

CREDOC

LA PRISE EN COMPTE DE LA COMPOSITION DES MÉNAGES
DANS LES POLITIQUES DE REDISTRIBUTION DES REVENUS

par André BABEAU

Professeur à l'Université
de Paris IX-Dauphine

Directeur du CREDOC

Sou1984-2710

1984

La Prise en compte de la composition
des ménages dans les politiques de
redistribution des revenus / André
Babeau. Février 1984.

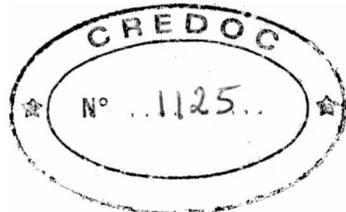


CENTRE DE RECHERCHE POUR L'ETUDE
ET L'OBSERVATION
_____ DES CONDITIONS DE VIE _____

LA PRISE EN COMPTE DE LA COMPOSITION DES MENAGES
DANS LES POLITIQUES DE REDISTRIBUTION DES REVENUS

par André BABEAU
Professeur à l'Université
de Paris IX-Dauphine
Directeur du CREDOC

Etude pour le compte du
COMMISSARIAT GENERAL DU PLAN



LA PRISE EN COMPTE DE LA COMPOSITION DES MENAGES
DANS LES POLITIQUES DE REDISTRIBUTION DES REVENUS

S O M M A I R E

	Pages
RESUME	I et II
1) - LA PRISE EN COMPTE DE LA COMPOSITION DES MENAGES DANS LA DEFINITION DES OBJECTIFS DES POLITIQUES DE REDISTRIBUTION	3
1.1 - Redistribution horizontale et redistribution verticale	5
1.1.1 - <i>Deux séries d'objectifs à distinguer</i>	5
1.1.2 - <i>La distribution de référence permettant de distinguer les deux séries d'objectifs</i>	7
1.2 - La mise en évidence théorique et pratique d'une échelle d'équi- valence des revenus tenant compte de la composition des ménages	10
1.2.1 - <i>La mise en évidence théorique d'une échelle d'équiva- lence des revenus</i>	10
1.2.2 - <i>Les travaux sur les échelles d'équivalence</i>	14
1.3 - Les caractéristiques des distributions de référence en fonc- tion des choix effectués	16
1.3.1 - <i>La distribution des "niveaux de vie" des ménages</i>	16
1.3.1.1. - <i>La distribution des "niveaux de vie" des ménages au Royaume-Uni</i>	16
1.3.1.2. - <i>La distribution des "niveaux de vie" des ménages en France</i>	21
1.3.1.2.1. - <i>La place des ménages selon leur taille dans la distribution des revenus</i>	22
1.3.1.2.2. - <i>La composition des revenus des ménages selon leur place dans la distribution</i> ...	24
1.3.1.2.3. - <i>Les caractéristiques de dispersion des distributions de revenus</i>	26
1.3.2 - <i>La distribution des "niveaux de vie" des individus</i> ...	34
2) - LA PRISE EN COMPTE DE LA COMPOSITION DES MENAGES DANS LA MESURE DE L'EFFICACITE DES POLITIQUES DE REDISTRIBUTION	38
2.1 - L'influence de la prise en compte de la composition des ménages au Royaume-Uni	38
2.2 - L'influence de la prise en compte de la composition des ménages en France	42
CONCLUSION	49
BIBLIOGRAPHIE	51

R E S U M E

Les travaux sur les disparités de niveaux de vie dans une population et l'efficacité redistributive des politiques sociales sont en général menés à partir d'enquêtes sur les revenus des ménages conduites sur échantillons représentatifs. Un rapide examen des divers types de travaux faits dans ce domaine, en France et à l'étranger, fait ressortir un éventail assez large de méthodes. Les différences les plus notables concernent soit l'unité statistique (ménage ou individu), soit l'indicateur de niveau de vie (revenu moyen par individu ou revenu moyen par unité de consommation dans le ménage).

La question que l'on se pose alors en utilisant les résultats de l'enquête CNAF-CREDOC de 1978 est double : le choix d'une unité statistique ou d'un indicateur de niveau de vie a-t-il des conséquences sur la mesure des disparités de niveau de vie d'une part et sur celle de l'efficacité redistributive des politiques sociales d'autre part ?

- 1) - En ce qui concerne les distributions de niveaux de vie des ménages, on sait que les distributions retenant comme indicateur le revenu disponible par tête sont nettement moins concentrées que les distributions de revenus par ménage ; dans ces dernières, le revenu des ménages est partout positivement lié à leur taille ; dans la distribution des revenus par tête, il apparaît au contraire une liaison inverse entre l'indicateur de niveau de vie et la taille des ménages. Dans une distribution de niveaux de vie des ménages selon le revenu moyen par unité de consommation, la liaison entre les deux variables est également inverse, mais moins fortement marquée ; les disparités de niveau de vie y apparaissent encore sensiblement réduites par rapport à celles que l'on observe sur une distribution de ménages selon le revenu par tête. Une explication de ce fait est suggérée, qui fait précisément appel à la liaison entre indicateur de niveau de vie et taille des ménages.*
- 2) - En ce qui concerne l'efficacité redistributive des politiques sociales, on sait qu'elle est sensiblement plus grande quand on la mesure sur une distribution de ménages selon le revenu par tête que sur la simple distribution des revenus des ménages : cette plus grande efficacité résulte principalement du fait que, comme on l'a dit, dans une distribution de revenus par tête, les familles nombreuses apparaissent le plus souvent dans le bas de la distribution et qu'en conséquence, l'efficacité redistributive de toutes les prestations familiales est considérablement accrue par rapport à ce qu'elle est quand elle est mesurée - ce qui est encore trop souvent le cas - sur la simple distribution des revenus des ménages.*

.../

Il est montré en revanche que la mesure de l'efficacité redistributive sur une distribution selon le revenu par unité de consommation ne conduit pas à des résultats différents de ceux que l'on obtient sur une distribution selon le revenu par tête, au moins si l'on admet comme mesure de l'efficacité la réduction relative du rapport des déciles extrêmes quand on passe des revenus primaires aux revenus disponibles : la valeur du rapport sur la distribution des revenus disponibles est en effet plus faible, on l'a dit ci-dessus, pour les revenus par unité de consommation que pour les revenus par tête ; mais il en est de même pour la distribution des revenus primaires (ou de l'ensemble constitué par revenus primaires et les retraites) et la réduction de dispersion est à peu près la même, que l'on retienne l'un ou l'autre indicateur de niveau de vie.

- 3) - Les travaux sur les distributions d'individus sont plus rares que ceux qui sont conduits sur les distributions de ménages. Aucun résultat de l'enquête CNAF-CREDOC 1978 n'est encore sorti à ce niveau, mais les principaux seront obtenus au cours des mois qui viennent. On peut conjecturer, malgré les difficultés inhérentes à tous les pronostics sur les modifications de distributions, que comme le passage d'une distribution de ménages selon le revenu par tête ou par unité de consommation à une distribution d'individus selon les mêmes indicateurs, de niveau de vie s'opère par réplique d'unités à niveau de vie modeste (qui appartiennent aux familles nombreuses), il y a de façon tout à fait mécanique une certaine "égalisation par le bas" conduisant à une diminution de la dispersion ; mais la preuve empirique reste à fournir.
- 4) - Quant à la mesure de l'efficacité redistributive des politiques sociales à partir de distributions d'individus et sur des critères tels que le revenu par tête ou par unité de consommation, aucun élément ne permet, a priori, de dire si elle est sensiblement différente de ce que l'on a obtenu en travaillant, avec les mêmes critères, sur des distributions de ménages. Là encore donc, seule la sortie des résultats permettra de fournir la réponse à cette question qui, curieusement, ne semble guère avoir été posée dans la littérature consacrée à l'évaluation des politiques sociales.

Le "*bien-être*" des individus selon les économistes, leur "*niveau de vie*" selon les statisticiens, leur "*capacité à payer*" selon les spécialistes de l'Economie Publique, ne dépendent certainement pas que du revenu monétaire perçu, même en longue période, par les ménages auxquels ces individus appartiennent. Pour ne citer que quelques autres composantes du "*bien-être*", du "*niveau de vie*" ou de la "*capacité à payer*", la présence d'un patrimoine, même sans revenu monétaire, est génératrice de certains services ; la production autoconsommée est un autre élément, surtout important chez les agriculteurs, mais qui pourrait bien être amenée à gagner du terrain pour tous les ménages ; le loisir enfin, choix individuel ou choix du "*ménage*", doit aussi être pris en considération car la "*qualité de la vie*" ne devrait pas rester indéfiniment étrangère à la "*quantification*" du bien-être s'il est vrai, comme on l'a dit, que la qualité de la vie c'est du bien-être non encore quantifié.

Ces précautions prises, il n'en reste pas moins que les constats de "*disparité*" des "*niveaux de vie*" dans les pays développés n'en continuent pas moins de porter le plus souvent sur la distribution des revenus monétaires. Implicitement ou explicitement, c'est en effet par référence à une distribution monétaire des revenus que sont élaborées les politiques sociales de redistribution. C'est aussi par rapport à elle que sont appréciés leurs résultats. Dans tout ce qui suit, nous nous bornerons donc à envisager la relation entre "*niveau de vie*" et distribution monétaire des revenus, mais dans une optique bien particulière: celle de la prise en compte dans cette relation de la composition de la famille ou du ménage.

.../

Il existe en effet une contradiction assez étonnante entre d'une part, le fait que la composition des ménages et ses conséquences sur la consommation et le bien-être aient fait l'objet d'investigations nombreuses et, pour certaines d'entre elles, déjà anciennes et d'autre part, la constatation que beaucoup des études menées sur les politiques de redistribution le soient encore en utilisant une unité statistique qui est, suivant les cas, le ménage, la famille ou le foyer fiscal, sans tenir compte de la "*dimension*" de cette unité statistique.

Deux courants caractérisent la littérature économique sur les "*niveaux de vie*". Le premier cherche à établir des indicateurs directs du "*niveau de vie*" qui ne passent pas par la prise en compte des revenus disponibles : par exemple, deux ménages de taille différente seront dits avoir même niveau de vie si la part des dépenses d'alimentation est la même dans l'ensemble de leurs dépenses de consommation. Certains de ces indicateurs peuvent même ne pas se référer du tout à la consommation totale des ménages, par exemple: montant des dépenses d'habillement par adulte dans le ménage ; enfin, on peut aller jusqu'à concevoir des indicateurs purement subjectifs reposant par exemple sur des déclarations de plus ou moins grande aisance financière de la part des ménages (1).

Le second courant passe par la détermination du revenu disponible ou de la consommation totale des ménages et leur applique des coefficients d'équivalence pour tenir compte simultanément de la composition des ménages et des économies d'échelle qui caractérisent les dépenses de consommation des ménages selon leur taille. La littérature économique dans ce domaine est particulièrement abondante (2).

Malgré ces travaux importants, quand il s'agit de mesurer les disparités de "*niveaux de vie*", la pratique reste encore trop fréquemment fort éloignée d'un tel traitement et très souvent on se contente de mesurer la distribution ou la redistribution des "*niveaux de vie*" sur les simples revenus perçus par les ménages ou les foyers fiscaux (3).

.../

(1) - Ces trois indicateurs partiels ont été utilisés dans [7]

(2) - Pour une approche rigoureuse et détaillée des travaux en ce domaine, on pourra consulter [8] et [15].

(3) - Pour s'en tenir à quelques travaux récents et concernant plusieurs pays, BOÛRGUIGNON et MORRISON [2] utilisent le seul ménage. Dans l'appendice [3] de son étude [11], SAWYER présente également des distributions de revenus avant et après transferts, dont l'unité statistique est le ménage. Même dans les études spécifiques à certains pays, la référence au ménage reste la règle plus que l'exception : ainsi RUGGLES et O'HIGGINS [10] pour les Etats-Unis centrent-ils leur étude de la redistribution sur le ménage et n'introduisent que tardivement sa composition sans d'ailleurs l'intégrer réellement à la méthode suivie. On peut cependant citer en sens contraire les études très méticuleuses sur le Royaume-Uni dues à McCLEMENTS [8] et WILSON [16]. Nous utiliserons largement ces deux dernières études dans ce qui suit. Pour la France, on peut citer les travaux de CHOQUET et VILLENEUVE [4].

Une telle pratique nous paraît susceptible d'entraîner beaucoup de malentendus, voire d'erreurs, aux deux niveaux que nous avons déjà évoqués : celui de la définition des objectifs d'une politique de redistribution et celui de l'appréciation de l'efficacité d'une telle politique. En ce qui concerne la définition des objectifs, l'absence de prise en considération de la composition du ménage ou de la famille conduit à l'ignorance des véritables inégalités de niveau de vie, caractéristiques d'une situation donnée. Quant à l'appréciation de l'efficacité d'une politique de redistribution, elle peut être considérablement biaisée par la conduite d'un calcul au seul niveau du revenu du ménage ou de la famille. C'est successivement en distinguant ces deux niveaux que seront présentés les développements ci-dessous.

1) - LA PRISE EN COMPTE DE LA COMPOSITION DES MENAGES DANS LA DEFINITION DES OBJECTIFS DES POLITIQUES DE REDISTRIBUTION :

Les informations dont on dispose pour mesurer dans une population les disparités de "*bien-être*" ou de "*niveau de vie*" sont en général constituées par les résultats concernant les revenus d'une enquête sur échantillon menée à un instant donné. Ces enquêtes fournissent, on le sait, à strictement parler, une estimation de la dispersion des revenus entre les unités statistiques considérées (ménages ou foyers fiscaux le plus souvent) au moment considéré et rien d'autre. Or cette estimation est encore souvent utilisée comme indicateur du degré d'inégalité de niveaux de vie généré en régime permanent par une société donnée. Si cet indicateur peut sans doute être accepté pour "*hiérarchiser*" de ce point de vue plusieurs pays après avoir vérifié que ceux-ci possèdent des structures démographiques comparables (pyramide des âges, distribution des ménages selon la taille), il n'est pas pertinent pour mesurer l'inégalité "*vraie*" entre niveaux de vie dans la société étudiée.

La dispersion des revenus fournie par de telles enquêtes est en effet, on le sait, biaisée par le jeu de deux facteurs démographiques qui, tous deux, jouent dans le sens d'une accentuation de cette dispersion :

- . l'influence du "*cycle de vie*" introduit, au moins jusqu'à l'âge de la retraite, une liaison positive entre le revenu et l'âge des titulaires de revenus présents au sein du ménage ; il en résulte que les disparités de revenus, à âge donné, sont en général moins fortes que la dispersion des revenus dans l'ensemble de la population ;

.../

- . l'influence de la "*taille du ménage*" est aussi de nature à accroître les disparités de revenus car il existe une forte liaison positive entre le revenu et la taille du ménage (1), liaison qui est principalement due au fait que les ménages à gros effectif comportent souvent plus d'un actif apporteur de revenu et aussi au fait que ces ménages peuvent accueillir en leur sein des ascendants bénéficiaires de retraites; ils correspondent en outre fréquemment à des familles nombreuses bénéficiaires de divers types de prestations familiales. Là encore donc, les disparités de revenus pour les ménages d'une taille donnée sont en général moins fortes que dans l'ensemble de la population.

Pour mesurer l'inégalité "*vraie*" des niveaux de vie, il faudrait donc pouvoir "*supprimer*" l'influence du cycle de vie et celle qu'introduisent les différences de taille des ménages.

