

Etude sur un mécanisme de type APS (allocation personnalisée santé) remplaçant la CMUC

Michel Grignon, CREDES - Mars 2003

Version au 12 mai 2003

Travail réalisé pour la Fédération Interprofessionnelle des Mutuelles (FNIM)

Les résultats détaillés sont fournis sur demande à l'auteur (grignon@credes.fr), ainsi que les programmes (SAS) et fichiers ayant servi à construire les simulations. Remarques et critiques bienvenues.

Sommaire

Sommaire

Introduction	7
1. Premiers résultats : impact en équité	13
1.1. Le choix des outils	15
1.2. Redressement des revenus dans ESPS	15
1.3. APS simple (lissage du seuil de ressources à budget public constant)	19
1.4. Recherche d'une APS minimisant la perte des bénéficiaires actuels	21
2. Effets redistributifs des différentes prestations (BCMUC actuelle, APS1, APS2)	27
2.1. Effets de la BCMUC, de l'APS1 et de l'APS2 sur la distribution des revenus	29
2.2. Profils de ceux qui régressent dans la distribution des revenus	30
2.3. Bilans nets de diverses sous-populations	31
3. Efficacité d'une formule de voucher	37
3.1. Simulations : gains de bien-être d'un voucher selon les paramètres (inconnus) de la demande d'assurance maladie complémentaire	39
3.2. Coûts possibles liés à une formule de voucher	45
Bibliographie	49
Annexes	53

Introduction

Introduction

On cherche à évaluer les conséquences d'un remplacement du dispositif actuel de CMUC qu'on peut qualifier d'accès gratuit à un produit unique sous condition de ressources, par un dispositif de type APS (Allocation Personnalisée Santé), qui prendrait la forme d'un bon d'achat pour une police d'assurance complémentaire standardisée, bon d'achat compris entre la valeur actuarielle et 0, et décroissant quand le revenu du ménage augmente. Ce bon d'achat peut prendre lui-même deux formes : soit une aide à l'accès à la CMUC (en fait, certains ménages pourraient accéder au produit CMUC actuel, moyennant une participation de leur part, le budget public prenant le reste à sa charge), soit un véritable bon d'achat (« voucher ») permettant au bénéficiaire d'acquérir sur le marché le contrat de couverture complémentaire de son choix (moyennant un simple contrôle de qualité de la part de la puissance publique).

Notre évaluation repose sur trois types d'interrogation :

1. le dispositif de CMUC était motivé avant tout par un **critère d'équité** : l'accès à une assurance complémentaire maladie devait être indépendant de la capacité à payer.

En économie de la santé, on distingue trois grands critères d'équité : le besoin, l'accès, et le résultat.

Selon le premier critère (besoin), une situation est jugée équitable si chaque individu « reçoit » (cas d'un transfert) ou « dispose » (cas de l'échange) d'un niveau de bien ou service lié à son besoin ; ce critère est souvent employé pour juger de l'équité d'un système de délivrance de soins. En matière d'assurance complémentaire, il justifie les exonérations de ticket modérateur pour affection de longue durée.

Selon le deuxième critère (accès), une situation est jugée équitable si la dépense que devrait engager chaque ménage pour acquérir le bien ou le service ne modifie pas trop le niveau de vie (après dépense) du ménage. Une version égalitariste prône l'égalité des niveaux de vie après la dépense, mais elle est difficile à mettre en œuvre concrètement (Legrand, 1991) et on mesure donc ici l'équité d'accès à l'assurance santé en calculant l'impact de l'achat d'une complémentaire sur le « reste à vivre », c'est-à-dire, concrètement, la proportion de ménages pour lesquels la dépense dépasserait un certain coefficient budgétaire, au-delà duquel on estime que les autres postes budgétaires du ménage (alimentation, logement, éducation) sont menacés. On a calculé la proportion de ménages devant consacrer plus de 5% de leur budget total à la dépense¹.

Selon le troisième critère (résultat), une situation est jugée équitable si la distribution de l'état de santé dans la population n'est pas liée au revenu ou à d'autres critères de discrimination (race, localisation etc.).

¹

La fixation de ce seuil est toujours arbitraire et repose sur un choix social d'équité. On peut aussi faire référence à ce seuil comme « dépense catastrophique », mais on fait alors implicitement référence à un critère d'efficacité plutôt que d'équité : on cherche le seuil au-delà duquel la survie économique du ménage est en jeu, enclenchant un mécanisme de piège de pauvreté.

La CMUC n'ayant pas pour objet direct de modifier l'état de santé, il est logique qu'on mesure son impact par l'équité d'accès à l'assurance. On mesure l'apport d'un dispositif (CMUC, APS) par la réduction du pourcentage de ménages devant consacrer plus de 5% de leur revenu par unité de consommation à l'acquisition d'une assurance complémentaire maladie. Ici, et dans tout ce qui suit, on compte le prix du bien (et donc du transfert en cas de gratuité intégrale) CMU pour sa valeur actuarielle (1 500 F, ou encore 223,9€ par an et par personne)².

2. si la CMUC est motivée explicitement par l'équité, elle entraîne aussi une redistribution du revenu disponible des ménages. Il est donc légitime d'évaluer la CMUC et les dispositifs alternatifs éventuels par un **critère de redistribution du revenu**. Utiliser une prestation en quasi-nature (au sens où le transfert est pré-affecté à un poste de dépense particulier, voire à un produit particulier dans le cas de la CMUC actuelle) pour obtenir des transferts de revenu des riches vers les pauvres est une pratique recommandée pour (au moins) deux raisons :
 - elle est mieux acceptée par les riches, soit parce que la prestation couvre un bien méritoire (cas des soins médicaux), soit parce que les riches craignent que les pauvres n'utilisent mal un revenu non pré-affecté
 - elle est plus efficiente en coût d'opportunité du prélèvement public (notion de *tagging*, Akerlof, 1978).

Le mécanisme de redistribution induit par la CMUC dans sa forme actuelle a été critiqué à cause de la présence d'un seuil de ressources au-delà duquel le transfert passe brutalement du taux plein à 0. Ce seuil induit un effet de reclassement des ménages dans la hiérarchie des revenus : le fait de ne pas bénéficier du transfert fait régresser certains ménages dans la hiérarchie des revenus. Ces reclassements sont coûteux en termes de bien-être social et on ne procède en général à de tels transferts que s'ils sont motivés par ailleurs (les ménages « passant devant » sont distingués pour leur mérite ou leurs besoins).

L'APS est (partiellement) motivée par ce problème du seuil de ressources : on cherche à diminuer l'effet couperet, par des financements différents. Ici, l'APS se réduit à une suppression du seuil de ressources, au profit d'une solvabilisation partielle, décroissante quand le revenu augmente : on peut l'imaginer comme une CMUC, dans laquelle l'inscription du bénéficiaire serait soumise à une contribution partielle de sa part, avec bien évidemment liberté pour lui d'y renoncer. On retrouve la logique des biens subventionnés, comme les services péri-scolaires par exemple, facultatifs, et dans lesquels la participation financière des ménages augmente avec leur revenu. Comme le critère est ici celui des transferts entre niveaux de revenu, l'outil sera la courbe de Lorenz (dominances diverses).

