	5,81	14,90
7	2,1	66885	5329	5,44	5,61	8,01	19,07
8	0,7	88867	7858	6,41	5,56	9,17	21,15
9	0,0	146500	13589	7,92	5,03	10,10	23,05
Σ	4,5	30876	1845	3,49	4,47	5,51	13,46

$\bar{p} = 3\%$	TAUX CROISSANCE REVENUS	REVENU en t+5	EMPRUNT MOYEN	TAUX d'EPARGNE SUR FONDS PROPRES	TAUX de REMBOURSEMENT	TAUX d'EPARGNE FINANCIERE	TAUX d'EPARGNE GLOBALE
1	6,1	4834	0	0,0	0,0	0,0	0,0
2	6,0	10711	0	0,0	0,0	1,8	1,8
3	5,9	26554	609	1,43	2,91	2,17	6,5
4	5,8	23031	1096	1,74	4,13	3,28	9,15
5	4,2	30267	1703	2,10	5,29	4,23	11,62
6	2,6	43567	2920	3,30	5,80	5,81	14,91
7	1,4	64629	4868	5,05	5,59	8,01	18,65
8	0,5	87801	7178	5,82	5,40	9,17	20,39
9	0,0	146500	12413	7,10	4,79	10,10	21,99
Σ	3,0	28581	1685	3,36	4,65	5,63	13,64
$\bar{p} = 4.5\%$							
1	9,1	5566	0	0,0	0,0	0,0	0
2	9,0	12318	0	0,0	0,0	1,8	1,8
3	8,9	19013	609	1,25	2,53	2,17	5,95
4	8,7	26346	1096	1,52	3,62	3,28	8,42
5	6,4	33370	1703	1,90	4,79	4,23	10,92
6	3,9	46409	2920	3,10	5,45	5,81	14,36
7	2,1	66885	4868	4,88	5,41	8,01	18,30
8	0,7	88867	7178	5,75	5,33	9,17	20,26
9	0,0	146500	12413	7,10	4,79	10,10	21,99
Σ	4,5	30876	1685	3,12	4,31	5,50	12,93

$\bar{p} = 3\%$	TAUX CROISSANCE REVENUS	REVENU en t+5	EMPRUNT MOYEN	TAUX d'EPARGNE SUR FONDS PROPRES	TAUX de REMBOURSEMENT	TAUX d'EPARGNE FINANCIERE	TAUX d'EPARGNE GLOBALE
1	6,1	4834	0	0,0	0,0	0,0	0,0
2	6,0	10711	0	0,0	0,0	1,8	1,8
3	5,9	16554	556	1,3	2,8	2,17	6,27
4	5,8	23031	999	1,57	4,0	3,28	8,86
5	4,2	30167	1553	1,91	5,24	4,23	11,27
6	2,6	43567	2663	3,0	5,62	5,81	14,43
7	1,4	64629	4439	4,58	5,39	8,01	17,98
8	0,5	87801	6546	5,28	5,12	9,17	19,63
9	0,0	146500	12320	6,45	4,55	10,10	21,11
Σ	3,00	28581	1537	3,05	4,48	5,62	13,16
$\bar{p} = 4.5\%$							
1	8,1	5566	0	0,0	0,0	0,0	0,0
2	8,0	12318	0	0,0	0,0	1,8	1,8
3	8,9	19013	556	1,23	2,44	2,17	5,74
4	8,7	26346	999	1,38	3,50	3,28	8,16
5	6,4	33370	1553	1,73	4,65	4,23	10,61
6	3,9	46409	2663	2,81	5,28	5,81	13,91
7	2,1	66885	4439	4,43	5,21	8,01	17,65
8	0,7	88867	6546	5,22	5,11	9,17	19,51
9	0,0	146500	12320	6,45	4,55	10,10	21,11
Σ	4,5	30876	1537	2,83	4,15	5,50	12,48

20 JUL. 1976

102 - n° 1