L'influence du cycle de vie peut être en principe supprimée en calculant la dispersion d'une distribution de revenus "*permanents*", c'est-à-dire en fait de revenus perçus sur l'ensemble du cycle de vie. Un tel calcul n'est pas simple et implique ou bien beaucoup d'informations rétrospectives, ou bien beaucoup d'hypothèses prospectives et, dans les deux cas, il est nécessaire de choisir, plus ou moins arbitrairement, un taux d'actualisation. Aussi se contente-t-on souvent, pour avoir une idée des disparités de revenus abstraction faite de l'influence du cycle de vie, de calculer des indicateurs de disparité par tranche d'âge suffisamment fine .

Dans ce qui suit, nous laisserons de côté l'influence du cycle de vie pour insister sur le rôle de la taille du ménage.

Nous envisagerons successivement :

- . la nature des objectifs que peuvent s'assigner des politiques de redistribution ;
- . les arguments et moyens qui conduisent à prendre en considération de façon satisfaisante la composition du ménage dans la mesure des "*niveaux de vie*" en partant des revenus. .../

(1) - Par exemple, dans l'enquête anglaise du Family Expenditures Survey de 1970, le coefficient de détermination sur données groupées est de 0,612 et il est encore de 0,464 sur données individuelles. Cette liaison apparaît bien également dans l'étude concernant la France de VILLENEUVE et CHOQUET [4].

. enfin, les caractéristiques nouvelles des distributions de "*niveaux de vie*" une fois que les traitements adéquats auront été apportés aux revenus par ménage.

1.1 - Redistribution horizontale et redistribution verticale :

On tentera d'abord de préciser ces deux notions, puis on insistera sur le choix de la distribution statistique permettant de les distinguer.

1.1.1 - Deux séries d'objectifs à distinguer

Il est souvent fait référence à ce clivage entre objectifs de politiques sociales : mesures ayant pour objet une redistribution horizontale des revenus et mesures ayant pour objet une redistribution verticale. En fait, comme on le sait, non seulement une classification suivant ce critère des instruments de politiques sociales n'est guère possible car l'on constate que beaucoup de mesures sociales conduisent à ce double résultat, mais la distinction elle-même entre les deux types d'objectifs est en réalité difficile à faire de façon rigoureuse. Une réflexion assez simple peut tout de même contribuer à repérer les difficultés.

Admettons ainsi que l'on soit en possession de coefficients d'échelle permettant de tenir compte de la taille du ménage dans la détermination des "*niveaux de vie*". Par exemple, en situant le couple marié au niveau 1,0, supposons que l'on ait déterminé un coefficient d'échelle pour un adulte isolé de 0,6 ; un couple marié bénéficiant d'un revenu net mensuel de 10 000 F sera alors réputé avoir le même niveau de vie qu'un adulte isolé dont le revenu sera de 6 000 F ; le revenu "*équivalent*" de chacun de ces deux ménages (obtenu en divisant le revenu observé par le coefficient d'échelle) est en effet alors égal pour chacun à 10 000 F. S'il s'agit des revenus primaires d'activité, on dira que leur distribution entre les deux ménages concernés ne fait apparaître aucune disparité de "*niveau de vie*". De façon plus générale, une distribution de revenus primaires dans laquelle tous les ménages jouiraient du même "*équivalent-revenu*" serait dite parfaitement égalitaire.

.../

Des transferts peuvent cependant être prévus dans ce cas pour compenser des disparités de situation, non pas au regard des revenus, mais au regard des dépenses (charges) : l'exemple le plus pertinent est sans doute celui du remboursement (total ou partiel) ou de la prise en charge par les organismes de Sécurité Sociale des dépenses de maladie : tout se passe alors comme si, dans cette hypothèse, l'équivalent-revenu utilisé comme référence ne constituait plus un bon indicateur de "niveau de vie" : pour rétablir la parité des niveaux de vie, un transfert est dès-lors nécessaire du ménage bien portant vers le ménage malade. Ce type de transfert est dit "*horizontal*" car il est effectué entre des ménages dont la situation de départ au regard des revenus primaires est identique. Mais un régime généralisé d'assurance-maladie pourrait fort bien réaliser des transferts "*verticaux*" entre ménages dont "*l'équivalent-revenu*" n'est pas le même, soit au bénéfice des pauvres (s'ils sont plus souvent malades que les riches), soit à celui des riches (dans la situation opposée). Il n'y a donc pas de correspondance biunivoque entre le type de prestations (ici, prestations-maladie) et la caractéristique du transfert (vertical ou horizontal).

Ceci se vérifie également sur d'autres types de prestations : allocations familiales, pensions de retraite, indemnité de chômage, etc... ; ces prestations réalisent plutôt des transferts verticaux au bénéfice de personnes dont l'équivalent-revenu est, au départ, faible ou nul ; mais ces prestations peuvent également bénéficier à des personnes dont l'équivalent-revenu de départ est élevé. Seules les prestations sous conditions de ressources sont forcément associées à une redistribution verticale si le plafond de ressources qui est choisi est suffisamment bas. Presque toutes les mesures de politiques sociales sont donc à l'origine d'une redistribution verticale et d'une redistribution horizontale dont il convient de préciser l'importance respective.

On mesure mieux maintenant le rôle des notions de coefficient d'échelle et d'équivalent-revenu. C'est seulement en partant d'une distribution d'équivalent-revenus qu'on peut :

- . préciser la dispersion véritable des niveaux de vie ;
- . se fixer des objectifs de réduction de ces disparités ;
- . simuler l'influence de l'introduction de telle ou telle prestation (ou de tel ou tel prélèvement) en termes de redistribution horizontale ou verticale ;

.../

. enfin choisir le "mix" de mesures sociales garantissant les objectifs que l'on s'est fixés à la fois en matière de redistribution horizontale et de redistribution verticale.

Il convient donc de préciser, avec le maximum de soins, la distribution "d'équivalent-revenus" servant de référence.

1.1.2 - La distribution de référence permettant de distinguer les deux séries d'objectifs :

Cette distribution est définie si l'on connaît d'une part l'unité statistique à retenir, d'autre part l'indicateur de niveau de vie à lui associer.

Un premier type de choix concerne l'unité statistique pour laquelle s'opèrera le calcul du niveau de vie. Trois "étages" d'unités statistiques sont concevables : le ménage, l'individu, l'unité de consommation.

- 1) - Le ménage, la famille, le foyer fiscal ou le "noyau" : ces notions, bien que proches, diffèrent plus ou moins dans leur définition. Notons seulement qu'il s'agit d'unités d'observation assez usuelles dans les enquêtes sur les revenus.
- 2) - L'individu : sa définition a le mérite d'une très grande simplicité ; il peut lui-même être ou non titulaire d'un revenu (d'activité, du capital ou de transfert) ; le fait de ne pas être titulaire d'un revenu ne l'empêche pas, au sein d'un ménage, d'une famille, d'un foyer fiscal ou d'un noyau, de bénéficier d'un certain "niveau de vie" qu'il faut mesurer. Certaines enquêtes sur des revenus particuliers comme les salaires portent bien sur les revenus de l'individu et non sur ceux du ménage. Enfin, le passage de l'individu au ménage est particulièrement simple et le nombre d'individus dans le ménage indique ce qu'il est convenu d'appeler "la taille" du ménage.
- 3) - L'unité de consommation : il s'agit là d'une unité beaucoup plus abstraite et conventionnelle. La "composition" d'un ménage (et non plus seulement sa "taille") peut être ramenée à un scalaire qui mesure le nombre d'unités de consommation du ménage. L'unité de consommation choisie varie souvent d'une étude à l'autre : consommation d'un adulte isolé, consommation d'un couple marié sans enfant, etc. De même que varient les échelles d'équivalence utilisées pour tenir compte de la composition du ménage : comme on le verra, les plus sophistiquées des échelles d'équivalence tiennent non seulement compte de la place de

l'individu dans le ménage (par exemple, premier adulte, deuxième adulte, etc) et de son âge (par exemple, enfant de plus ou de moins de 15 ans), mais aussi de son sexe et de son activité (par exemple : individus retraités ou en activité (1)).

Le second type de choix concerne "l'indicateur de niveau de vie" retenu ; trois indicateurs sont possibles :

- . revenu du ménage : un tel choix correspond au moins implicitement à une hypothèse d'économies d'échelle infinies : la présence d'individus dans le ménage au-delà du premier adulte ne nécessite aucune dépense supplémentaire. Ce choix est évidemment difficilement soutenable puisqu'il conduit à surestimer très fortement le niveau de vie des familles nombreuses.
- . revenu moyen par individu au sein du ménage : cet indicateur est simplement obtenu en divisant le revenu du ménage par le nombre d'individus dans le ménage ; il correspond à une hypothèse d'absence d'économies d'échelle dans les dépenses de consommation des ménages : chaque individu du ménage entraîne la même dépense. Un tel indicateur conduit à sous-estimer nettement le niveau de vie des familles nombreuses.
- . revenu moyen par unité de consommation au sein du ménage : c'est le quotient du revenu du ménage par le nombre d'unités de consommation présentes au sein de ce ménage ; cet indicateur de "niveau de vie" vaut ce que vaut l'échelle d'équivalence utilisée. Celle-ci implique des économies d'échelle dans la consommation naturellement comprises entre zéro et l'infini ; mais, à l'intérieur de cet intervalle, on constate que les travaux effectués les plus récemment, même à partir de méthodes très différentes, convergent vers des valeurs de coefficients qui ne sont pas trop éloignées (voir par exemple [7] et [8]).

Le revenu moyen par unité de consommation dans le ménage paraît donc de très loin le meilleur indicateur de niveau de vie (voir par exemple [1]).

En croisant les deux types de choix (unité statistique dans la distribution, indicateur de "niveaux de vie") on obtient, non pas neuf distributions de référence possibles (trois n'ont aucun sens), mais six comme l'indique le tableau 1, entre lesquelles le décideur politique doit choisir celle qui lui paraît traduire le mieux les disparités de "niveaux de vie", quitte à en retenir plusieurs s'il estime que les éclairages donnés par ces distributions sont en fait complémentaires.

.../

(1) - Voir, par exemple, [7] et [8]

T A B L E A U N ° 1

CHOIX D'UNE DISTRIBUTION DE REFERENCE

INDICATEUR "NIVEAU DE VIE" UNITE STATISTIQUE	Revenu du ménage	Revenu moyen par individu au sein du ménage	Revenu moyen par u.c au sein du ménage
M E N A G E	Distribution des ménages selon le revenu du ménage ①	Distribution des ménages selon le revenu moyen de l'individu dans le ménage ②	Distribution des ménages selon le revenu moyen par u.c. dans le ménage ④
I N D I V I D U		Distribution des individus selon le revenu moyen de l'individu dans le ménage ③	Distribution des individus selon le revenu moyen par u.c. dans le ménage ⑤
U N I T E D E C O N S O M M A T I O N			Distribution des u.c. selon le revenu moyen par u.c. dans le ménage ⑥

La distribution correspondant à la case ① est naturellement à écarter puisqu'elle ne tient aucun compte de la composition des ménages (économies d'échelle infinies). Les distributions correspondant aux cases ② et ③ sont biaisées car, on l'a dit, elles sous-estiment le niveau de vie des ménages à effectifs nombreux (économies d'échelle nulles). Le choix doit donc se faire entre les distributions correspondantes aux cases ④ ⑤ et ⑥. La distribution ⑥ des unités de consommation selon le revenu moyen par unité de consommation n'est pas inintéressante, mais elle reste un peu abstraite car les unités de consommation sont des constructions qui ne coïncident ni avec les individus, ni avec les ménages. Les deux distributions permettant de fixer des objectifs assez clairs de réduction des inégalités sont sans doute alors celles qui correspondent aux cases ④ et ⑤ : distribution des ménages selon le revenu moyen par unité de consommation dans le ménage ou distribution des individus selon le revenu moyen par unité de consommation dans le ménage.

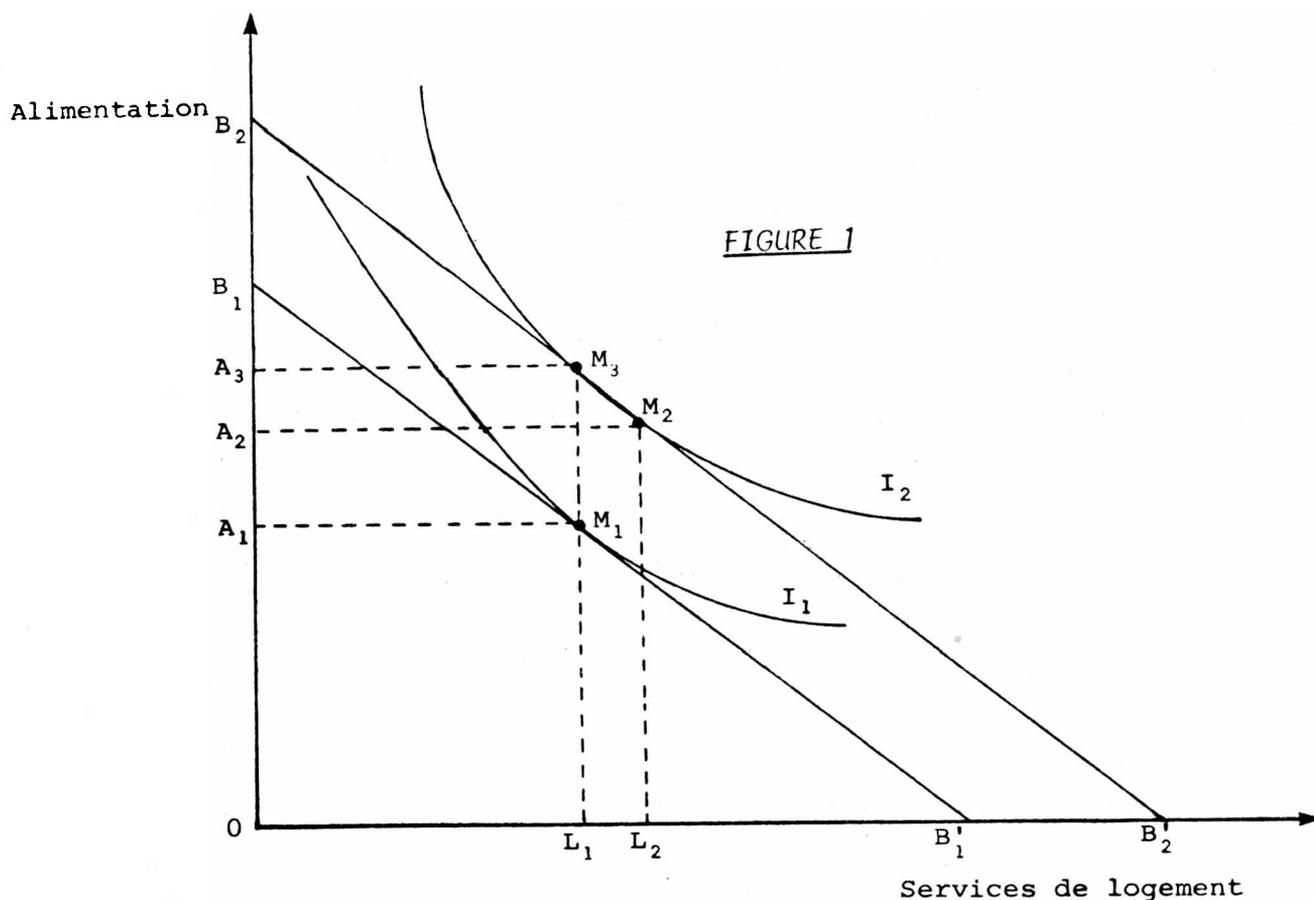
On peut se demander d'autre part, comment se situent a priori les caractéristiques de dispersion de chacune de ces distributions, les unes par rapport aux autres. Comme il existe une relation positive entre le revenu et la taille du ménage, le passage de la distribution ① à la distribution ② doit se faire en principe avec une diminution des indicateurs de dispersion, sauf peut-être si la hiérarchie des ménages s'inversait au point d'engendrer une distribution ② plus inégalitaire que la distribution ① ce qui paraît peu probable. Le passage de la distribution ② à la distribution ③ pourrait se faire encore avec une diminution des indicateurs de dispersion : on verra en effet qu'elle s'opère par multiplication d'unités statistiques à revenu modeste et implique donc une certaine "égalisation par le bas". Quant aux conséquences du passage aux distributions ④, ⑤ ou ⑥ nous réservons notre pronostic.