On caractérisera les gagnants et les perdants selon leur état de santé, leur déclaration de renoncement aux soins pour raisons financières, ou encore leur déclaration sur l'évolution passée de leur revenu.

3. l'APS ne se réduit cependant pas à une gestion plus souple des critères de ressources. L'idée est aussi de créer un véritable marché, et donc de laisser les préférences individuelles s'exprimer : on peut chercher à remplacer la CMUC par l'APS pour des **raisons d'efficacité**. Les gains potentiels sont liés au fait que certains pourront se couvrir plus que dans le système actuel (selon leur disposition à payer).

² Ce choix est évidemment critiquable : comme toute assurance, la CMUC représente un coût actuariel d'une part et, d'autre part, une valeur (disposition à payer) liée à la réduction du risque ou à l'accès aux soins coûteux (voire à l'investissement dans le capital santé), et qui est en général supérieure au coût. On reviendra sur ce point dans la troisième partie, consacrée à l'efficacité.

Le raisonnement étant en efficacité, il faut maintenant passer du coût de l'assurance à sa valeur pour le consommateur. Comme il n'existe pas de données empiriques sur la demande de complémentaire maladie en France, on procède par simulations : on délimite l'apport lié à la décentralisation des décisions en fonction de paramètres de la demande de complémentaire (élasticités prix, revenu et impact de certains facteurs susceptibles d'affecter la demande).

Une fois mesuré l'apport de la formule de « voucher » on en estime aussi les coûts, notamment le fait que la solvabilisation entraîne une possibilité de discrimination (effet prix sans qualité) à l'encontre des pauvres.

Dans toute la suite, pour éviter toute ambiguïté, on n'emploiera plus le terme CMUC, mais on désignera par VCMUC la valeur actuarielle du panier de couverture offert aujourd'hui par la loi de Couverture Maladie Universelle (soit 1 500 FF par an) et par BCMUC la prestation spécifique correspondant au dispositif actuel de la loi de Couverture Maladie Universelle pour la complémentaire (c'est-à-dire le mécanisme avec plafond de ressources et seuil couperet).

1. Premiers résultats : impact en équité

1. Premier résultats : Impact en équité

1.1. Le choix des outils

On travaille sur l'enquête « Santé Protection Sociale » réalisée en 2000 par le CREDES. Cette enquête comprend une série de questions sur les revenus des ménages interrogés : on sait si le ménage perçoit³ ou non tel ou tel type de revenu (salaires, bénéfices agricoles ou commerciaux, allocations de chômage, pensions de retraites, autres transferts sociaux, revenus du patrimoine), et, dans le cas où il en perçoit, le montant perçu (par mois ou par an, l'enquêteur indiquant la périodicité). On est donc en mesure d'affecter à chaque ménage un revenu annuel, total et par source⁴.

ESPS n'est cependant pas construite pour mesurer spécifiquement le revenu des ménages ; d'autres sources, émanant notamment de l'INSEE, le font mieux. On pense ici aux enquêtes sur les conditions de vie (CV), à l'enquête « Budget des Familles » (BDF) ou, mieux encore, aux enquêtes « Revenus fiscaux » (RF), qui sont en fait des extractions du fichier des déclarations de revenus que les foyers fiscaux adressent à l'administration (DGI).

Nous utilisons ESPS pour les raisons suivantes :

- disponibilité : la dernière enquête BDF disponible date de 1995 (la toute dernière a été réalisée en 2000 mais n'est pas encore totalement exploitée par l'INSEE), la dernière RF date de 1996 ; seule CV pourrait être utilisée (elle date de 2000), ce qui est une piste de développements ultérieurs (pour validation des résultats obtenus sur ESPS)
- contenu : seules ESPS et CV contiennent des éléments sur l'état de santé et le renoncement aux soins des individus, éléments qui permettent de caractériser les transferts entre ménages occasionnés par le passage de la BCMUC à l'APS

1.2. Redressement des revenus dans ESPS

Ce choix d'enquête, motivé ci-dessus, nous conduit cependant à un certain nombre de travaux visant à améliorer la connaissance des revenus dans la base de données utilisée. En effet, le taux de non réponse à la question sur les revenus est important dans l'enquête ESPS et on ne peut simplement décider de travailler sur les observations pour lesquelles la variable est renseignée, en ignorant les autres. Outre des motivations d'effectifs (moins d'observations signifie des simulations moins robustes), nous avons besoin de renseigner le revenu sur toute la population parce que nous avons de bonnes raisons de penser que la probabilité de ne pas renseigner cette variable n'est pas indépendante du niveau de la variable elle-même : sur une sous-population réduite, celle des ménages ayant refusé de fournir leur revenu en clair, mais ayant accepté de se placer dans les cases d'un tableau en tranches, il apparaît nettement que le revenu moyen est plus faible que celui des ménages renseignés. Il serait donc simplement faux de produire des résultats en distribution ou en parts de ménages en difficulté d'accès à l'assurance complémentaire si, par ailleurs, les ménages non renseignés sont systématiquement plus pauvres que les ménages renseignés.

³ En fait, si l'un au moins des membres du ménage perçoit...

⁴ Bien évidemment, un travail important de correction et de vérification a été mené, notamment sur certains transferts familiaux, qu'on peut contrôler sur barèmes.

Procédure de redressement :

ESPS est une enquête auprès d'un échantillon tiré aléatoirement dans une population représentative de la quasi-totalité des ménages ordinaires de France métropolitaine (DOM exclus donc).

Ménages ordinaires : il s'agit des ménages habitant un logement identifié et séparé ; la population hors ménages ordinaires regroupe donc les sans domicile fixe et les personnes en institutions (étudiants en résidence universitaire, logements-foyers et maisons de retraite)

Quasi-totalité : l'échantillon est tiré dans les fichiers des caisses d'assurance maladie ; les trois principaux régimes (général, agricole et indépendants) regroupent en fait presque tous les assurés sociaux, la plupart des régimes de fonctionnaires étant rattachés au régime général (même si les remboursements peuvent être gérés par une « section locale mutualiste ») – seuls des régimes spéciaux comme la RATP échappent à notre échantillon

Les problèmes commencent quand on passe de cet échantillon à la réalisation de l'enquête ; la population donnant des informations sur ses revenus n'est plus représentative pour les raisons suivantes (données dans l'ordre chronologique dans lequel les problèmes se présentent) :

- refus de répondre à l'enquête
- chute pendant l'enquête (individus qui acceptent l'enquête, mais ne vont pas jusqu'au bout, sachant que les questions sur les revenus sont posées en fin d'enquête)
- refus de répondre à la question spécifique sur les revenus

Les deux derniers problèmes (chutes et refus sur le revenu) font l'objet d'un redressement dit « interne » : on impute un revenu aux ménages sans valeur renseignée, par une méthode dite hot deck métrique. L'imputation consiste à affecter à l'observation sans valeur renseignée le revenu de l'observation avec valeur renseignée la plus « proche » en termes de profil explicatif du revenu. Concrètement cela signifie qu'on explique (par une régression linéaire) le revenu par un certain nombre de facteurs (l'âge, le sexe de la personne de référence, la localisation géographique, la PCS etc.). On considère alors que deux individus proches par leurs profils sur ces facteurs doivent avoir des revenus proches, et on impute donc les revenus sur la base de cette mesure de proximité.

Formellement : $Y_i = X_i B + u_i$ est le modèle « expliquant » le revenu par les facteurs individuels X, modèle estimé sur les seuls ménages ayant déclaré leur revenu. Soit j une observation sans Y renseigné, on impute $Y_j = Y_k / \text{abs}(X_k B - X_j B) = \min(\text{abs}(X_i - X_j))$.

Cette méthode d'imputation a le grand avantage de préserver la variance d'origine ; la qualité de l'imputation finale dépend cependant évidemment de la précision de l'estimation de Y par X ; pour le cas des refus de répondre, le R² de la régression est de 50% et pour le cas des décrochés avant la fin de l'enquête, il est de 35%. Pour améliorer la qualité de l'estimation, on contrôle un biais possible : si, toutes choses égales par ailleurs, les ménages refusant de répondre à la question sur les revenus (ou décrochant avant la fin de l'enquête) ont un revenu différent en moyenne de celui des ménages ayant accepté de répondre, alors la distance utilisée est biaisée et on se trompe dans l'imputation. On tient compte de ce biais possible assez simplement, par une méthode dite de *sample selection model* (due à Heckman) : une première étape, estimée sur toute la population, permet de prévoir le fait que le ménage répond à la question sur le revenu (ou suit l'enquête jusqu'à cette question). On utilise alors le résidu (sous la forme dite inverse du ratio de Mills, IRM) de cette première équation dans la deuxième équation, estimée sur les seuls ménages à revenu renseigné, et expliquant le revenu. Dans notre cas d'espèces, le coefficient de IRM est significatif dans les deux cas (refus de répondre, décrochage avant la fin), ce qui confirme l'existence d'un biais (le revenu et le fait de ne pas être renseigné sont corrélés). L'annexe présente le détail et les résultats de cette estimation.

Le premier problème ne peut évidemment se traiter de la même manière car on ne dispose d'aucune information X pour estimer une distance. On procède à un redressement dit « externe », beaucoup plus simple, consistant à pondérer les ménages de façon à ce que la population ayant répondu à l'enquête reproduise la population générale sur des critères susceptibles d'affecter le revenu.

On compare la structure des ménages de l'enquête (qu'ils aient ou non répondu à la question sur les revenus) à celle issue du recensement de la population de 2000, sur les critères suivants : sexe, âge, occupation et catégorie professionnelle de la personne de référence, nombre de personnes dans le ménage, grande région d'habitation (en 8 régions), type de commune d'habitat (unités urbaines).

Les résultats intermédiaires des procédures d'imputation et de redressement sont consignés dans l'annexe.

Une fois obtenue une population représentative et une information complète sur les revenus⁵, il reste un problème classique dans les enquêtes en population générale : les individus peuvent se tromper en estimant leur revenu. Accardo et Fall (1996) montrent que cette erreur est systématique et que les ménages sous-déclarent les revenus dans les enquêtes. Par rapport à la comptabilité nationale (revenu disponible brut par ménage), la sous-estimation du revenu moyen se situe autour de 30%. L'enquête Revenu Fiscaux est la moins fautive, mais elle reste elle aussi sous-estimée. On fait ici le choix de juger de la qualité de notre variable revenu par comparaison avec les enquêtes usuelles de l'INSEE, notamment Budget de Familles. Il apparaît clairement que ESPS reproduit assez bien la distribution connue, aux revenus du patrimoine près : nous avons fait pour l'instant le choix de ne pas les inclure (car nous n'avons pas d'idée de leur distribution dans les tranches de revenu hors patrimoine), ce qui peut conduire à une légère sur-estimation du potentiel de bénéficiaires de la BCMUC (nous trouvons 12,3% d'individus potentiellement éligibles, contre 10% attendus).

⁵

Il reste au final 95 ménages pour lesquels la procédure d'imputation n'a pas fonctionné : il s'agit de ménages ayant déclaré accepter de déclarer leur revenu à l'enquête (la procédure d'imputation ne les concerne donc pas), mais dont les déclarations n'ont pas été validées. Pour l'instant, ces ménages sont *de facto* exclus des analyses.

Tableau n° 1

**Nombre de ménages échantillon, redressés (population) nombre moyen de personnes
et nombre moyen d'unités de consommation par ménage,
selon le décile de revenu par unité de consommation**

Quantile	Niveau *	Effectif enquête	Effectif population (en millions de ménages)	Nombre moyen de personnes par ménage	Nombre moyen d'unités de consommation par ménage
5 %	330	258	1.18	3.14	1.73
10 %	490	348	1.19	2.78	1.79
15 %	577	353	1.19	2.64	1.72
20 %	661	336	1.20	2.36	1.60
25 %	746	473	1.60	2.42	1.63
30 %	810	265	0.78	3.03	1.88
35 %	896	478	1.62	2.48	1.65
40 %	955	243	0.80	2.75	1.74
45 %	1010	365	1.17	2.39	1.61
50 %	1086	358	1.20	2.55	1.66
55 %	1175	394	1.19	2.64	1.72
60 %	1246	371	1.20	2.40	1.61
65 %	1343	396	1.30	2.49	1.63
70 %	1491	361	1.09	2.67	1.72
75 %	1592	368	1.22	2.15	1.53
80 %	1791	433	1.41	2.36	1.59
85 %	1919	176	0.52	2.62	1.69
90 %	2175	297	1.63	3.04	1.81
95 %	2687	362	1.21	2.04	1.48
100 %	infini	341	1.17	1.89	1.41

* revenu /u.c., en €/mois

Nota bene : en moyenne, un ménage représente 2.52 personnes et 1.65 unités de consommation.

1.3. APS simple (lissage du seuil de ressources à budget public constant)

On simule une alternative à la BCMUC, qui consiste, à budget public constant, à ouvrir l'accès à prix réduit au produit de couverture VCMUC. Outre le budget public constant, on s'impose la contrainte suivante : les bénéficiaires du RMI ne doivent pas contribuer pour acquérir leur complémentaire maladie complémentaire

Par souci de simplicité, on cherche une forme linéaire : la contribution du ménage à l'acquisition de sa VCMUC doit croître proportionnellement à son revenu par unité de consommation. Le barème est donc décrit intégralement par la pente p reliant revenu et contribution du ménage (ou part prise en charge par l'Etat, ce qui revient au même). La contrainte budgétaire fournit une valeur de p de manière univoque.