1.2 - La mise en évidence théorique et pratique d'une échelle d'équivalence des revenus tenant compte de la composition des ménages :

En raison du rôle central des échelles d'équivalence dans la mesure des niveaux de vie, il est maintenant nécessaire d'une part de revenir sur la relation des coefficients d'échelle avec la théorie économique de l'utilité, d'autre part, de rappeler brièvement quelques-unes des caractéristiques des travaux sur les échelles d'équivalence.

1.2.1 - La mise en évidence théorique d'une échelle d'équivalence des revenus

Il est commode de se replacer ici dans le cadre traditionnel de la "théorie des choix". Dans ce qui suit, on s'inspirera de [8] (p. 46 à 50). On envisage le cas de deux ménages, couple marié sans enfant (ménage 1) et couple marié avec un enfant (ménage 2), consommant deux biens : alimentation et logement.



On supposera qu'un enfant consomme 50% de l'alimentation d'un couple sans enfant (pas d'économie d'échelle), mais que sa présence n'accroît pas la "consommation" (*économies d'échelle infinies*). Dans ces conditions, la situation du ménage sans enfant correspond à la courbe d'indifférence I_1 de la figure 1 : compte tenu du rapport du prix de l'alimentation au prix du logement, le point optimum de consommation pour le ménage 1 se situe en M_1 avec des "quantités" d'alimentation et de logement correspondant respectivement à OA_1 et OL_1 . Le budget correspondant à M_1 est égal à OB_1 (mesuré en unités d'alimentation) ou à OB'_1 (mesuré en unités de services de logement).

La courbe I_2 sur la figure 1 est le lieu des couples de consommation (alimentation, logement) fournissant le même niveau de vie (la même utilité) au ménage 2 que celui qui est obtenu par le ménage 1 sur I_1 : sur une verticale correspondant à une consommation donnée de logements, l'ordonnée de l'intersection avec I_2 est égale, en fonction de nos hypothèses, à 1,5 fois l'ordonnée de l'intersection avec I_1 : par exemple, pour un niveau OL_1 de consommation de logement, il faut en M_3 une quantité d'alimentation $OA_3 = 1,5 OA_1$ pour assurer au ménage un niveau de vie égal à celui du ménage 1 en M_1 .

.../

Le rapport des prix des biens étant le même pour le ménage 1 et pour le ménage 2, les deux droites de budgets sont parallèles et le point de consommation optimum pour le ménage 2 se situe en M_2 (OA_2, OL_2). Le budget nécessaire pour parvenir à M_2 est (mesuré en unités d'alimentation) égal à OB_2 , ou (mesuré en unités de services du logement) égal à OB'_2 .

Le rapport $\frac{OB_2}{OB_1} = \frac{OB'_2}{OB'_1}$ fournit l'échelle d'équivalence recherchée : c'est le scalaire par lequel il convient de multiplier le revenu du ménage 1 pour aboutir au revenu susceptible d'assurer au ménage 2 un même "niveau de vie". Symétriquement, étant donné deux couples, l'un sans enfant, l'autre avec un enfant, dotés de revenus différents, c'est le scalaire par lequel il convient de diviser le revenu du couple avec un enfant avant de comparer son niveau de vie à celui du couple sans enfant (1).

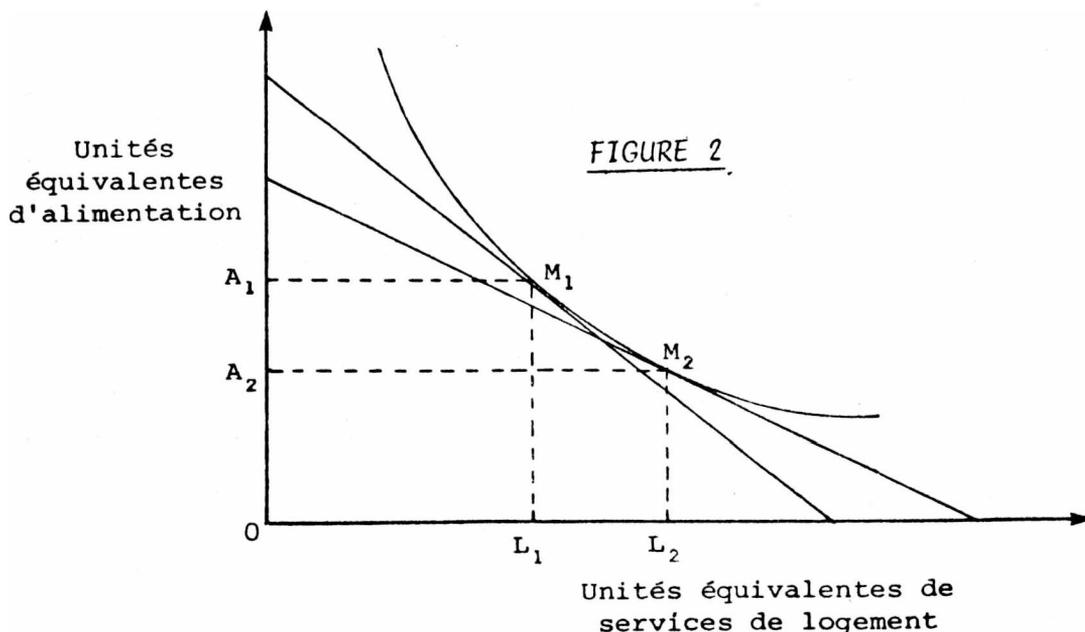
La comparaison des deux points M_1 et M_2 de consommation optimale permet d'approfondir la connaissance des mécanismes qui expliquent le passage de l'un à l'autre et finalement la détermination de l'échelle d'équivalence. L'optimum du ménage 2 n'est pas situé en M_3 , point où la consommation d'alimentation du ménage 1 serait simplement multipliée par un facteur 1,5, la consommation de logement restant inchangée. On remarquera d'ailleurs que pour atteindre M_3 , il faudrait disposer d'un budget supérieur à OB_2 (ou OB'_2). Le point optimum pour le ménage 2 est en M_2 où paraît avoir joué un effet de substitution dû aux prix et s'exerçant au détriment de l'alimentation et au bénéfice du logement. On peut effectivement montrer qu'un effet-prix est bien intervenu ; certes les prix unitaires des deux biens sur le marché sont les mêmes pour le ménage 1 et pour le ménage 2 ; mais au lieu de raisonner en revenu équivalent, on peut utiliser la notion de quantité équivalente de biens pour maintenir l'utilité à un niveau donné ; de ce point de vue, si pour le logement la quantité équivalente pour le ménage 2 est bien la même que pour le ménage 1, en ce qui concerne l'alimentation la quantité équivalente pour 2 est, à chaque fois, la quantité dont dispose 1 multipliée par 1,5. Le prix de la quantité équivalente

.../

(1) - On notera les hypothèses particulièrement contraignantes auxquelles fait référence ce raisonnement puisque, non seulement on se livre à des comparaisons de niveau de vie (d'utilité) entre ménages, mais les niveaux d'utilité atteints sont supposés mesurés de façon cardinale puisque des modifications chiffrées des revenus sont censées rétablir l'égalité.

est donc lui-même multiplié par 1,5 et le rapport des prix des quantités équivalentes d'alimentation et de services du logement est donc lui-même multiplié par 1,5 : il n'est donc pas étonnant de constater que le choix de l'optimum par le ménage 2 fait apparaître, par rapport au point optimal du ménage 1, un déplacement qui peut être interprété en termes d'effet-prix au détriment du bien dont le prix (en quantité équivalente) augmente (l'alimentation) et au bénéfice du bien dont le prix (en quantité équivalente) diminue (le logement).

Cet effet-prix peut être plus précisément illustré dans un graphique (figure 2) où les unités ne mesurent plus les quantités physiques de biens, mais les quantités équivalentes. Les deux courbes d'indifférence de la figure 1 viennent alors en coïncidence et la pente de la droite de budget, égale, en valeur absolue, au rapport $\frac{\text{prix du logement}}{\text{prix de l'alimentation}}$ diminue quand on passe de M_1 à M_2 , conformément à la modification du rapport des prix des quantités équivalentes.



En définitive, la prise en considération de la taille du ménage a trois sortes d'effets :

- . un effet direct mesuré par les quantités équivalentes de bien et qui tient compte des diverses sortes d'économies d'échelle : cet effet est illustré sur la figure 1 par l'écart entre les deux courbes d'indifférence qui correspondent à un même niveau d'utilité pour deux ménages de taille différente ;
- . un effet-prix mis en évidence dans la figure 2 et qui résulte de la variation du rapport de prix des unités équivalentes ;
- . enfin un effet de revenu mesuré par le déplacement sur la figure 1 de la droite de budget : c'est ce déplacement qui fournit en théorie la valeur du coefficient d'équivalence permettant de comparer le revenu des ménages de composition différente.

Négligeant l'étude des économies d'échelle et celle de l'effet de substitution lié à l'évolution du rapport des prix, c'est à cet effet-revenu que nous nous attacherons dans ce qui suit.

1.2.2 - Les travaux sur les échelles d'équivalence

On insistera peu sur le calcul des échelles d'équivalence de biens et de revenus. La démarche consiste généralement à calculer d'abord des échelles d'équivalence pour des biens ou fonctions et à appliquer ensuite à ces échelles des pondérations qui sont les parts des biens ou fonctions dans le budget total des ménages. On aboutit finalement à des échelles d'équivalence à appliquer aux revenus.

Trois remarques peuvent cependant être présentées :

- 1) - La plupart des travaux faits se situent dans la ligne de ceux qu'ont réalisés en 1955 PRAIS et HOUTHAKKER [9] ou plus récemment (1973) SINGH et NAGAR [12] : on part en général de coefficients d'échelle arbitraires, mais approchés, et on les améliore par régressions itérées sur des données de consommation des ménages. De façon générale, sur les systèmes linéaires de dépenses des ménages, on peut se référer à [12].

- 2) - Il convient de signaler le travail récent fait dans ce domaine par Leslie McCLEMENTS [8] qui utilise pour le Royaume-Uni les Family Expenditure Surveys de 1971 et 1972. Ces travaux aboutissent à des coefficients d'échelle de revenus qui varient en fonction des personnes composant le ménage (enfants de moins de 18 ans, adultes non retraités, adultes retraités) et en fonction de l'âge (pour les enfants et pour les adultes non retraités). Ces coefficients sont par contre indépendants du niveau des revenus bien que l'on sache naturellement que les coefficients budgétaires varient avec ce niveau (1).
- 3) - Il y a sans doute quelque ambiguïté à appliquer aux revenus des coefficients qui traduisent en fait que les "*économies d'échelle*" concernant la seule partie consommée du revenu ; les taux d'épargne sont en effet, on le sait, positivement liés au niveau du revenu du ménage (ou du revenu par tête du ménage). Pour les ménages comportant un assez grand nombre d'individus (familles nombreuses), mais à haut niveau de revenu, l'application à l'ensemble du revenu d'un coefficient de dimension peut conduire à cet égard à une sous-estimation du niveau de vie réel. Mais l'application du coefficient d'échelle à la seule partie consommée du revenu n'apparaît pas non plus comme une solution très satisfaisante pour la mesure des niveaux de vie puisqu'elle implique alors une acceptation exagérément restrictive de la notion de niveau de vie. Peu d'auteurs traitent pratiquement de ce problème ; certains l'évacuent en disant que l'épargne d'aujourd'hui est la consommation de demain et donc que l'on peut appliquer les coefficients d'échelle à l'ensemble du revenu.

En fait, il est bien vrai que c'est un problème qui disparaîtrait assez largement dans un traitement des revenus et des niveaux de vie sur l'ensemble du cycle de vie. D'autre part, la prise en compte du flux d'épargne dans l'appréciation du niveau de vie pourrait être réalisée si l'on intégrait le patrimoine possédé dans la détermination de ce même niveau de vie, ce qui a été tenté par quelques auteurs (Frank TAUSSIG notamment).

Après avoir passé en revue les justifications théoriques du calcul d'échelles d'équivalence et quelques problèmes pratiques que posent ce calcul et l'application de ces échelles, le moment est venu de présenter les principales caractéristiques des distributions de "*niveaux de vie*" obtenues en utilisant certaines échelles d'équivalence. .../

] - Il serait intéressant de rapprocher des résultats de McCLEMENTS ceux obtenus pour la France par GLAUDE [7] en partant d'une méthode tout à fait différente (indicateurs directs de niveaux de vie).

1.3 - Les caractéristiques des distributions de référence en fonction des choix effectués :

On examinera successivement plusieurs résultats concernant la distribution des "*niveaux de vie*" des ménages (distribution ② ou ④ du tableau 1), puis quelques-uns concernant la distribution des "*niveaux de vie*" des individus (distribution ③ ou ⑤ du tableau 1).

1.3.1 - La distribution des "*niveaux de vie*" des ménages

Les travaux faits récemment au Royaume-Uni valent qu'on y revienne un peu plus en détail. Le cas de la France sera ensuite évoqué en utilisant des résultats de l'enquête CNAF-CREDOC de 1978.

1.3.1.1. - La distribution des "*niveaux de vie*" des ménages au Royaume-Uni

Dans l'étude de McCLEMENTS déjà citée, le coefficient d'échelle des revenus du couple marié sans enfant est égal à un. Il est alors évident par exemple que le coefficient d'un ménage de plus de deux personnes adultes est supérieur à un et celui d'une personne seule est inférieur à l'unité.

La figure 3 donne pour le Royaume-Uni la distribution du revenu disponible (après impôt direct et contributions à l'assurance-maladie) des ménages dans le Family Expenditures Survey de 1975 et la distribution des "*niveaux de vie*" qui résulte de l'application au revenu de chaque ménage du coefficient d'équivalence qui correspond à ce ménage. On note que cette distribution des "*niveaux de vie*" par ménage (revenus équivalents) est beaucoup moins dispersée que la distribution du revenu monétaire et McCLEMENTS souligne qu'il s'agit là du résultat de la corrélation positive qui existe entre le montant du revenu monétaire et la taille du ménage ; le resserrement s'opère aux deux extrémités de la distribution ; dans le bas de la distribution, des ménages à faible effectif "*remontent*" vers la moyenne ; dans le haut, le niveau de vie de nombreux ménages est réduit du fait de leur taille. On examinera ce mouvement de façon plus approfondie dans le cas de la France.