En appelant V la valeur de la prestation perçue par un ménage acquérant la VCMUC (de valeur totale égale à $V_{\max}=223,9\text{€}$) pour un prix apparent égal à $V_{\max} - V$, on cherche un barème $V(R)$, R le revenu par unité de consommation du ménage⁶, sous la forme $V = V_{\max} - p \times (R - P_{RMI})$ pour les ménages dont le revenu par unité de consommation est supérieur au RMI. Si on veut que le changement de barème se fasse à budget constant pour l'Etat (en termes de financement total de la prestation), le paramètre p doit vérifier :

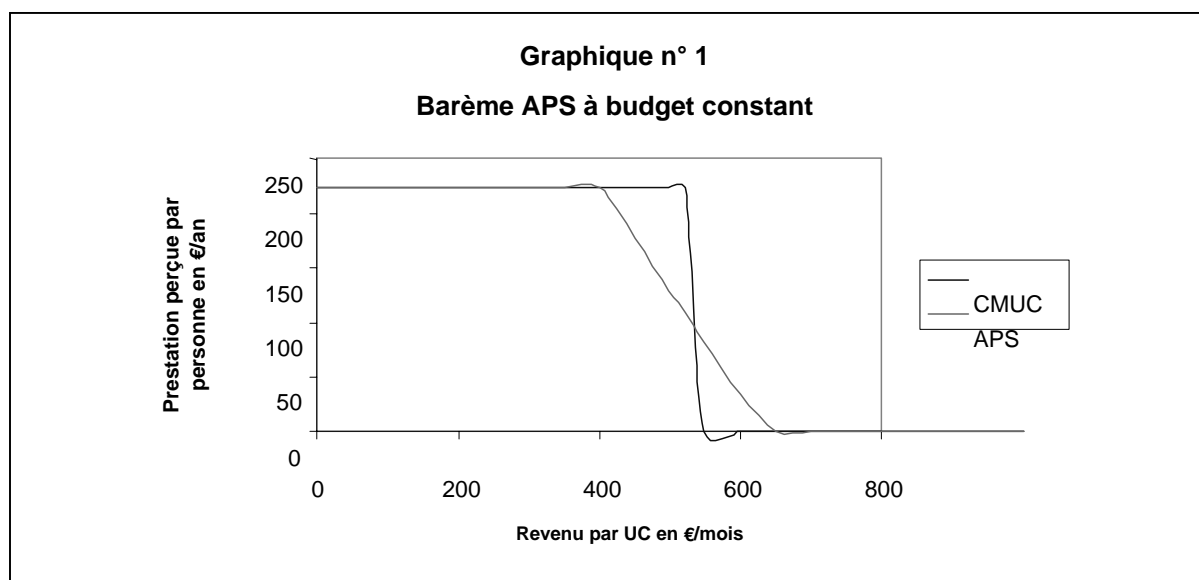
$$\sum_{R < P_{RMI}} V_{\max} + \sum_{P_{RMI} < R} \max(0; V_{\max} - p \times (R - P_{RMI})) = \sum_{Y < P_{CMUC}} V_{\max}$$

La résolution numérique donne $p = 0.63 \cdot 10^{-3}$. On passe de 12,3% d'individus éligibles (soit 7,4 millions d'individus)⁷ ou encore 11,1% des ménages (soit 2,64 millions de ménages) à 18,4% d'individus éligibles (soit 11,13 millions d'individus) ou encore 17,7% des ménages (soit 4,22 millions de ménages). L'APS augmente donc de 50 % le nombre d'individus bénéficiaires d'une aide à l'achat de VCMUC par rapport à la formule BCMUC, et de 60 % en nombre de ménages (en étendant le bénéfice à des ménages moins pauvres, on touche des ménages moins nombreux).

Le graphique ci-après illustre la différence entre les barèmes BCMUC d'une part et APS d'autre part.

⁶ Au sens du revenu par unité de consommation utilisé pour la CMUC, soit en utilisant une échelle d'équivalence différente de celle retenue pour déterminer nos quantiles de revenu.

⁷ Il s'agit ici du nombre d'éligibles et non du nombre réels de bénéficiaires, qui dépend du phénomène de non recours (assez répandu en CMUC). Les simulations réalisées par l'INSEE pour l'élaboration de la CMUC, sur la base du panel européen des ménages faisaient état de 10% en individus. Notre simulation est donc un peu au-dessus de celle de l'INSEE, la différence tenant vraisemblablement au fait que nous n'avons pas redressé les revenus du patrimoine dans l'enquête SPS.



Ce graphique montre aussi que, pour les ménages situés aujourd'hui juste à la limite de ressources pour bénéficier de la BCMUC, le passage à une formule APS représente une perte importante (supérieure à 50 % de la prestation).

On mesure maintenant l'impact en équité de la formule d'APS simple (dite APS1 par la suite), comparé à l'impact en équité de la formule BCMUC actuelle. Rappelons que l'impact en équité est mesuré par la part de ménages devant consacrer plus de 5% de leur budget total à l'acquisition d'une couverture complémentaire de la valeur de la VCMUC (223,9€) pour chacun de leurs membres. On caractérise aussi l'équité par le coefficient budgétaire moyen de l'acquisition de cette complémentaire (moyenne sur l'ensemble des ménages de la part de la complémentaire dans le revenu). L'impact s'entend principalement comme la réduction, par rapport à la situation sans dispositif (avant la BCMUC) de cette part des ménages devant consacrer une forte part de leur budget à cette dépense.

Tableau n° 2
Impacts en équité des dispositifs BCMUC et APS1

Quantile	Niveau*	Effectif	Aucun transfert			BCMUC			APS1		
			CB05 (en %)	Cbmoy (en %)	%bénéf. (en %)	CB05 (en %)	Cbmoy (en %)	%bénéf. (en %)	CB05 (en %)	Cbmoy (en %)	%bénéf. (en %)
5 %	330	258	100	15.7	0	0	0	100	0	0	100
10 %	490	348	72	6.5	0	8	0.1	92	0	1.2	100
15 %	577	353	44	4.9	0	35	3.4	31	15	3.2	91
20 %	661	336	18	4.1	0	18	4.1	0	15	3.8	59
25 %	746	473	8	3.6	0	8	3.6	0	8	3.6	28
30 %	810	265	2	3.6	0	2	3.6	0	2	3.6	0
35 %	896	478	0	3.0	0	0	3.0	0	0	3.0	0

* revenu /u.c., en €/mois

Guide de lecture :

la première colonne désigne les quantiles de la distribution du revenu par unité de consommation, P05 désignant le premier quantile 5 %, c'est-à-dire le niveau de revenu par unité de consommation au-dessous duquel on trouve 5 % des ménages de la population.

La deuxième colonne indique le niveau de revenu par unité de consommation correspondant à ce quantile : 5 % des ménages déclarent donc un revenu par unité de consommation inférieur à 330€ par mois.

En troisième colonne, on trouve l'effectif échantillon (non pondéré) de chaque quantile : en théorie, tous ces effectifs devraient être égaux, autour de 350 (il y a 7 000 ménages dans l'enquête). En réalité, les ménages ayant été repondérés (pour tenir compte des refus de répondre à l'enquête ou à la question spécifique sur les revenus), les effectifs « enquête » ne correspondent pas exactement aux effectifs « population » (sur lesquels sont calculés les quantiles). On arrête ici la

présentation du tableau au quantile 35 % car, au-delà, aucun ménage n'est confronté au problème d'accès au sens ici entendu (consacrer plus de 5 % de son budget total à l'achat d'une couverture complémentaire de niveau VCMUC).