.../

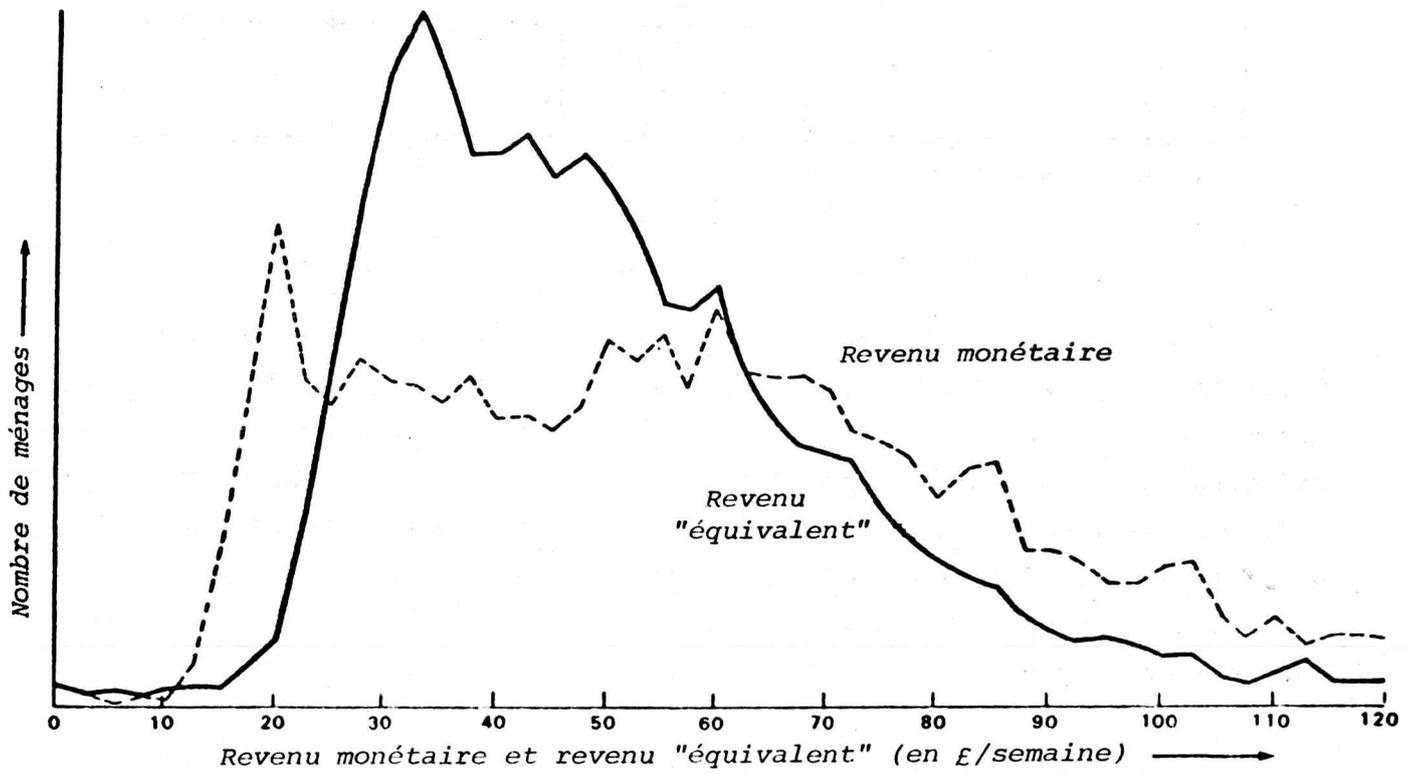


FIGURE 3 Distribution des revenus au Royaume-Uni en 1975

TABLEAU N° 2

ROYAUME UNI - 1975

QUINTILES DE LA DISTRIBUTION DES REVENUS DES MENAGES (1)

(en £ par semaine)

	Q ₁	Q ₂	Q ₃	Q ₄	Q ₄ /Q ₁
Revenus monétaires (2)	25,0	nd	nd	97,0	3,9
Revenus équivalents	31,35	40,83	51,77	67,49	2,1

SOURCE : McCLEMENTS [6] p. 123.

En utilisant l'indicateur de dispersion qu'est le rapport interquintile, on constate que ce rapport passe de 3,9 pour la distribution des revenus monétaires à 2,1 pour la distribution du "*niveau de vie*" : il s'agit donc effectivement d'un resserrement important de la distribution dû notamment au fait que les ménages de retraités sont particulièrement nombreux dans le quintile 1 de la distribution des revenus monétaires des ménages et que l'application d'un coefficient d'échelle modeste à ces revenus tend à faire passer leur niveau de vie plutôt au-dessus de la moyenne.

Dans les résultats produits par McCLEMENTS, il apparaît bien, d'autre part, comme on le soulignera plus loin, que le passage de la distribution des revenus des ménages à une distribution des "*niveaux de vie*" des ménages selon le "*revenu équivalent*" a pour effet d'attirer les familles nombreuses vers le bas de la distribution : dans l'enquête de 1975 pour le Royaume-Uni, 68 % des familles de 6 enfants et plus se situent dans le quintile le plus modeste de la distribution des "*revenus équivalents*", alors que plus de 60 % des ménages composés de seulement un ou deux adultes sont dans les deux quintiles les plus élevés de la distribution. Les retraités restent cependant encore de façon majoritaire dans les quintiles les plus modestes.

.../

(1) - Les échelles d'équivalence calculées par McCLEMENTS sur les enquêtes de 1971-1972 ont été appliquées par l'auteur au Family Expenditure Survey de 1975, mais l'auteur remarque qu'entre les deux dates le système de prix relatifs n'a que modérément changé et donc que les coefficients calculés en 1971-72 fournissent encore probablement les meilleures estimations.

(2) - Ces quintiles sont ici approximés car ils n'ont pas été directement fournis au texte.

WILSON (Th) et WILSON (D.J.), quant à eux, rappellent les chiffres produits par le Central Statistical Office ([16], p. 184). Les coefficients d'équivalence utilisés par le C.S.O. sont nettement plus simples que ceux de McCLEMENTS puisqu'ils ne varient pas avec l'âge des individus : un couple marié a été compté 1,0, une personne seule 0,61, un enfant à charge 0,27. Les résultats fournis ci-dessous concernent non pas les quintiles, mais les moyennes des quintiles de revenu primaire (1) dans une distribution des revenus par ménage et dans une distribution ajustée en fonction de la taille du ménage en utilisant les coefficients qui viennent d'être donnés.

TABLEAU N° 3

ROYAUME-UNI - 1979

MOYENNE DES QUINTILES DE LA DISTRIBUTION DES REVENUS ANNUELS PRIMAIRES DES MENAGES

(en £)

QUINTILES	Q ₁	Q ₂	Q ₃	Q ₄	Q ₅	Q ₅ /Q ₁	$\frac{Q_5 - Q_1}{Q_3}$
Revenu primaire du ménage "non ajusté"	140	2 280	4 900	7 060	11 700	83,6	2,36
Revenu primaire du ménage "ajusté"	170	1 980	3 760	5 460	9 130	53,7	2,38

On note que si le rapport entre les moyennes des quintiles extrêmes est très sensiblement réduit, il n'en est pas de même de l'écart relatif qui aurait même plutôt tendance à augmenter. On reviendra ci-dessous sur l'évolution éventuellement divergente de ces deux indicateurs de dispersion quand on passe d'une distribution des revenus monétaires par ménage à une distribution par tête ou en appliquant une échelle particulière de consommation.

.../

(1) - La notion de revenu primaire qui est ici retenue est très stricte : elle exclut toutes les retraites et pensions vieillesse ; c'est ce qui explique que le niveau de revenu du premier quintile (à forte participation de retraités) soit si faible. La dispersion de la distribution (ajustée ou non ajustée) est alors spécialement forte, mais peut-être pas très significative.

Il est possible de mieux comprendre ce qui se passe quand on part d'une distribution des revenus monétaires des ménages pour aboutir à une distribution des "revenus équivalents" par ménage en observant les distorsions qui se produisent dans la composition des revenus. Les tableaux 4 et 5 ci-dessous, également tirés de WILSON et WILSON [16] distinguent deux types de revenu : le revenu dit "primaire" et les transferts en espèces ; les parts de chacun de ces deux types de revenu sont calculées en pourcentage pour chaque quintile des deux distributions.

TABLEAU N° 4

- ROYAUME-UNI 1979 -

PART DU REVENU PRIMAIRE ET DES TRANSFERTS EN ESPECES
DANS LA DISTRIBUTION DES REVENUS DES MENAGES AVANT IMPOT (en %)

	Q ₁	Q ₂	Q ₃	Q ₄	Q ₅	TOTAL
Revenu primaire	7,7	67,1	90,6	94,6	96,9	86,4
Transferts en espèces .	92,3	32,9	9,4	5,4	3,1	13,6
Revenu avant impôt	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

TABLEAU N° 5

- ROYAUME-UNI 1979 -

PART DU REVENU PRIMAIRE ET DES TRANSFERTS EN ESPECES
DANS LA DISTRIBUTION DES REVENUS DES MENAGES AVANT IMPOT AJUSTEE
SUR LA BASE D'UN EQUIVALENT ADULTE (EN %)

	Q ₁	Q ₂	Q ₃	Q ₄	Q ₅	TOTAL
Revenu primaire	7,6	65,3	90,0	94,5	98,0	83,5
Transferts en espèces.	92,4	34,7	10,0	5,5	2,0	16,5
Revenu avant impôt ...	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

SOURCE : [16] , p. 184.

.../

Le premier tableau s'interprète simplement : il s'agit de revenus monétaires traditionnels et les structures observées sont celles qui ressortiraient de la comptabilité nationale : en 1979, les revenus avant impôt des ménages étaient, au Royaume-Uni, composés à plus de 86% de revenus d'activité. La part des revenus d'activité est spécialement faible dans le premier quintile de la distribution.

L'interprétation du second tableau doit être beaucoup plus prudente : il s'agit en fait du résultat d'un calcul introduisant une échelle basée sur la notion d'équivalent-adulte. Peut-on alors parler d'une contribution de chacun des deux types de revenus au niveau de vie de l'ensemble de la population et de chacun des quintiles ? Globalement, la part des transferts en espèces dans le niveau de vie serait un peu plus grande que leur contribution aux revenus monétaires puisqu'elle passe de 13,6 à 16,5 %. Cela s'explique aisément : dans les transferts en espèces, la part des retraites et pensions est prépondérante ; or, ces revenus sont caractéristiques des ménages peu nombreux et il est donc normal que, sur la base d'un revenu par équivalent-adulte, leur contribution à la formation des "*niveaux de vie*" s'accroisse. En regardant de plus près la distribution, on s'aperçoit d'ailleurs que cette part ne s'accroît que dans les trois premiers quintiles où se situent le plus grand nombre de retraités, alors qu'elle diminue dans le dernier, où les transferts sont le plus souvent touchés par des familles nombreuses. S'agissant des revenus d'activité, des remarques tout à fait symétriques des précédentes pourraient être faites.

1.3.1.2 - La distribution des "niveaux de vie" des ménages en France

Cette distribution a déjà été étudiée, notamment dans [3] et [4]. On peut en aborder ici l'examen en utilisant quelques résultats de l'enquête menée, en 1979, par le CREDOC à la demande de la CNAF, sur les revenus de 1978 [5] Rappelons que cette enquête exclut les ménages dont le chef exerce une profession agricole et qu'elle utilise comme unité statistique le "*noyau*", notion un peu plus restrictive que celle de ménage qu'utilise l'INSEE (1).
.../

(1) - Le "*noyau familial*" est une notion différente du ménage puisqu'il peut y avoir plusieurs "*familles*" dans un ménage. En outre, une personne seule d'un ménage, non incluse dans la famille nucléaire que constitue les deux conjoints et leurs enfants, correspond aussi à un "*noyau*" (voir [5] , p. 45 et ss).

L'enquête a porté sur 3 795 ménages. Quant à la notion de revenu disponible utilisée, elle correspond à la somme des revenus primaires nets de cotisations sociales et des revenus de transfert dont ont été soustraits les impôts directs (impôt sur le revenu, taxe d'habitation et impôt foncier).

Certains rapprochements pourront être effectués ci-dessous entre l'enquête CNAF-CREDOC de 1978 et l'enquête de l'INSEE sur les revenus fiscaux de 1975 qui inclut les ménages dont le chef exerce une profession agricole [4].

1.3.1.2.1. La place des ménages, selon leur taille, dans la distribution des revenus :

En utilisant les deux enquêtes, on a fait figurer, dans le tableau 6, le nombre moyen de personnes par ménage (ou par noyau) dans chacun des 10 déciles de la distribution des revenus par ménage (ou par noyau), en passant du décile de revenu le plus modeste (décile 1) au décile de revenu le plus élevé (décile 10).

TABLEAU N° 6

FRANCE 1978-1980

NOMBRE MOYEN DE PERSONNES PAR MENAGE (OU PAR NOYAU) DANS LES DECILES DE LA DISTRIBUTION DES REVENUS DISPONIBLES PAR MENAGE (OU PAR NOYAU)

	ENQUETE CNAF-CREDOC (1978) (Noyau)	ENQUETE INSEE (1975) (Ménage)
D E C I L E S		
1	1,2	1,4
2	1,5	1,9
3	1,9	2,4
4	2,3	2,9
5	2,7	2,9
6	3,1	3,0
7	3,2	3,2
8	3,4	3,2
9	3,4	3,4
10	3,7	3,5
ENSEMBLE	2,6	2,8

SOURCE : [4] et [5]. Pour l'enquête INSEE, seuls les ménages dont le chef est salarié ou inactif sont pris en compte.

Dans chaque décile, la définition plus étroite du "noyau" dans l'enquête CREDOC entraîne un nombre moyen de personnes un peu plus faible que dans le ménage au sens de l'INSEE, mais la liaison entre revenus et taille de l'unité statistique est bien du même type dans les deux enquêtes : la taille du ménage (ou noyau) croît à mesure que l'on s'élève dans les déciles. Dans l'enquête CREDOC, près de 90 % des noyaux du premier décile ne comprennent qu'une seule personne. Dans le décile le plus élevé, plus de 50 % des noyaux sont composés de quatre personnes et plus. Dans l'enquête INSEE, le chef de ménage est inactif pour 94 % des ménages du premier décile et pour 17 % seulement dans le décile le plus élevé.

De cette liaison entre revenu et taille du ménage, il résulte d'importantes conséquences quand on passe d'une distribution des ménages selon le revenu du ménage (case ① du tableau 1) à une distribution des ménages selon le revenu moyen de l'individu (case ② du tableau 1) ou selon le revenu moyen par unité de consommation (case ④ du tableau 1) :

- . de façon générale, ce ne sont plus les mêmes ménages que l'on retrouve, par exemple, dans le haut et dans le bas de la distribution ;
- . la distribution est non seulement modifiée bien sûr quant à sa moyenne, mais aussi quant à sa dispersion.

Pour se convaincre de la première affirmation, il n'est que d'observer dans l'enquête CREDOC (tableau 7) le nombre de personnes par noyau dans les déciles de la distribution des noyaux selon le revenu par individu ou selon le revenu par unité de consommation du noyau (1).

Par rapport au tableau 6, on assiste à une inversion de la corrélation : dans la colonne de gauche, près de 70 % des noyaux du décile le plus modeste sont composés de trois personnes et plus ; près de 90 % des noyaux du décile le plus élevé sont formés de deux personnes et moins ; globalement, il y a une nette corrélation, négative cette fois, entre le nombre d'individus et le revenu moyen du noyau par personne ou par unité de consommation (2)

.../

(1) - L'échelle utilisée pour calculer le nombre d'unités de consommation dans un noyau est alors la suivante : premier adulte, 1 ; deuxième adulte ou enfant de 15 ans et plus, 0,7 ; enfant de moins de 15 ans, 0,5.