Dans les colonnes suivantes, on trouve, pour trois situations (avant la BCMUC, avec la BCMUC, avec une APS consistant à accorder la VCMUC moyennant une contribution du ménage croissante avec son revenu) : le pourcentage de ménages devant consacrer plus de 5 % de leur budget à l'achat d'une couverture de la valeur de la VCMUC (CB05), le coefficient budgétaire moyen de l'achat de complémentaire, c'est-à-dire la moyenne, sur l'échantillon pondéré, de la part de la dépense correspondant à une VCMUC par personne dans le budget total du ménage (Cbmo), enfin le pourcentage de bénéficiaires du transfert envisagé, évidemment nul dans la situation « aucun transfert » (% bénéficiaires).

La BCMUC concerne des ménages des trois premiers quantiles 5 %, soit jusqu'à 577€ par mois et par unité de consommation. Elle joue un rôle non négligeable dans la réduction de la difficulté d'accès : alors que 100 % des ménages du premier quantile 5 % doivent consacrer plus de 5 % de leur revenu à l'acquisition d'une VCMUC, et encore 72 % du quantile 5 suivant, le bénéfice de la BCMUC permet de garantir qu'aucun ménage du premier quantile et 8% seulement dans le deuxième quantile ne devra consacrer plus de 5 % de ses ressources à l'acquisition d'une complémentaire du niveau de la VCMUC. Ces ménages pauvres (deuxième quantile 5 %) qui ne bénéficient pas de la BCMUC, sont des ménages constitués de quatre adultes ou grands enfants (de plus de 14 ans) : l'échelle d'équivalence retenue pour placer les ménages dans les quantiles compte pour 0.5 tout enfant de plus de 14 ans vivant dans le ménage (soit un nombre total d'u.c. égal à 2.5) alors que l'échelle utilisée pour la CMU ne les compte que pour 0.3 car ils sont de rang inférieur à 3 (soit un nombre total d'u.c. de 2.1).

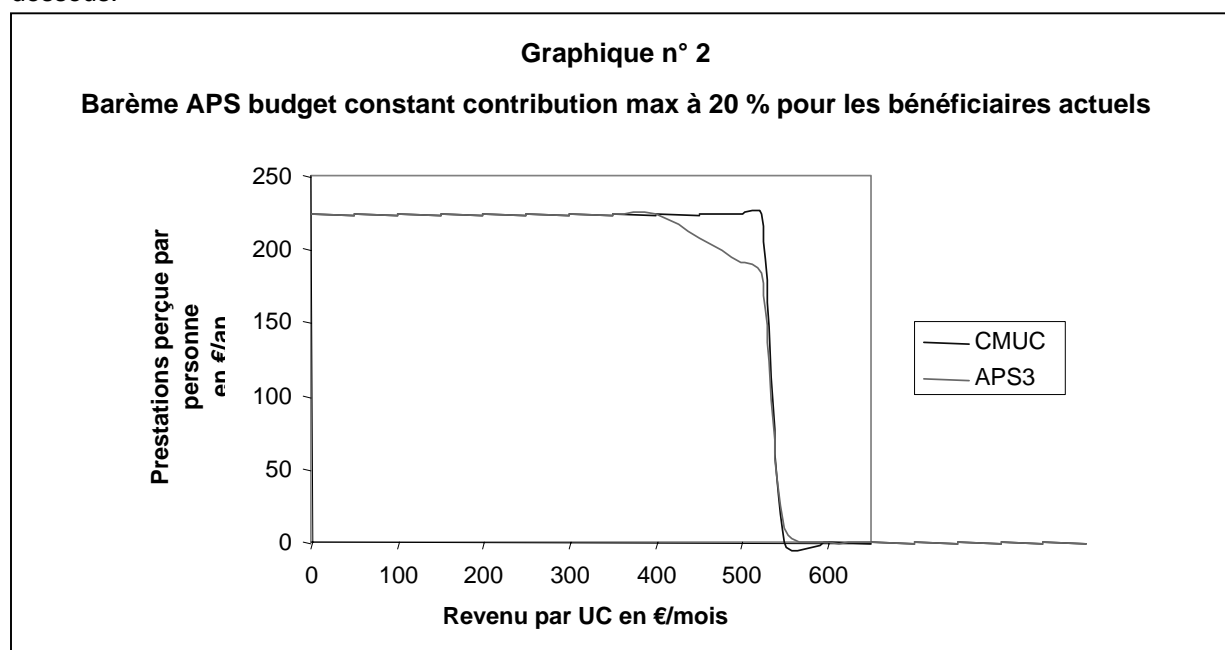
La surprise de ces premiers résultats est que l'APS1 (comme gestion souple de la contrainte de ressources) est meilleure en équité que la BCMUC (on s'attendait à un trade-off entre équité et redistribution) : en APS1, aucun ménage du quantile 5-10 n'est confronté à une valeur résiduelle de VCMUC supérieure à 5 % de son revenu et seuls 15 % du quantile 10-15 (490 à 577 € par unité de consommation et par mois) sont soumis à cette contrainte contre 35 % avec la BCMUC. L'APS1 permet aussi de faire des gains non nuls chez les ménages du quantile 15-20, réduisant la proportion de ménages faisant face à une dépense élevée de 18 % à 15 %. En revanche, au-delà de 746€ par mois et par unité de consommation, seuls 28 % des ménages bénéficient encore d'un montant d'APS1 et le gain d'équité est minime (de 8 % à 7 %).

1.4. Recherche d'une APS minimisant la perte des bénéficiaires actuels

Les premiers résultats sur l'APS1 sont encourageants, mais se payent, on l'a vu d'une perte importante de prestation pour les ménages situés au niveau de ressources du seuil actuel de la BCMUC (ils devraient payer 52 % d'une prestation qu'ils reçoivent aujourd'hui gratuitement). on cherche maintenant une formule d'APS plus souple, qui permette de conserver (voire d'améliorer) le gain en équité de l'APS1, tout en diminuant cette perte pour les ménages au seuil de ressources.

On procède comme suit :

Première tentative : on commence par augmenter le niveau de la prise en charge par l'Etat pour les ménages disposant du plafond BCMUC, en retrouvant l'équilibre budgétaire au détriment des ménages situés au-dessus (pour eux, la pente est plus raide), comme illustré sur le graphique ci-dessous.



Cette technique ne fonctionne pas, car les ménages devant consacrer plus de 5 % de leur revenu à l'acquisition d'une VCMUC sont situés au-delà du plafond de la BCMUC. Du coup, la mesure se traduit par une dégradation de l'équité ; conclusion : **à budget constant, il n'est pas possible d'acheter à la fois de l'équité et une prise en charge supérieure à 48,5 % du montant actuel de la VCMUC par personne (109 €) pour les ménages situés au plafond de ressources actuel de la BCMUC.**

On adopte alors une formule alternative, dite APS2, qui consiste à lever la contrainte budgétaire de l'Etat : on cherche une formule de calcul garantissant aux ménages situés au niveau du plafond de ressources de la BCMUC actuelle qu'ils n'auront pas à déboursier plus de 20% du montant de la VCMUC pour couvrir chaque membre du ménage, tout en conservant l'avantage de la formule d'APS, à savoir l'augmentation de la population totale couverte.