(2) - On notera cependant que le premier décile de la distribution par unité de consommation comprend encore une forte proportion (37 %) de noyaux d'une personne (retraités avec de très faibles ressources). Cette proportion baisse ensuite brutalement pour remonter à partir du cinquième décile.

Notons cependant que cette corrélation est plus nette (intervalle de variation plus grand) pour la distribution des noyaux selon le revenu moyen par individu que pour la distribution des noyaux selon le revenu moyen par unité de consommation. La modification de la relation est cependant frappante par rapport à ce qui avait été constaté au tableau 6 (1). Et ceci est vrai pour l'enquête INSEE comme pour l'enquête CREDOC.

TABLEAU N° 7

FRANCE - 1978

NOMBRE MOYEN DE PERSONNES PAR NOYAU DANS LES DECILES DE LA DISTRIBUTION DES NOYAUX SELON LE REVENU DISPONIBLE PAR PERSONNE OU PAR UNITE DE CONSOMMATION DU NOYAU

D E C I L E S	CREDOC 1978		INSEE 1975
	Revenu par personne	Revenu par unité de consommation	
1	3,9	2,9	4,6
2	3,3	3,2	3,6
3	2,8	2,8	2,3
4	2,8	2,8	2,8
5	2,5	2,7	2,8
6	2,6	2,6	2,7
7	2,4	2,6	2,6
8	2,2	2,4	2,3
9	2,0	2,1	2,2
10	1,8	2,0	1,9
ENSEMBLE	2,6	2,6	2,8

SOURCE : Enquête CNAF - CREDOC 1978.
Enquête INSEE 1975 (salariés et inactifs) [4]

1.3.1.2.2. - La composition des revenus des ménages selon leur place dans la distribution

Une autre façon de vérifier le constat précédent consiste à s'intéresser à la composition du revenu avant impôt dans les différents fractiles de la distribution selon quelques grandes catégories de revenus : revenus primaires (tirés

(1) - Pour la mise en évidence du même phénomène, on pourra consulter N. TABARD [14] p. 45, tableau 4).

de l'activité ou du capital), retraites, prestations familiales, autres prestations (1). Dans les deux tableaux ci-dessous, pour ne pas alourdir la présentation, on a retenu les quartiles de chaque distribution et non plus les déciles (composition du revenu à l'intérieur de chaque quartile). Le premier tableau concerne la distribution des revenus avant impôts des ménages, le deuxième, la distribution des ménages selon le revenu par unité de consommation.

TABLEAU N° 8

FRANCE 1978

COMPOSITION DES RESSOURCES AVANT IMPOTS DANS LES QUARTILES
DE LA DISTRIBUTION DES NOYAUX SELON LES RESSOURCES AVANT IMPOTS DU NOYAU

QUARTILES	Revenus primaires	Retraites	Prestations familiales	Autres prestations	TOTAL
1	34,0	54,7	4,2	7,1	100,0
2	61,4	27,1	6,1	5,4	100,0
3	78,0	11,5	6,5	4,0	100,0
4	88,7	7,0	2,8	1,5	100,0
ENSEMBLE	76,2	15,9	4,5	3,4	100,0

SOURCE : Enquête CNAF-CREDOC, 1978.

TABLEAU N° 9

FRANCE 1978

COMPOSITION DES RESSOURCES AVANT IMPOTS DANS LES QUARTILES
DE LA DISTRIBUTION DES NOYAUX SELON LES RESSOURCES AVANT IMPOTS PAR U.C.
DU NOYAU

QUARTILES	Revenus primaires	Retraites	Prestations familiales	Autres prestations	TOTAL
1	44,6	36,8	12,0	6,6	100,0
2	61,1	29,5	5,1	4,3	100,0
3	72,9	20,3	2,0	4,8	100,0
4	80,2	17,1	0,4	2,3	100,0
ENSEMBLE	70,9	22,4	2,9	3,8	100,0

SOURCE : Enquête CNAF - CREDOC 1978.

(1) - Il s'agit des indemnités de chômage, des prestations relatives à un handicap ou à une invalidité et de certains autres revenus de transfert (rentes d'accident du travail, pensions d'anciens combattants, pensions de veuves, aides en espèces à l'enfance, aides diverses aux personnes âgées, etc...). En revanche, ni les prestations maladies (en nature ou en espèces), ni les bourses d'enseignement ne sont prises en compte dans les résultats présentés (voir [5] p. 48-49).

La composition d'ensemble des revenus avant impôts doit, comme dans le cas du Royaume-Uni (Tableaux 4 et 5), être commentée avec prudence. La dernière ligne du tableau 8 correspond bien à la composition moyenne du revenu avant impôt dans l'échantillon : on note que plus des 3/4 de ce revenu proviennent des revenus primaires. En revanche, la structure correspondant à la dernière ligne du tableau 9 a une signification plus abstraite : les différents revenus des noyaux y sont affectés d'un poids qui est inversement proportionnel au nombre d'U.C. du noyau ; il en résulte que les revenus caractéristiques des noyaux de petite taille voient leur part s'accroître (ainsi les retraités passent de 15,9 % de l'ensemble à 24,2 %) et les "autres prestations" de 3,4 à 3,9 %, cependant que les revenus plutôt associés à des noyaux de grande taille voient leur part diminuer (ainsi en est-il des revenus primaires et surtout des prestations familiales).

Ces précautions étant prises, l'évolution de la composition des revenus dans chaque quart des deux distributions recoupe parfaitement le résultat trouvé précédemment : alors que les retraites représentent près de 55 % du revenu des ménages appartenant au quart le plus modeste de la distribution du tableau 8, elles n'en représentent plus que 37 % dans la distribution du tableau 9. Dans le même temps, la part des revenus d'activité passe au contraire de 34 à 45 % et celle des prestations familiales est presque triplée puisqu'elle passe de 4,2 à 12,0 % ; des observations symétriques pourraient être faites sur le quart le plus aisé de la distribution. Le passage de la distribution ① à la distribution ④ du tableau 1 modifie donc profondément les catégories de ménages présentes dans les différentes parties de la distribution : le passage de la distribution des noyaux selon leurs revenus à la distribution des noyaux selon le niveau de revenu par unité de consommation du noyau fait apparaître dans leur très grande majorité les familles nombreuses dans le bas de la distribution et fait remonter les noyaux de retraités vers des zones plus élevées de la distribution.

1.3.1.2.3. - Les caractéristiques de dispersion des distributions de revenus

Le tableau 10 se réfère pour trois distributions différentes, à deux caractéristiques de dispersion : le rapport interdécile $\frac{D9}{D1}$ et l'écart interdécile relatif $\frac{D9-D1}{D5}$.

TABLEAU N° 10

FRANCE 1978

QUELQUES CARACTERISTIQUES DE DISPERSION DES DISTRIBUTIONS DE REVENUS DISPONIBLES

	Distribution des noyaux selon le revenu du noyau	Distribution des noyaux selon le revenu moyen par individu du noyau	Distribution des noyaux selon le revenu moyen par u.c. du noyau
Rapport interdécile D_9 / D_1	5,3	4,0	3,6
Ecart interdécile relatif $\frac{D_9 - D_1}{D_5}$	1,59	1,55	1,38

SOURCE : Enquête CNAF-CREDOC, 1975.

N.B.- Dans l'enquête INSEE D_9/D_1 est égal à 6,8 pour les revenus du ménage et 4,3 pour le revenu par tête [4].

Le passage de la distribution des noyaux selon le revenu du noyau à la distribution des noyaux selon le revenu moyen par individu du noyau se traduit par une nette réduction du rapport interdécile due à la corrélation positive que nous avons signalée entre la taille du noyau et son revenu. On notera cependant que la réduction de l'écart interdécile relatif est beaucoup plus modeste.

Quand on passe à la distribution des noyaux selon le revenu moyen par unité de consommation du noyau, les caractéristiques de dispersion sont à nouveau nettement réduites; l'intuition première pouvait au contraire conduire à penser que, compte tenu de la corrélation positive entre revenu et taille du noyau dans la distribution de départ, comme la division par le nombre de personnes conduit en fait à réduire très fortement le niveau de vie des ménages de grande taille et à fort revenu, la référence aux unités de consommation aurait pour conséquence de moins réduire le niveau de vie de ces ménages et donc de laisser subsister une distribution plus inégalitaire

.../

que celle des noyaux selon le revenu moyen par personne du noyau (1).

Ce serait en fait compter sans les changements apportés dans l'ordre de classement des ménages selon la taille suivant que l'on se réfère à l'une ou à l'autre distribution : on a vu précédemment (tableaux 6 et 7) que, si la distribution des noyaux selon le revenu du noyau fait apparaître une corrélation positive entre taille du ménage et niveau de revenu, cette corrélation devient négative quand on examine la distribution des noyaux selon le revenu moyen par tête. Mais ceci ne signifie pas que la dispersion de la seconde distribution soit nécessairement inférieure à celle de la première (2) : la taille du noyau n'intervient plus de la même manière, mais elle est encore à l'origine de disparités qui, cette fois, proviennent du fait que les ménages de grande taille sont en majorité dans le bas de la distribution. Aussi bien, le tableau N° 10 ne fait-il guère apparaître, on l'a vu, de diminution sensible de la valeur de l'écart interdécile relatif quand on passe de la distribution selon le revenu du noyau à la distribution des noyaux selon le revenu par tête : c'est qu'une cause de disparité s'est substituée à une autre.

Il en est tout autrement quand on passe d'une distribution des noyaux selon le revenu par tête à la distribution selon le revenu par unité de consommation. En effet la référence aux unités de consommation (quelle que soit l'échelle utilisée) va contribuer à relever le revenu relatif des noyaux de grande taille et à abaisser le revenu relatif des noyaux de petite taille (3)

....

(1) - Dans [3] p. 54, le CERC conclut peut-être un peu vite que la distribution des revenus par u.c. est intermédiaire entre la distribution des revenus par ménage et la distribution des revenus par tête. Les distributions visées par le CERC sont d'ailleurs, en fait, plutôt les distributions ③ et ⑤ du tableau 1.

(2) - En fait dans l'enquête CNAF-CREDOC 1978, l'écart relatif est plus fort dans la distribution des ménages selon le revenu par tête que dans la distribution des ménages selon leurs revenus pour toutes les définitions de revenu autres que le revenu disponible : revenus primaires, revenus primaires + retraites, revenus primaires + retraites + prestations familiales et ressources avant impôts. (Cf. tableau 16 infra).

(3) - Pour un noyau d'une personne, le revenu par unité de consommation est le même que le revenu par tête, mais la moyenne de la distribution des noyaux selon le revenu par unité de consommation augmente. Et donc le revenu relatif des noyaux d'une personne diminue.

Il n'y a pas cette fois-ci d'interversion notable à attendre dans le classement des noyaux par taille : les noyaux de grande taille resteront plutôt en bas de la distribution, mais ils se rapprocheront de la moyenne ; les noyaux de petite taille feront de même, tout en restant en majorité en haut de la distribution des "*niveaux de vie*".

La relation entre ces trois types de distribution peut sans doute être mieux comprise en observant l'évolution du classement des noyaux selon le nombre de personnes du noyau. C'est ce qui a été, Figure 4, pour la France en calculant, pour chacune des trois distributions, le rapport à la moyenne de la distribution du revenu des noyaux de 1, 2, 3, 4, 5, 6 personnes et plus (revenu moyen du noyau, revenu moyen par tête, revenu moyen par unité de consommation (1)). En passant de la distribution selon le revenu du noyau à la distribution selon le revenu par tête, on constate bien l'inversion parfaite du classement des noyaux qui était attendue. Mais on constate également que l'intervalle des revenus relatifs ne s'est guère réduit, passant de [0,51, 1,37] à [0,51, 1,33] : la source des disparités n'est plus la même, mais globalement des disparités de même importance demeurent. Au contraire, quand on passe de la distribution par tête à la distribution par u.c., le classement des noyaux selon leur taille demeure (à une exception près), mais la dispersion de la distribution est sensiblement réduite puisque l'intervalle des revenus relatifs passe de [0,51, 1,33] à [0,62, 1,11]. On comprend sans doute mieux maintenant les raisons de l'évolution des indicateurs de dispersion présentés au tableau 10.

Pour corroborer les résultats obtenus pour la France, les mêmes calculs que précédemment ont été effectués pour les Etats-Unis (Figure 5) à partir de [10]. L'inversion du classement des ménages est tout à fait comparable à celle qui a été observée pour la France quand on passe de la distribution selon le revenu du ménage à la distribution selon le revenu par tête.

.../

(1) - Le revenu moyen par unité de consommation a été calculé grossièrement en appliquant directement l'échelle des unités de consommation au nombre de personnes pour chaque type de ménage. Mais les conventions utilisées ne paraissent pas de nature à remettre en question le sens des conclusions qui sont présentées.

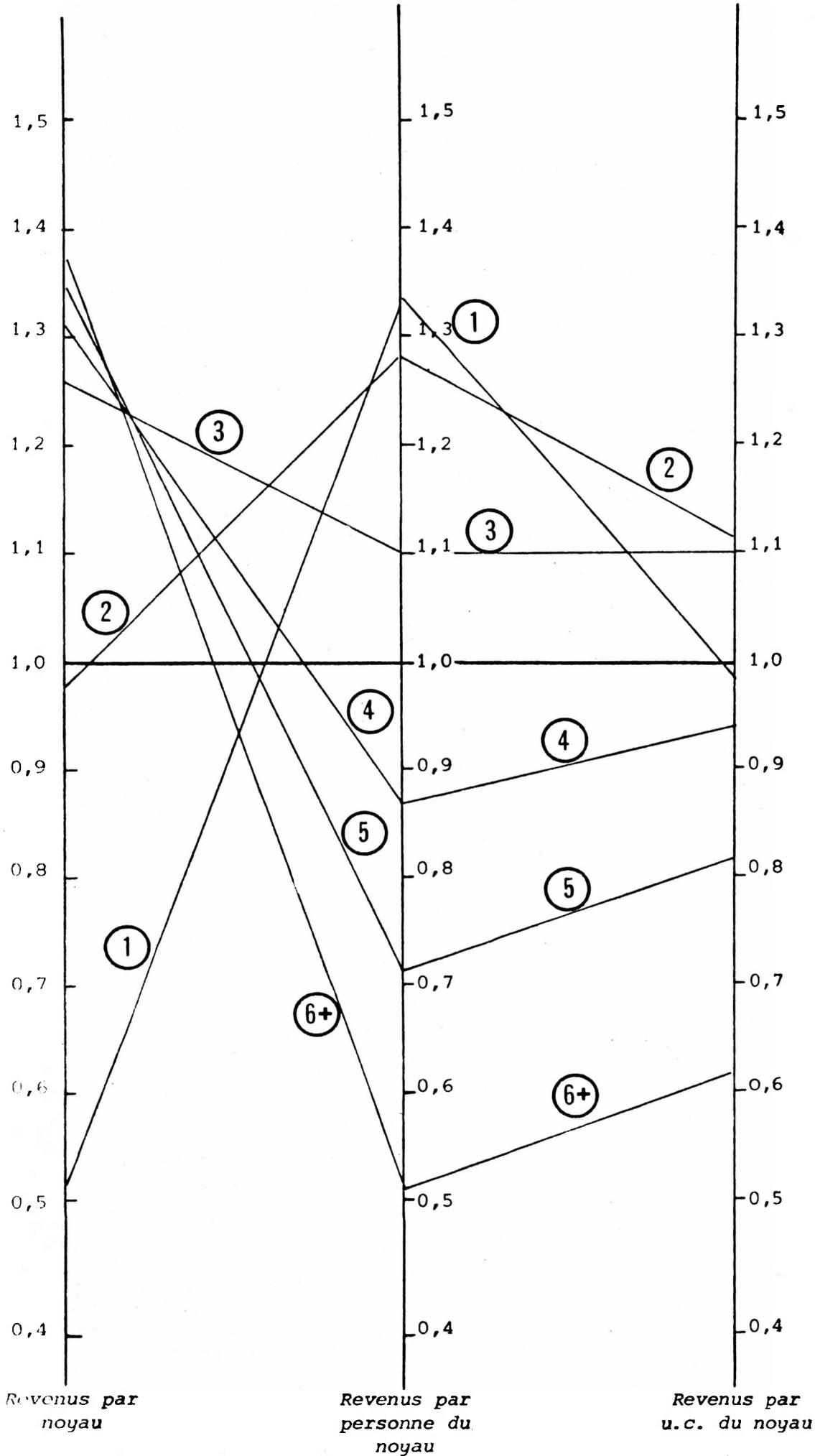


FIGURE 4 FRANCE, 1978

Rapport à la moyenne du revenu avant impôts du revenu moyen par noyau,
du revenu moyen par personne du noyau et du revenu moyen par u.c. selon la taille du noyau

Ⓝ Nombre de personnes dans le noyau

• Source : Enquête CNAF-CREDOC, 1978 [5]

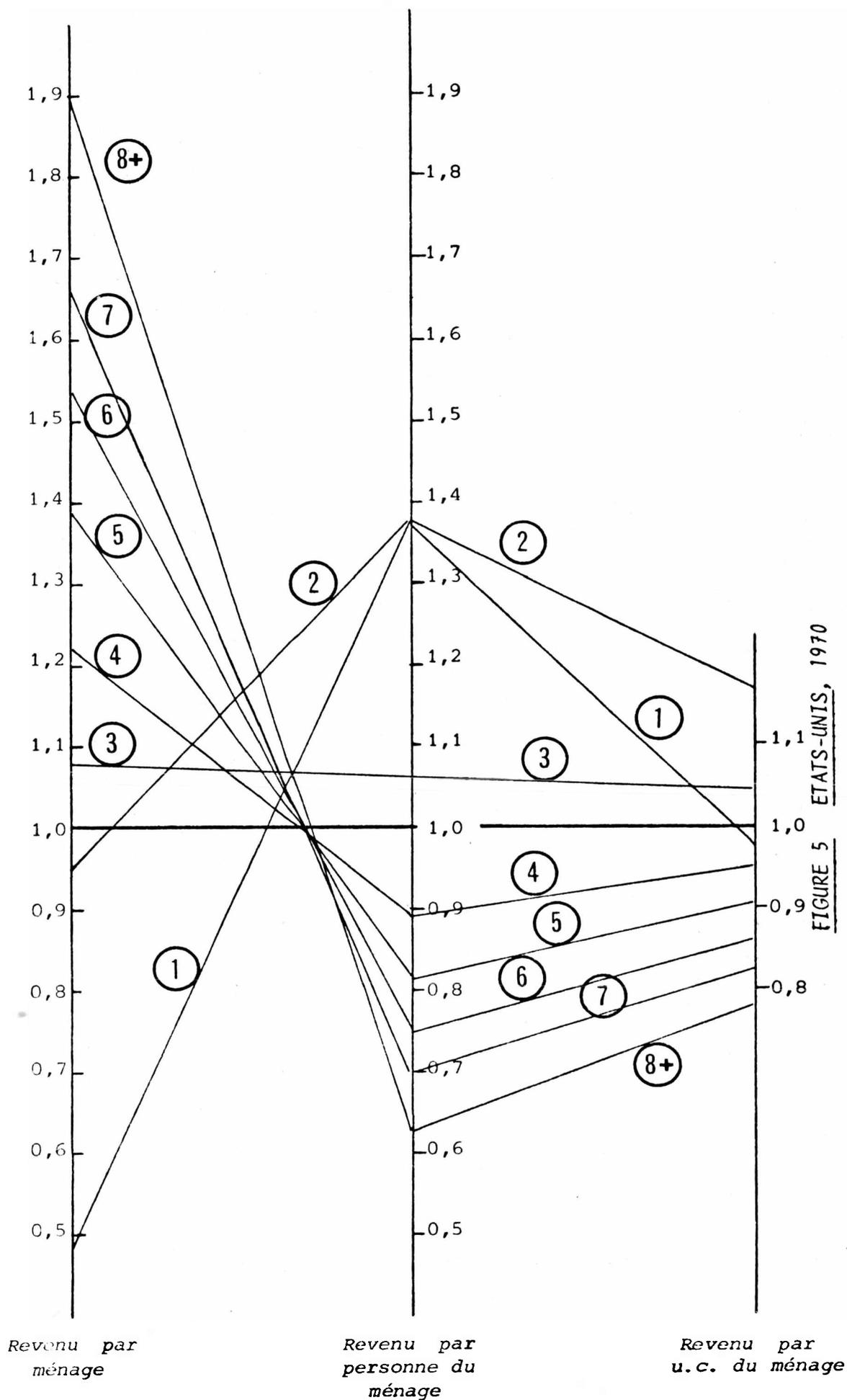


FIGURE 5 ETATS-UNIS, 1970

Rapport à la moyenne du revenu disponible du revenu moyen par ménage, du revenu moyen par personne du ménage et du revenu moyen par u.c. selon la taille du ménage

(N) Nombre de personnes dans le ménage

Source : O'HIGGINS (M.) et RUGGLES (P.) [10]

De l'une à l'autre, on note cependant déjà une sensible réduction de la dispersion puisque l'intervalle des revenus relatifs va de [0,47, 1,89] à [0,63, 1,37] . Mais le passage à la distribution selon le revenu par unité de consommation fait encore apparaître une notable réduction de ces disparités (l'intervalle de variation du revenu relatif est alors [0,78, 1,17])

Pour résumer ces observations, on peut examiner l'évolution suggérée sur la figure 6, où l'on a porté la dispersion croissante des "*niveaux de vie*" en ordonnée (sans préciser vraiment l'indicateur utilisé) et la prise en compte d'économies d'échelle décroissantes en abscisse (en examinant les seuls cas mentionnés ci-dessus).

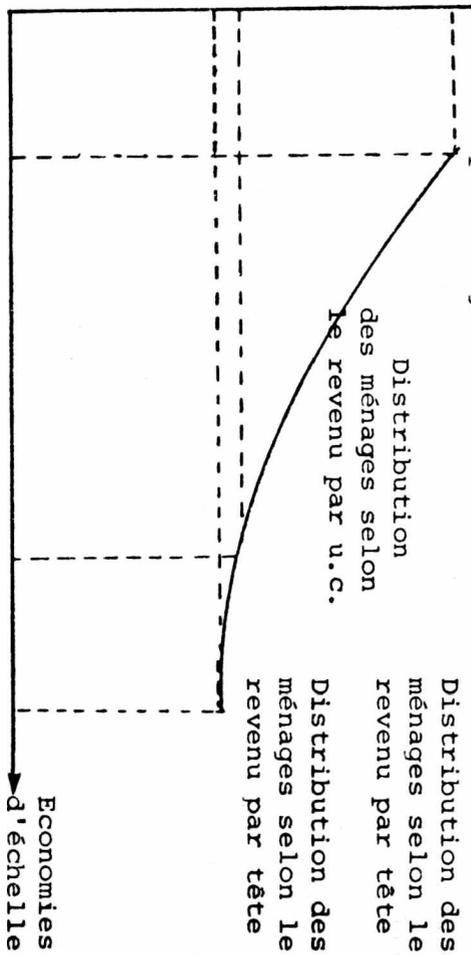
La distribution de revenus des ménages, on l'a vu, (cf. 1.1.2), peut être considérée comme une distribution des "*niveaux de vie*" si les "*économies d'échelle*" étaient infinies (coût nul de tous les membres du ménage au-delà du premier adulte). A l'opposé, la distribution des ménages selon le revenu par tête est une distribution des "*niveaux de vie*" qui suppose une absence totale d'économies d'échelle. La distribution des ménages selon le revenu par unité de consommation occupe une situation intermédiaire. Le minimum de la courbe 6b correspond à un indicateur (hypothétique) de niveau de vie pour lequel n'existerait aucune relation entre la taille du ménage et l'indicateur. La référence au revenu par unité de consommation correspond à une nouvelle baisse des économies d'échelle qui réintroduit une corrélation du ménage et l'indicateur du niveau de vie entre la taille (mais cette fois-ci négative) : la dispersion des niveaux de vie recommence à croître. Enfin, le passage au revenu par tête entraîne une corrélation négative plus forte entre la taille du ménage et l'indicateur de niveau de vie (voir tableau 7) : la dispersion de la distribution des niveaux de vie s'accroît encore et, en ce point, elle n'est pas nécessairement inférieure à ce qu'elle est pour la distribution des revenus des ménages.

La figure 6a correspond à une hypothèse intuitive, mais apparemment fautive, de décroissance continue de la dispersion de la distribution à mesure que les économies d'échelles se réduisent.

Tout le développement ci-dessus qui n'a de valeur que suggestive et illustrative pourrait probablement être repris en utilisant certains résultats de la théorie des fusions de distributions. Les caractéristiques de dispersion de ces distributions étant connues, on peut montrer que, sous certaines conditions, la dispersion de la distribution résultant de la fusion est d'autant plus réduite que les moyennes de distribution de départ sont proches. .../

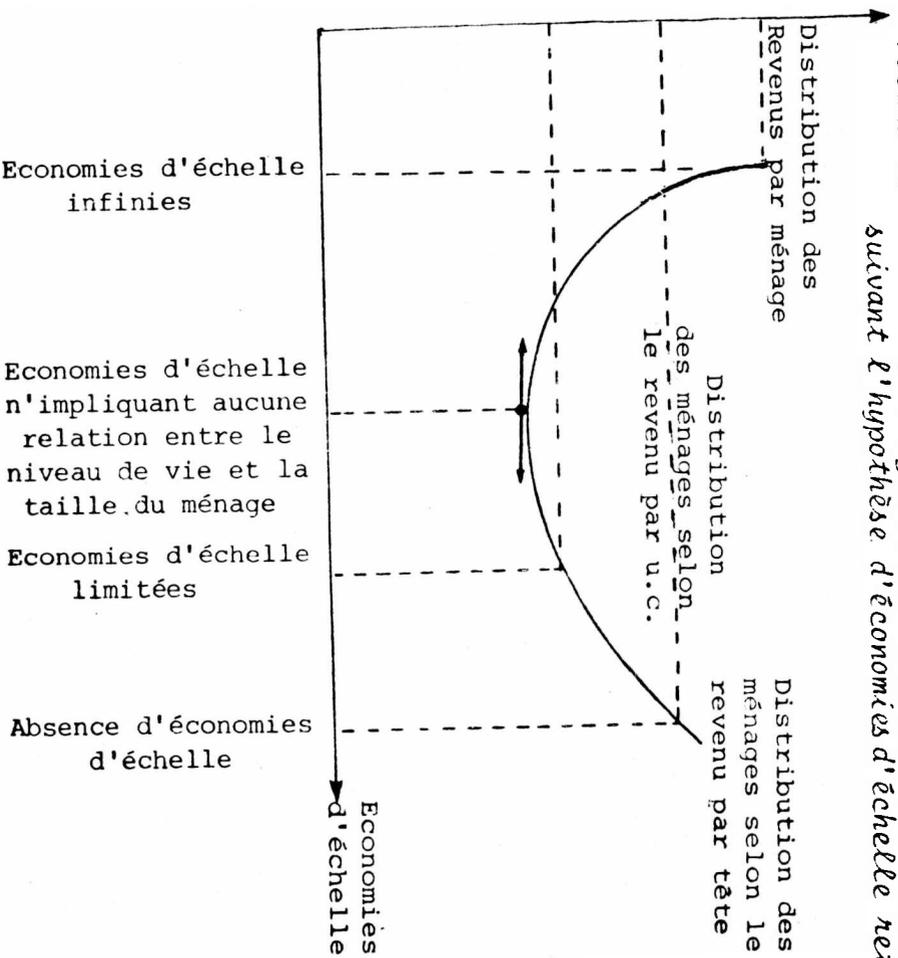
Dispersion
des niveaux
de vie

FIGURE 6a
Les inégalités de "niveau de vie"
suivant l'hypothèse d'économies d'échelle retenue



Dispersion
des niveaux
de vie

FIGURE 6b
Les inégalités de "niveau de vie"
suivant l'hypothèse d'économies d'échelle retenue



Ici, les distributions à fusionner sont les distributions de niveau de vie pour chaque taille de ménage : les figures 4 et 5 montrent que pour la France et les Etats-Unis, ce sont les distributions de revenus par unité de consommation qui fournissent les moyennes les plus proches pour les distributions à fusionner. Il n'est donc pas surprenant que ce soit précisément pour cet indicateur que la distribution résultant de la fusion ait la dispersion la plus faible.

0

0 0

Il apparaît ainsi clairement que, pour mesurer les disparités de "*niveaux de vie*", il n'est pas indifférent de se référer à telle ou telle distribution de revenus : celle qui tient compte de la façon la plus satisfaisante de la composition des ménages est incontestablement la distribution selon le revenu moyen par unité de consommation ; on constate que c'est aussi celle qui correspond à la plus faible dispersion des "*niveaux de vie*".

Nous n'avons ici raisonné que sur les distributions de ménages, noyaux, familles, etc. On peut légitimement se demander ce que pourrait ajouter à la détermination des objectifs de politique sociale l'observation des inégalités selon les individus, voire selon les unités de consommation (distributions ③ ⑤ , et ⑥ du tableau 1). On se bornera à évoquer les caractéristiques de la distribution ③ .

1.3.2 - La distribution des "niveaux de vie" des individus

Nous serons beaucoup plus bref sur ce dernier point car il n'apporte guère de surprise par rapport à ce qui a été dit précédemment. Pour descendre au niveau des individus, on pourrait souhaiter déterminer le "*niveau de vie*" véritable de chaque individu au sein du ménage, mais une telle détermination exigerait au minimum une enquête très complexe et sans doute quelques

.../

conventions parfaitement arbitraires. On restera donc à la convention souvent faite suivant laquelle les individus appartenant au même ménage (noyau) jouissent du même "*niveau de vie*" quelle qu'en soit la mesure. Les deux mesures suggérées par le tableau N° 1 (cases ③ et ⑤) sont respectivement le revenu moyen par personne au sein du ménage ou le revenu moyen par unité de consommation au sein du ménage.

La distribution des "*niveaux de vie*" par individu fournit un autre éclairage des inégalités : le "*niveau de vie*" des individus y est mesuré comme indiqué ci-dessus, mais cette fois-ci, à la différence d'une distribution des "*niveaux de vie*" des ménages, tous les individus figurent dans la distribution et la proportion des individus appartenant aux ménages de grande taille est évidemment beaucoup plus élevée dans l'ensemble des individus que ne l'est celle des ménages de grande taille dans l'ensemble des ménages. On peut estimer qu'une telle distribution est plus représentative de la véritable dispersion des "*niveaux de vie*" dans l'ensemble de la population que ne l'est la distribution des niveaux de vie des ménages.