On adopte une formule qui réalise un bon compromis entre le coût budgétaire (qu'on cherche à maintenir minimum) d'une part, et équité (qu'on cherche à maximiser) de l'autre :

- si le ménage dispose⁸ de moins que le plafond du RMI (400 € par mois par unité de consommation), il reçoit la VCMUC gratuitement, soit une prestation égale à 223,9 € par personne et par an ;
- si le ménage dispose d'un revenu par unité de consommation R (exprimé en €) compris entre 400 € et 522 € par mois (le plafond de ressources actuel de la BCMUC), il reçoit une contribution à l'achat de la VCMUC égale à :

$$APS2 = 223,9 - (223,9 - 183,28) \times \frac{R - 400}{522 - 400}$$

ou, en termes plus réglementaires :

$$APS2 = VCMUC - 0.2 \times VCMUC \times \frac{R - P_{RMI}}{P_{CMUC} - P_{RMI}}$$

il en résulte que, pour un ménage disposant de 522 € par u.c. et par mois, le montant de la contribution de l'Etat à son achat de VCMUC est égal exactement à 183,28 €, soit 80 % environ du montant actuel de la BCMUC.

- Si le ménage dispose d'un revenu par unité de consommation R supérieur à 522 € par mois, il reçoit une contribution égale à :

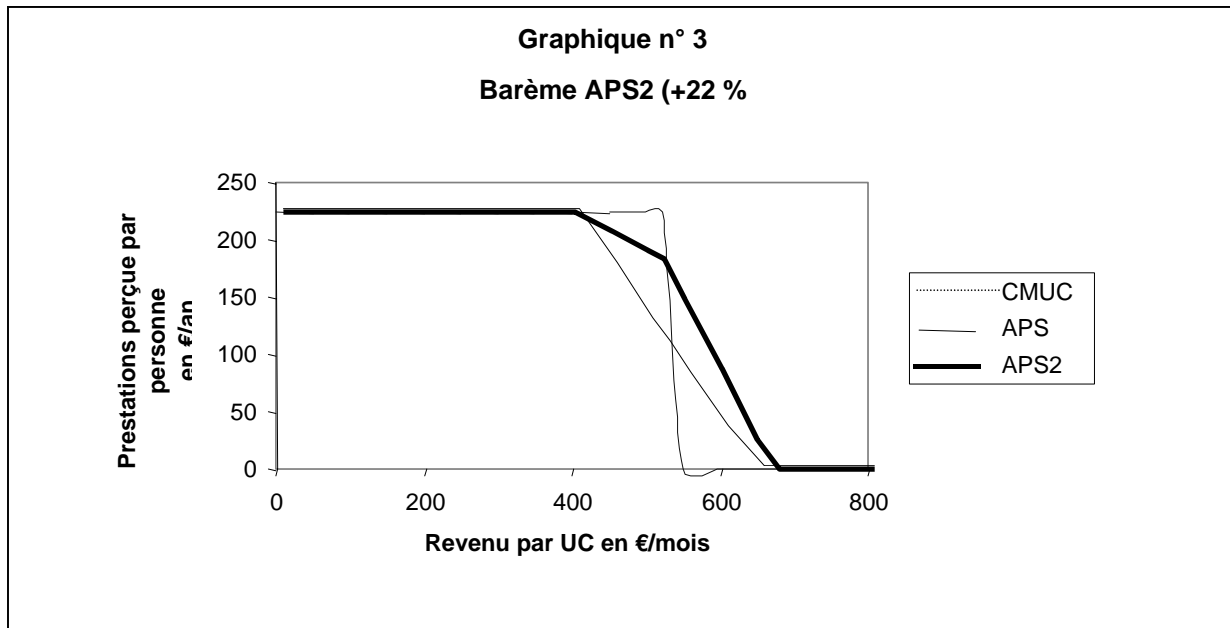
$$APS2 = 183,28 \times \left(1 - 6.7 \times \frac{100}{100000} \times (R - 522)\right) = 0.8 \times VCMUC \times \left(1 - 6.7 \times \frac{100}{100000} \times (R - P_{CMUC})\right)$$

Si $APS2 < 0$ alors $APS2 = 0$.

(Nota : le 6.7 tient compte du fait que la valeur 100 a été estimée sur la base de revenus en FF et non en €).

⁸ Au sens du revenu par unité de consommation utilisé pour la CMUC, soit en utilisant une échelle d'équivalence différente de celle retenue pour déterminer nos quantiles de revenu.

La formule est illustrée par le graphique ci-dessous.



L'APS2 permet d'ouvrir une prestation d'acquisition à la CMUC jusqu'au niveau de ressources suivant pour des ménages de configurations familiales données :

Configuration	Seuil de ressources *	Seuil par unité de consommation (2)
Célibataire	672	672
Seul + 1 enfant	1008	775
Couple + 0	1008	672
Couple + 1 enfant de moins de 14 ans	1210	672
Couple + 2 enfants de moins 14 ans	1411	672
Couple + 2 enfants de plus de 14 ans	1411	564
Couple + 3 enfants de plus de 14 ans	1478	493

*En € par mois pour l'ensemble du ménage

(2) On reporte ici le seuil de ressources de la colonne précédente, traduit en revenu par unité de consommations au sens de nos quantiles de revenu (alors que les unités de consommation utilisées pour calculer le seuil de ressources sont celles de la BCMUC).

Au total, 20,3 % des individus de la population sont concernés par l'APS, soit 12,44 millions. Le passage de l'APS1 à l'APS2 augmente donc la population bénéficiaire de 1,31 millions d'individus, soit une augmentation de 12 % de l'effectif initial ; on en déduit que, dans l'augmentation budgétaire de 22 % entre APS1 et APS2, 12 % sont dédiés à augmenter la population bénéficiaire (effet horizontal de la diminution de la pente liant revenu et montant de l'aide) et 10 % sont dédiés à augmenter le montant perçu par bénéficiaire (effet vertical). On compte 4,67 millions de ménages concernés par l'APS2, soit 19,3 % de la population des ménages vivant en France. On s'approche ici des taux de ménages concernés par les aides au logement.