Si les ménages avaient tous la même composition, le passage de la distribution des ménages selon le revenu par tête ou par unité de consommation (cases ② et ④ du tableau 1) à la distribution des individus selon ce même revenu (cases ③ et ⑤ du tableau 1) n'entraînerait aucune modification dans les caractéristiques de la distribution (moyenne, dispersion) : simplement le nombre des unités d'observation serait multiplié par la taille commune à tous les ménages (nombre de personnes au nombre d'unité de consommation). Autre cas théorique : si tous les ménages avaient le même niveau de vie en termes de revenus par tête ou par unité de consommation, la distribution des niveaux de vie des individus serait aussi à l'évidence parfaitement égalitaire : simplement le nombre des unités d'observation serait multiplié par la taille moyenne des ménages (nombre moyen de personnes, nombre moyen d'unité de consommation). Dernier cas de figure : s'il n'existait aucune relation entre la taille du ménage et son niveau de vie mesuré en termes de revenu par tête ou par unité de consommation, là encore, le passage à la distribution des niveaux de vie des individus serait neutre et n'entraînerait ni modification de moyenne, ni modification de dispersion.

.../

Mais dans les distributions observées, les ménages n'ont évidemment ni la même composition, ni le même niveau de vie en termes de revenu par tête ou par unité de consommation : en outre, on a vu que les ménages à plus gros effectif disposaient en moyenne d'un "*niveau de vie*" plus bas que les ménages de faible dimension. Le passage à une distribution par individu se traduit donc par la multiplication d'unités statistiques à niveau de vie modeste : on assisterait sans doute à une "*égalisation par le bas*" qui devrait entraîner une certaine réduction non seulement de la moyenne, mais aussi des indicateurs de dispersion les plus usuels. Si les ménages de grande taille disposaient des niveaux de vie les plus élevés, on assisterait à une "*égalisation par le haut*" qui aurait peut-être une influence plus forte encore sur la réduction des inégalités que dans le cas précédent. Au total, on enregistrerait sans doute, en passant à une distribution des revenus par individu, une diminution de la concentration due, en quelque sorte, à l'effet mécanique de la multiplication d'unités jouissant du même revenu ou de revenus du même ordre de grandeur (ici les revenus les plus modestes). Le passage de la distribution des revenus des ménages à la distribution des ménages selon le revenu moyen par individu se traduisait par une faible réduction des inégalités (voir tableau N° 10) en raison d'un phénomène complexe où la corrélation entre "*niveau de vie*" et taille du ménage jouait un rôle central (voir 1.3.1.2.3). Cette même corrélation expliquerait peut-être ici une nouvelle réduction de dispersion dans une distribution des revenus par individu.

Nous ne disposons malheureusement pas encore, pour l'enquête CREDOC, de distribution des revenus par individu, mais le CERC[3] a publié, il y a deux ans, certaines indications sur les caractéristiques de la distribution des revenus des ménages (case ① du tableau 1) et de celle des revenus des individus (case ③ du tableau 1) dans l'enquête fiscale de l'INSEE

.../

de 1975 : pour le revenu disponible, le rapport interdécile (D_9/D_1) est de 7,1 pour la distribution des ménages et de 4,8 pour celle des individus. La réduction est, on le voit, fort importante : on peut penser que la valeur de l'écart interdécile pour la distribution des ménages selon le revenu par individu (case ② du tableau 1), se situerait quelque part entre les deux valeurs ci-dessus, mais plus proche de la première que de la seconde.

Des travaux faits par SAWYER [11] pour plusieurs pays développés, il résulte d'autre part, comme on peut le constater au tableau 11, que le passage d'une distribution des revenus des ménages (case ① du tableau 1) à une distribution des revenus par individu (case ③ du tableau 1) se traduit par une notable diminution de la concentration mesurée sur la courbe de LORENTZ : pour les six pays mentionnés, la part du quintile le plus modeste s'accroît fortement: d'un quart pour l'Australie, mais de plus des deux tiers pour la Norvège (1).

TABLEAU N° 11
COMPARAISONS INTERNATIONALES
PART DU PREMIER QUINTILE DANS LE REVENU TOTAL
AVANT IMPOTS (EN %)

	Revenu par ménage	Revenu par individu	Variation (en %)
AUSTRALIE 1966-67	6,6	8,3	+ 25,8
CANADA 1969	4,3	6,2	+ 44,2
ETATS-UNIS 1972	3,8	5,5	+ 44,7
FRANCE 1970	4,3	5,8	+ 34,9
NORVEGE 1970	4,9	8,2	+ 67,3
ROYAUME-UNI ... 1973	5,4	8,3	+ 53,7

SOURCE : ces résultats sont tirés des tableaux 3 (p.16) et 7 (p. 19) de SAWYER [11] .

.../

(1) - SAWYER [11] signale aussi, comme nous l'avons fait plus haut, l'inversion dans le classement des ménages selon leur taille, qui intervient quand on passe d'une distribution à l'autre : la taille moyenne des ménages est respectivement de 1,13 et 1,16 pour le premier et le deuxième décile de la distribution des ménages en Suède ; elle passe respectivement à 2,98 et 3,13 dans la distribution des revenus par individu.

On peut penser, là encore, mais malheureusement sans pouvoir en apporter la preuve, qu'une distribution des "*niveaux de vie*" des ménages selon le revenu moyen par individu (case ② du tableau 3) se situerait entre les deux distributions du tableau 11.

0
0 0

Au total, il apparaît bien que ni la mesure des disparités des "*niveaux de vie*" à un moment donné, ni la définition d'objectifs en matière de réduction de ces disparités par une redistribution verticale ne peuvent se faire sans prise en compte de l'influence de la taille du ménage. En outre, on pourra faire référence soit à une distribution des niveaux de vie des ménages, soit à une distribution du niveau de vie des individus. On a montré que ces différents choix enchaînés ne sont pas sans influence sur la dispersion des niveaux de vie. De la même façon, il est clair que la mesure de l'efficacité des politiques de redistribution entreprises ne peut être correctement faite sans prendre en considération aussi correctement que possible la composition des ménages.

2) - LA PRISE EN COMPTE DE LA COMPOSITION DES MENAGES DANS LA MESURE DE L'EFFICACITE DES POLITIQUES DE REDISTRIBUTION

Le plus souvent encore, on l'a dit, l'efficacité redistributive globale des mesures sociales est appréciée en calculant la distribution des revenus bruts des ménages avant impôt et transferts et en la comparant à la distribution des revenus disponibles (après impôts directs et transferts). Une telle démarche aboutit à sous-estimer assez nettement cette efficacité. Nous illustrerons ce fait par l'exemple du Royaume-Uni. Pour la France, CHOQUET et VILLENEUVE ont déjà montré cet écart en comparant le calcul sur la distribution des revenus des ménages au calcul mené sur la distribution des ménages selon le revenu par tête [4]. Nous ferons ici un nouveau test sur les revenus par unité de consommation en utilisant l'enquête CNAF-CREDOC de 1978.

2.1 - L'influence de la prise en compte de la composition des ménages au Royaume-Uni

On a repris dans le tableau 12 les résultats présentés par WILSON et WILSON [16] : ces résultats ont été complétés par des calculs de dispersion (tableau 13). Il s'agit en fait de travaux effectués par le CSO. Les transferts pris en compte couvrent assez largement l'activité de l'Etat-Providence : prestations sociales, service de santé, aliments de subsistance, éducation, subventions au logement. Le revenu d'origine choisi comme situation de départ ne comprend que les revenus primaires (revenus d'activité, revenus du capital).

.../

TABLEAU N° 12

ROYAUME -UNI 1979

Redistribution du revenu entre ménages mesurée à partir d'une distribution de revenus non ajustée et d'une distribution ajustée sur la base d'un équivalent-adulte.

Groupes	Groupes de quintiles classés selon le revenu d'origine, les chiffres correspondent à la moyenne dans chaque groupe					Ensemble
	1	2	3	4	5	
<u>Moyenne par ménage (£ par ménage)</u>						
Revenu d'origine	140	2.280	4.900	7.060	11.700	5,220
Prestations en espèces (+)	1.680	1.120	510	400	380	820
Revenu brut (=)	1.820	3.400	5.420	7.460	12.080	6.040
Impôts directs (-)	10	360	970	1.450	2.620	1.080
Revenu disponible (=)	1.810	3.040	4.450	6.010	9.460	4.960
Impôts indirects (-)	410	770	1.130	1.440	2.040	1.160
Prestations en nature (+)	730	800	970	960	990	890
Revenu final (=)	2.130	3.080	4.290	5.530	8.410	4.690
Prestations en espèces en % du revenu brut	92	33	9	5	3	14
Impôts directs en % du revenu brut	1	11	18	19	22	18
Impôts indirects en % du revenu disponible	20-23	25	25	24	22	23
Prestations en nature en % du revenu final	34	26	23	17	12	19
<u>Moyenne ajustée sur la base d'un équivalent adulte</u>						
Revenu d'origine	140	1.980	3.760	5.460	9.130	4.100
Prestations en espèces	2.080	1.050	420	320	190	810
Revenu brut	2.250	3.030	4.180	5.770	9.320	4.910
Impôts directs	10	300	730	1.140	2.110	860
Revenu disponible	2.240	2.740	3.450	4.630	7.210	4.050
Impôts indirects	500	690	870	1.090	1.590	950
Prestations en nature	880	820	710	570	450	670
Revenu final	2.610	2.870	3.290	4.110	6.080	3.790
Prestations en espèce en % du revenu brut	92	34	10	6	2	
Impôts directs en % du revenu brut	-	10	17	20	23	17
Impôts indirects en % du revenu disponible	20-22	25	25	24	22	23
Prestations en nature en % du revenu final	34	29	22	14	7	18

Sources : Wilson et Wilson [12] et calculs effectués par nos soins

TABLEAU N° 13

ROYAUME-UNI 1979

MESURE DE L'EFFICACITE DE LA REDISTRIBUTION

	Revenu d'origine	Revenu disponible	Revenu final
<u>MOYENNES PAR MENAGE :</u>			
. Rapport entre les moyennes des quintiles extrêmes (Q_5/Q_1)	83,6	5,2	3,9
. Ecart relatif $\frac{Q_5 - Q_1}{M}$	2,21	1,54	1,34
<u>MOYENNES AJUSTEES SUR LA BASE D'UN EQUIVALENT- ADULTE :</u>			
. Rapport entre les moyennes des quintiles extrêmes (Q_5/Q_1)	53,7	3,22	2,33
. Ecart relatif $\frac{Q_5 - Q_1}{M}$	2,19	1,23	0,92

Il convient naturellement de présenter ici la remarque traditionnelle (et malheureusement platonique) : ces revenus primaires constituent une très mauvaise situation de départ pour mesurer l'écart des inégalités avant et après intervention de l'Etat-Providence ; les revenus primaires sont en effet déjà modifiés par les interventions de l'Etat (offre de travail, propension à l'épargne, etc) et il est, au moins pour le moment, impossible de préciser l'influence de ces modifications sur les inégalités qui prévaudraient en l'absence de toute intervention de la part des pouvoirs publics. La modélisation d'une "*société de nature*", sans intervention de l'Etat-Providence, n'est évidemment pas sans poser de sérieux problèmes qui, s'ils doivent être résolus, ne pourront l'être avant longtemps.

.../

Cette observation qui aurait peu de poids si les dépenses publiques au sens large ne dépassaient pas 5 % du produit devient lancinante quand elles en approchent la moitié. Elle nous paraît cependant assez neutre à l'égard de l'objet même de notre analyse : comme on va le voir en effet, les résultats disponibles permettent déjà de bien mettre en relief l'influence de la prise en compte de la taille du ménage dans l'appréciation de l'efficacité redistributive des politiques sociales(1).

Dans le tableau 12, le passage du revenu des ménages (case ① du tableau 1) au revenu ajusté par équivalent-adulte (case ④ du tableau 1) n'a guère d'influence sur la part des prestations en espèces dans le revenu brut. La part des impôts indirects n'est pas davantage modifiée, sans doute parce que la distribution ajustée n'introduit pas de bouleversement dans les taux d'épargne (ou la structure de consommation) des ménages dans les différents groupes de quintiles.

La progressivité des impôts directs est quelque peu accrue par le passage à la distribution ajustée. Surtout la part des prestations en nature (qui concernent largement les familles nombreuses puisqu'il s'agit principalement de l'éducation) diminue nettement dans les deux derniers quintiles, cependant qu'elle augmente dans le second. Il n'y a rien là de surprenant par rapport à ce que nous avons déjà dit concernant la liaison entre le revenu ajusté et la taille du ménage.

Mais les modifications les plus importantes sont consignées au tableau 13 : sur distribution non ajustée, le rapport Q_5/Q_1 est divisé par 21 quand on passe du revenu d'origine au revenu final ; sur distribution ajustée, il est divisé par 23. Plus nettement encore, l'écart relatif $\frac{Q_5 - Q_1}{M}$ est seulement divisé par 1,6 sur la distribution non ajustée ; il est divisé par 2,4 sur la distribution ajustée.

Ce n'est donc pas simplement une question de nuances : les différences sont assez profondes. Si l'on s'interroge sur les raisons d'un tel écart dans les résultats, la réponse n'est pas difficile à trouver : l'approche par les distributions non ajustées aboutit en fait à ne pas tenir compte d'un objectif assez explicitement énoncé des politiques sociales :

..../

(1) - L'objection à partir de laquelle la redistribution doit être appréciée non par les changements de revenus, mais par les variations de satisfaction est évidemment plus difficile à contourner.

éviter une trop forte baisse du "*niveau de vie*" des ménages de grande taille (cf. les différents aspects des politiques familiales). Rien d'étonnant alors à ce que, en réintroduisant grâce à la distribution ajustée, la taille de la famille, on aboutisse à mettre en évidence une plus grande efficacité des politiques sociales : sur une distribution non ajustée, beaucoup de prestations familiales paraissent aller à des "*riches*" qui, bien souvent, ne sont considérés comme tels dans une distribution des niveaux de vie que parce que la taille de ces ménages a été simplement ignorée.

2.2 - L'influence de la prise en compte de la composition des ménages en France :

On utilisera à nouveau les résultats de l'enquête CNAF-CREDOC de 1978 [5] . Ces résultats sont présentés aux tableaux 14 et 15. On rappelle que du côté des transferts, les prestations maladie ne sont pas ici prises en compte et que, du côté des prélèvements, les cotisations sociales n'ont pas encore été réintégrées. Mais, malgré leur caractère partiel, ces résultats devraient tout de même pouvoir servir à illustrer notre propos.

On ne reprendra pas le commentaire présenté en 1.3.1.2.2. sur les modifications dans la composition des revenus des différents quartiles quand on passe de la distribution non ajustée à la distribution ajustée par unité de consommation ; observons simplement que la part des impôts directs dans les ressources avant impôts est un peu plus progressive dans la distribution par unité de consommation que dans la distribution des revenus par noyau ; d'autre part, comme on l'a signalé en commentant les tableaux 8 et 9, la part des prestations familiales dans les ressources avant impôts est nettement plus progressive dans la distribution par unité de consommation que dans la distribution des revenus par noyau.