Tableau n° 3
Bilan de l'APS2 en équité

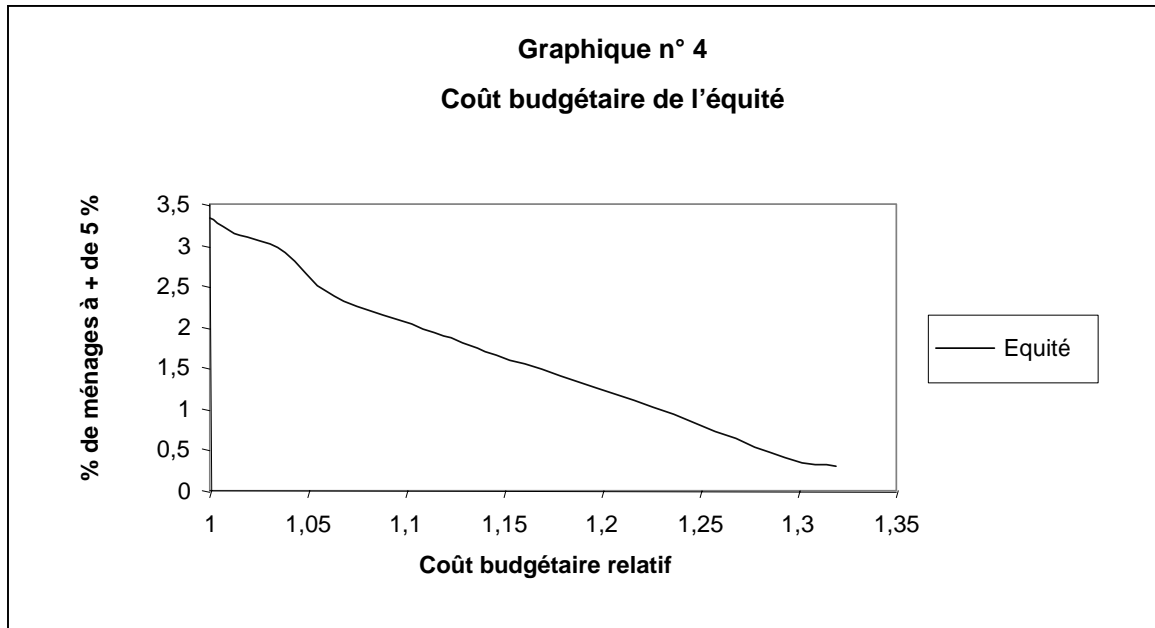
Quantile	Niveau *	Effectif	APS2		
			CB05 (en %)	Cbmoy (en %)	%bénéf. (en %)
5%	330	258	0	0	100
10%	490	348	0	0.5	100
15%	577	353	4.6	1.9	97
20%	661	336	6.6	3.1	84
25%	746	473	7.3	3.6	8
30%	810	265	1.7	3.6	1
35%	896	478	0	3.1	0

* revenu /u.c., en €/mois

Nota : le 1 % de bénéficiaires de l'APS2 situés dans le quantile 6 (de 746 € à 810 €) sont des familles monoparentales : dans ce cas, le premier enfant compte 0,5 dans les unités de consommation au sens de la BCMUC, mais seulement 0,3 pour la construction des quantiles.

Le pourcentage de ménages dépensant plus de 5 % de leur budget pour acheter une VCMUC tombe à 5 % dans le quantile 15 %, 7 % dans les quantiles 20 et 25 et 2 % dans le quantile 30. Pour améliorer encore l'équité, il faudrait dépenser nettement plus, comme le montre le graphique 4 ci-dessous⁹ : une pente à 80 permet d'éliminer le problème des dépenses supérieures à 5 % (0,0,0,2,3,2), mais exige une augmentation de 29,3 % du budget.

⁹ qui montre que les coûts sont quasi-linéaires si on admet comme mesure d'équité le pourcentage de ménages devant consacrer plus de 5% de leur budget à l'acquisition d'une couverture complémentaire.



2. Effets redistributifs des différentes prestations (BCMUC actuelle, APS1, APS2)

2. Effets redistributifs des différentes prestations (BCMUC actuelle, APS1, APS2)

Ayant mesuré l'impact en équité (au sens de l'accès à la complémentaire) des formules BCMUC, APS1 et APS2, on s'intéresse maintenant à leur impact en redistribution de revenu, c'est-à-dire en transferts des riches vers les pauvres. On compare la distribution du revenu initial et celle obtenue après les diverses prestations, en comptant leur financement d'une part, et leur apport d'autre part. L'idée générale est que les ménages riches financent plus qu'ils ne reçoivent, ce qui conduit à une distribution de revenu moins concentrée. Outre l'impact des diverses prestations sur la distribution des revenus, on s'intéresse à une population particulière (une population par dispositif), celle des ménages qui en voient d'autres « leur passer devant » à cause de la prestation (il s'agit donc de ménages qui régressent dans la distribution du revenu, donc pour lesquels le transfert est suffisant pour qu'ils deviennent plus pauvres après application du dispositif que des ménages qui étaient plus pauvres qu'eux avant l'application du dispositif). Enfin, on détaille les niveaux de transferts nets (bénéfice moins financement) perçus par différentes catégories de ménages (selon leur revenu initial, leur renoncement aux soins, leur état de santé).

2.1. Effets de la BCMUC, de l'APS1 et de l'APS2 sur la distribution des revenus

Critère de mesure : indices de concentration classiques (Gini, Theil, Kuznets), en tenant compte du coût lié à l'inversion des positions hiérarchiques.

Les distributions considérées sont :

- le revenu initial (par unité de consommation),
- le revenu après perception (éventuelle) de la BCMUC et paiement de son financement. Pour le financement, on fait l'hypothèse qu'il est assis sur les couvertures complémentaires : chaque personne couverte par une CC du privé (c'est-à-dire hors CMU) doit payer 30 € pour financer la BCMUC (ce forfait permet simplement de respecter la contrainte budgétaire de l'Etat et est issu d'une simulation à partir des ménages de l'enquête : en prélevant 30 € par personne couverte, on couvre le financement de la BCMUC actuelle) ; ce choix est un choix d'opportunité : on connaît dans l'enquête les individus du ménage couverts par une complémentaire et on peut donc appliquer simplement cette mesure de financement virtuel.
- le revenu après perception (éventuelle) de l'APS et paiement de son financement (idem)
- le revenu après perception (éventuelle) de l'APS2 et paiement d'un financement égal au précédent augmenté de 22 % (soit un forfait de 36 €).

Indices : on retient Gini car il est le plus connu dans la littérature, et parce qu'il existe une méthode de calcul d'intervalle de confiance autour de la valeur empirique d'un tel indice ;

On retient Theil car il est le plus cohérent avec une fonction de choix social dans une société mettant en place une BCMUC ou une APS : l'inégalité parmi les pauvres compte plus, l'indicateur est utilitariste pour les petites différences et égalitariste pour les grandes différences (alors que Gini est presque toujours égalitariste).

Enfin, on retient Kuznets parce qu'il s'interprète facilement : c'est la proportion de la masse totale des revenus qu'il faudrait redistribuer entre les individus pour atteindre l'égalité complète.

Tableau n° 4

Effets redistributifs de la BCMUC, de l'APS1 et de l'APS2 (mesures synthétiques)

Distribution	Theil	Kuznets	Gini
Revenu par UC	0.1660	0.4386	0.3113
Revenu par UC après BCMUC	0.1636	0.4371	0.3094
Revenu par UC après APS	0.1636	0.4371	0.3094
Revenu par UC après APS2	0.1632	0.4366	0.3090

Etalonnage de ces valeurs :

Theil : selon Accardo et Fall (INSEE Méthodes 69-70-71), l'indice de Theil de la distribution du revenu disponible est de l'ordre de 0.20 environ, avec une dispersion de 0.186 (enquête de conjoncture 1990) à 0.235 (enquête Revenus Fiscaux 1990). Que peut-on dire d'une variation aussi faible que celle que nous mesurons ? Avec un effectif de 6984 observations utilisables (on élimine les revenus inconnus), l'indice de Theil prend les valeurs entre 0 (égalité maximale) et 8.85 (tous les revenus à 0 sauf 1).