.../

FRANCE 1978

REDISTRIBUTION DU REVENU ENTRE MENAGES MESUREE A PARTIR D'UNE REDIS-
TRIBUTION NON AJUSTEE ET D'UNE DISTRIBUTION AJUSTEE SUR LA BASE D'UNE
ECHELLE D'UNITES DE CONSOMMATION *

GROUPES	Q ₁	Q ₂	Q ₃	Q ₄	ENSEMBLE
<u>MOYENNE PAR NOYAU</u> (en francs par an)					
. Revenus primaires du noyau	133	24 219	51 640	101 682	44 371
. Retraites du noyau (+)	24 377	9 596	1 608	1 498	9 283
. Prestations fami- liales du noyau (+)	815	3 588	3 835	2 224	2 614
. Autres prestations du noyau (+)	3 290	2 495	1 342	717	1 962
. Ressources avant impôts du noyau (=)	28 614	39 897	58 425	106 121	58 231
. Impôts du noyau (-)	1 317	1 894	3 243	10 545	4 247
. En % des ressources avant impôts	4,6	4,7	5,6	9,9	7,3
. Ressources disponi- bles du noyau (=)	27 297	38 002	55 182	95 575	53 984
<u>MOYENNE PAR U.C. DU NOYAU (en Francs/an)</u>					
. Revenus primaires par U.C. du noyau	97	11 474	24 784	49 636	21 490
. Retraites par U.C. du noyau (+)	18 900	5 743	1 634	854	6 785
. Prestations fami- liales par U.C. du noyau (+)	507	1 927	842	294	893
. Autres prestations par U.C. du noyau(+)	2 469	1 100	671	354	1 149
. Ressources avant im- pôts par U.C. du noyau (=)	21 972	20 241	27 929	51 138	30 315
. Impôts par U.C. du noyau (-)	950	903	1 659	5 678	2 297
. En % des ressources avant impôts	4,3	4,5	5,9	11,1	7,8
. Ressources disponi- bles par U.C. du noyau (=)	21 022	19 339	26 271	45 459	28 018

SOURCE : Enquête CNAF-CREDOC, 1978

* Groupes de quartiles classés selon les revenus primaires, les chiffres correspondent à la moyenne dans chaque groupe.

TABLEAU N° 15

FRANCE 1979

MESURE DE L'EFFICACITE DE LA REDISTRIBUTION A PARTIR DE LA DISTRIBUTION
DES REVENUS PRIMAIRES

	Ressources primaires	Ressources avant impôts	Ressources disponibles
MOYENNE PAR NOYAU			
. Rapport entre les moyennes des quartiles extrêmes Q_4/Q_1	764,5	3,7	3,5
. Ecart relatif :			
$\frac{Q_4 - Q_1}{M}$	2,29	1,33	1,26
MOYENNES AJUSTEES SUR LA BASE D'UNE ECHELLE PAR UNITE DE CONSOMMATION			
. Rapport entre les moyennes des quartiles extrêmes Q_4/Q_1	511,7	2,3	2,2
. Ecart relatif :			
$\frac{Q_4 - Q_1}{M}$	2,31	0,96	0,87
MOYENNES AJUSTEES SUR LA BASE DU REVENU PAR TETE			
. Rapport entre les moyennes des quartiles extrêmes Q_4/Q_1	523,8	2,2	2,1
. Ecart relatif :			
$\frac{Q_4 - Q_1}{M}$	2,4	0,94	0,85

SOURCE : Enquête CNAF-CREDOC 1978.

Pour la France, comme pour le Royaume-Uni, le résultat le plus spectaculaire concerne les écarts dans l'évolution de la dispersion : le rapport entre les moyennes des quartiles extrêmes, lorsque l'on passe des ressources primaires au revenu disponible, est divisé par 218 pour la distribution non ajustée et par 232 pour la distribution ajustée ; beaucoup plus nettement encore, l'écart relatif n'est divisé que par 1,82 pour la distribution non ajustée ; il est divisé par 2,66 pour la distribution ajustée. Le décalage entre les deux distributions est bien du même ordre de grandeur que celui qui a été antérieurement mis en évidence pour le Royaume-Uni.

Si l'on considère la distribution des ménages selon les revenus par tête, le rapport entre les moyennes des quartiles extrêmes est divisé par 249 quand on passe des ressources primaires aux ressources disponibles, l'écart relatif étant, quant à lui, divisé par 2,82. L'efficacité de la politique redistributive paraît donc ici encore plus grande quand on considère la distribution des revenus par tête plutôt que la distribution des revenus selon les unités de consommation.

Le tableau 15 pour la France, comme le tableau 13 pour le Royaume-Uni, ne donne cependant pas une estimation de la dispersion dans une distribution traditionnelle des revenus : dans les deux cas, il s'agit de mesure de dispersion de différentes notions de revenus dans une distribution de départ qui reste celle des revenus primaires (en cinq groupes pour le Royaume-Uni, en quatre groupes pour la France). On peut se demander si le décalage observé ci-dessus dans les mesures d'efficacité de la redistribution entre distributions non ajustées et distributions ajustées demeure quand on raisonne sur des distributions "absolues" de revenus et non pas sur des distributions conditionnées par l'une d'entre elles (ici celle des revenus primaires).

Au tableau 16, on a fait figurer deux caractéristiques de dispersion pour cinq définitions différentes de revenus et trois types de distributions. Ce tableau pourrait évidemment être plus longuement commenté, mais nous nous contenterons de présenter trois remarques :

.../

- 1) - En s'en tenant aux seuls écarts relatifs et en notant E_{R1} , E_{R2} , E_{R3} , les écarts concernant respectivement la distribution non ajustée, la distribution ajustée selon les unités de consommation et la distribution ajustée selon les revenus par tête, les revenus primaires font apparaître la hiérarchie suivante :

$$E_{R3} > E_{R2} > E_{R1}$$

Pour l'ensemble des ressources disponibles, le classement, comme on l'a déjà vu dans la première partie de ce rapport, est :

$$E_{R1} > E_{R3} > E_{R2}$$

Enfin, pour les trois autres distributions de revenus, la hiérarchie qui apparaît est :

$$E_{R3} > E_{R1} > E_{R2}$$

mais la différence entre E_{R1} et E_{R2} est à chaque fois nettement plus importante que celle qui existe entre E_{R3} et E_{R1} .

Il ressort ainsi que pour quatre définitions de revenus sur cinq, c'est la distribution selon le revenu par unité de consommation qui a, de loin, la plus faible dispersion. Ceci généralise des résultats mis en évidence dans la première partie du rapport.

- 2) - Pour une distribution donnée, les variations d'une ligne à l'autre du tableau 16 font apparaître des résultats déjà connus :

- . effet fortement réducteur d'inégalités des prestations retraites ;
- . effet plus modeste mais net cependant des prestations familiales, puis des autres prestations (chômage, handicap et invalidité, etc) ;
- . enfin, effet non négligeable des impôts directs.

.../

TABLEAU N° 16

FRANCE 1978

MESURE DE L'EFFICACITE DE LA POLITIQUE DE REDISTRIBUTION
A PARTIR DE DIFFERENTES DISTRIBUTIONS DE REVENUS

	Distribution des noyaux non ajustée		Distribution ajustée selon une échelle d'unité de consommation		Distribution ajustée selon le revenu par tête	
	D_9/D_5	$\frac{D_9 - D_1}{D_5}$	D_9/D_5	$\frac{D_9 - D_1}{D_5}$	D_9/D_5	$\frac{D_9 - D_5}{D_5}$
	. Revenus primaires	nd*	2,48	nd*	2,65	nd*
. Revenus primaires + retraites	6,72	1,87	4,91	1,73	5,82	1,92
. Revenus primaires + retraites + prestations familiales	6,24	1,73	4,16	1,61	4,78	1,79
. Ressources avant impôts	5,63	1,63	3,88	1,51	4,37	1,68
. Ressources disponibles	5,31	1,59	3,55	1,38	4,02	1,55

SOURCE : Enquête CNAF-CREDOC, 1978.

* près de 23% des noyaux de l'échantillon ont un revenu primaire nul d'où $D_1 = 0$ et le rapport $\frac{D_9}{D_1}$ est théoriquement infini. Dans ce cas, l'écart relatif se ramène à $\frac{D_9}{D_5}$.

3) - En ce qui concerne l'efficacité redistributive des transferts sociaux et des impôts directs, la distribution non ajustée fait ressortir une réduction de 36 % de l'écart relatif en passant des revenus primaires aux ressources disponibles. Cette réduction est de 48 % pour la distribution ajustée selon le revenu par tête. On retrouve là un écart tout à fait comparable à celui qu'ont mis en évidence CHOQUET et VILLENEUVE [4]. Pour la distribution selon le revenu par U.C., la réduction est également de 48 % et donc très semblable à celle qui caractérise la distribution des revenus par tête.

Au total, le choix d'une distribution de revenus par unité de consommation ou d'une distribution de revenus par tête ne paraît pas entraîner de conséquence du point de vue de l'appréciation de l'efficacité redistributive des politiques sociales.

Il resterait à passer à une distribution des revenus par individu selon le revenu par tête ou le revenu par unité de consommation (voir cases ③ et ⑤ du tableau 1) pour observer comment se situent les distributions "ajustées". Ce travail sera réalisé au CREDOC au cours des mois à venir de façon à avoir une vue complète des conséquences qu'implique le choix de tel ou tel type de distribution sur le diagnostic que l'on est susceptible de porter quant aux disparités de niveaux de vie et quant à l'efficacité redistributive des politiques de transferts sociaux.

0

0 0

.../

C O N C L U S I O N

On se contentera de résumer ici les points des développements qui paraissent acquis, sauf naturellement lacunes dans notre documentation ou nouveaux résultats de l'exploitation de l'enquête CNAF-CREDOC 1978 infirmant certaines conjectures avancées dans ce qui précède.

- 1) - Dans l'étude du caractère redistributif des mesures de politiques sociales, il est clair que l'on a longtemps sousestimé l'importance de la prise en considération de la composition du ménage : ceci a conduit à des appréciations erronées des disparités de "*niveaux de vie*" existant à un moment donné dans une population et de l'efficacité des politiques de redistribution verticale.
- 2) - L'estimation - qui semble satisfaisante - de la distribution des "*niveaux de vie*" par la distribution des ménages selon leur revenu moyen par unité de consommation, fait ressortir le plus souvent (1) une dispersion nettement plus faible que si l'on référerait à la seule distribution des revenus des ménages (encore trop souvent utilisée) ou à la distribution des ménages selon leur revenu par tête (parfois employée comme substitut) de la distribution des revenus par unité de consommation.
- 3) - Les raisons d'un tel résultat paraissent bien être les suivantes : la taille des ménages est fortement et positivement corrélée avec leur revenu ; l'absence de prise en considération de cette taille dans la distribution des revenus des ménages aboutit alors à surestimer la dispersion des "*niveaux de vie*". La taille des ménages est, d'autre part, fortement et négativement corrélée avec le revenu par tête des ménages ; la distribution des ménages selon leur revenu par tête surestime donc également la dispersion des "*niveaux de vie*". Les revenus des ménages par unité de consommation sont encore corrélés (négativement) avec la taille des ménages, mais beaucoup plus faiblement : la dispersion de la distribution des ménages selon le revenu par unité de consommation est alors nettement réduite par rapport à celle des deux autres distributions.

.../

(1) - Ceci serait vrai pour la plupart des définitions du revenu, sauf sans doute le revenu primaire.

- 4) - L'étude de la distribution des "*niveaux de vie*" des individus peut, à certains égards, être considérée comme complémentaire de celle de la distribution des niveaux de vie des ménages. L'indicateur de niveau de vie pourrait également être dans ce cas le revenu moyen par unité de consommation dans le ménage. La distribution de cet indicateur sur les individus possède sans doute alors, de façon en quelque sorte mécanique, une dispersion plus réduite que celle de la distribution des revenus par unité de consommation sur les ménages.
- 5) - Dans l'appréciation de l'efficacité des politiques sociales, l'utilisation de distributions des ménages selon le revenu moyen par unité de consommation, conduit à renforcer - par rapport à une approche par les revenus des ménages - le caractère redistributif de certaines prestations (et tout spécialement les prestations familiales) et, dans une moindre mesure, de certains prélèvements (impôt sur le revenu).
- 6) - Le fait que certaines prestations ou certains prélèvements apparaissent comme plus progressifs sur une distribution ajustée que sur une distribution non ajustée a pour effet d'augmenter globalement, de façon assez nette, l'efficacité des politiques sociales quant à leur objectifs de redistribution verticale. Le choix d'une distribution de revenu par unité de consommation ou d'une distribution de revenus par tête paraît finalement assez neutre quant à l'appréciation de l'efficacité des politiques sociales de transferts.
- 7) - Au total, pour définir les objectifs redistributifs des politiques sociales et mesurer leur efficacité, il convient de recourir à une distribution de revenus par unité de consommation comme indicateur de niveau de vie plutôt qu'à une distribution de revenus par tête :
- . le recours à une distribution de revenus par unité de consommation est beaucoup plus satisfaisant du point de vue théorique (hypothèse plus plausible quant aux économies d'échelle) ;
 - . la mesure des disparités de "*niveau de vie*" conduit à des résultats assez différents (pour la plupart des définitions du revenu, la dispersion de la distribution selon les unités de consommation est plus faible que la dispersion de la distribution par tête) ;
 - . l'efficacité redistributive des politiques sociales est, dans une distribution par unité de consommation comme dans une distribution par tête, nettement accrue par rapport à ce qu'elle est quand on la mesure sur une simple distribution des revenus des ménages.

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

- [1] BAUDELLOT (Ch.) et CHOQUET (O), du salaire au niveau de vie, Economie et Statistique, n° 139, Décembre 1981
- [2] BOURGUIGNON (F) et MORRISSON (Ch.). - Progressivité et incidence de la redistribution des revenus en pays développés. - Revue Economique, Vol. 31, n° 2, Mars 1980, pp. 197-233.
- [3] C E R C. - Les revenus des Français, troisième rapport de synthèse. - Documents du C E R C, n° 58, 2ème trimestre 1981, 260 p.
- [4] CHOQUET (O) et VILLENEUVE (A), l'effet de l'impôt et des prestations familiales sur le revenu, Economie et Statistique, n° 139, Décembre 1981
- [5] CREDOC-CNAF. - Les ressources des familles et l'impact des prestations familiales, par Georges HATCHUEL et l'équipe Redistribution, rapport ronéoté 1981, 332 p.
- [6] DEATON (A) et MUELLBAUER (J). - Economics and Consumer Behavior, Cambridge, Cambridge University Press, 1980.
- [7] GLAUDE (M) et BLOCH (Laurence). - Une approche du coût de l'enfant. - Economie et Statistique, n° 155, Mai 1983, p. 51 à 67.
- [8] McCLEMENTS (L.D.). - The Economics of Social Security. - Meinemann, Londres, 1978, 239 p.
- [9] PRAIS (S.J.) et HOUTHAKKER (N.S.). - The Analysis of Family Budgets, Cambridge University Press, Cambridge 1955.
- [10] RUGGLES (P) et O'HIGGINS (M). - The Distribution of Public Expenditure Among Households in the United States. - The Review of Income and Wealth, n° 3, Septembre 1981, p. 137 à 164
- [11] SAWYER (M). - La répartition des revenus dans les pays de l'O.C.D.E.. - in Perspectives Economiques de l'O.C.D.E., Etudes spéciales. - Juillet 1976, p. 3 à 41.
- [12] SINGH (B) et NAGAR (H.L.). - Determination of Consumer Unit States. - Econometrica, Vol. 41, p. 347-355.
- [13] TABARD (N) et Alij, Les conditions de vie des familles, CREDOC-UNCAF, Paris, 1967, 598 p.
- [14] TABARD (N). - Contribution au rapport du Commissariat Général du Plan sur la pauvreté et la lutte contre la pauvreté, Janvier-Juillet 1983, exemplaire ronéoté, CREDOC.
- [15] TROGNON (A). - Composition des ménages et système linéaire de dépenses. - Les Annales de l'INSEE, N° 41, 1981.
- [16] WILSON (Th.) et WILSON (D.J.). - The Political Economy of the Welfare State, Allen and Unwin, Londres, 1982, 223 p.
- [17] WOLFELSPERGER (H). - Economie des inégalités de revenus, P.U.F., Paris, 1980, 267 p.

15 MAR 1984