Gini : selon Accardo et Fall, le Gini de la distribution des revenus disponibles est de l'ordre de 0.34, avec une dispersion de 0.328 (enquête Logement 1984) à 0.352 (enquête Actifs Financiers 1986).

2.2. Profils de ceux qui régressent dans la distribution des revenus

Estimation du transfert entre BCMUC et APS : profils des perdants [ceux que la BCMUC dérangeant au sens premier] et des gagnants (selon niveau) selon renoncement, état de santé, évolution des revenus (déclaratif).

L'APS (et l'APS2) permettent d'atténuer l'ampleur des permutations dans la hiérarchie des revenus causées par les transferts, mais pas de les annuler :

Tableau n° 5

**Probabilité de perdre au moins deux rangs (échantillon, soit 6 000 rangs population)
dans la distribution des revenus et distribution des rangs perdus
parmi ceux qui en perdent (au moins deux) :**

Transfert	% perdants	P5	P10	P25	P50
BCMUC	21.1	59	41	14	8
APS	21.7	23	20	13	6
APS2	23.8	34	25	15	8

Guide de lecture : la colonne 2 indique simplement la proportion de ménages qui perdent au moins deux rangs dans la distribution des revenus à la suite de l'application du transfert considéré en colonne 1. Les suivantes se lisent comme suit : parmi ceux qui perdent des rangs, 5 % en perdent au moins 59 si on applique la BCMUC (et 23 si on applique l'APS).

2.3. Bilans nets de diverses sous-populations

On s'intéresse au transfert net moyen reçu (ou payé) par les ménages selon sa position dans la distribution du revenu par unité de consommation, la variation (ressentie par l'individu enquêté) des revenus du ménage dans l'année précédant l'enquête, et le fait d'avoir renoncé aux soins (un seul individu répond à cette question dans chaque ménage) puis, au niveau individuel, l'âge et les indicateurs de santé (note subjective, risque vital, et invalidité). La question est de savoir qui reçoit et qui paye, et combien à chaque fois, dans les différents transferts envisagés.

Tableau n° 6

Gains nets selon opinion sur l'évolution passée du revenu

Variation ressentie du revenu dans l'année écoulée	Nombre de ménages	Transfert moyen	PREMIER DECILE du transfert	PREMIER QUARTILE du transfert	MEDIANE du transfert	TROISIEME QUARTILE du transfert	DERNIER DECILE du transfert
Ne sait pas	110	2	-30	-27	-18	0	143
A augmenté	1 067	-13	-34	-30	-24	-18	0
A diminué	1 026	2	-34	-27	-24	-18	125
Inchangé	3 579	0	-34	-30	-24	-18	107
Non interrogé	1 181	8	-30	-24	-18	0	143

Comme on pouvait s'y attendre, les ménages les plus pauvres bénéficient toujours du transfert, et les non pauvres ne payent en moyenne que des faibles sommes pour le financer. En BCMUC, les ménages les plus pauvres (moins de 2 211 FF par mois et par unité de consommation) reçoivent 205 FF par mois, et les contributeurs nets perdent entre 20 et 25 FF par mois selon les déciles (le financement est assis, rappelons-le, sur les couvertures complémentaires détenues dans le ménage). L'APS ne change pas le transfert net perçu par les plus pauvres, mais diminue légèrement celui du quantile immédiatement supérieur (entre 2 211 FF et 3 280 FF), qui passe de 146 FF en BCMUC à 127 FF. En revanche, conformément au but poursuivi, les ménages des deux quantiles supérieurs (3 280 FF à 3 965 FF et 3 965 FF à 4 429 FF) sont gagnants par rapport à la BCMUC : leurs gains nets sont respectivement de 44 FF (contre 35 en BCMUC) et -7 FF (contre 19 FF en BCMUC). L'APS2 diminue très légèrement le transfert net des plus pauvres (de 4 FF par mois), permet aux [2 211-

3 280] de revenir au niveau de transfert net de la BCMUC, tout en améliorant le transfert net des deux quantiles suivants (les [3 280-3 965] gagnent 40 FF, et les [3 965-4 429] passent d'une situation de contributeurs nets, pour 7 FF à une situation de bénéficiaires nets, pour 15 FF). Le prix est évidemment acquitté par tous les ménages disposant de plus de 5 000 FF par mois et par unité de consommation, qui passent d'une contribution nette comprise entre 20 FF et 25 FF à une contribution nette proche de 30 FF.

Tableau n° 7

Gain net selon quantile de revenu par unité de consommation

PERCENTILE DE REVENU PAR UNITE DE CONSOMMATION	Nombre de ménages	Transfert moyen	PREMIER DECILE du transfert	PREMIER QUARTILE du transfert	TROISIEME QUARTILE du transfert	TROISIEME QUARTILE du transfert	DERNIER DECILE du transfert
Moins de 2 211 FF	255	206	107	143	178	321	321
2 211 – 3 280	346	146	107	107	155	191	219
3 280 - 3965	351	35	-30	-24	-18	107	165
3 965 – 4 429	334	-19	-34	-27	-18	-18	0
4 429 - 5 000	471	-20	-34	-27	-24	-18	0
5 000 – 5 429	264	-24	-34	-31	-27	-18	0
5 429 – 6 000	477	-22	-34	-29	-24	-18	0
6 000 – 6 400	243	-23	-34	-31	-24	-18	0
6 400 – 6 787	365	-23	-34	-28	-24	-18	-14
6 787 - 7 278	358	-23	-34	-30	-24	-18	-12
7 278 - 7 870	394	-23	-34	-30	-24	-18	-12
7 870 – 8 350	371	-23	-34	-29	-24	-18	-12
8 350 – 9 000	396	-24	-34	-30	-24	-18	-18
9 000 – 9 992	361	-25	-34	-31	-24	-18	-18
9 992 - 10 667	368	-22	-30	-27	-24	-18	-18
10 667 – 12 000	433	-24	-34	-29	-24	-18	-18
12 000 – 12 857	176	-25	-34	-30	-24	-24	-18
12 857 – 14 571	207	-28	-34	-34	-30	-24	-18
14 571 – 18 000	362	-21	-30	-24	-24	-18	-12
Plus de 18 000 FF	341	-21	-30	-24	-24	-18 ²	-18

La BCMUC effectue un transfert positif (de 2 FF par mois) pour les 20 % de ménages qui pensent avoir vu leurs revenus diminuer dans l'année précédente (et qui ont donc plus de chances d'être aujourd'hui pauvres), et surtout à ceux qui ont abandonné l'enquête avant le dernier appel (ce qui confirme simplement que ceux qui décrochent en cours d'enquête ont des revenus faibles), transferts payés par ceux qui pensent que leurs revenus ont augmenté. L'APS et l'APS2 ne changent pas grand chose à ces transferts.

Tableau n° 8

Transferts nets selon renoncement aux soins

----- transfert=1 - CMUC -----							
RENONSO	EFFECTIF	MOYENNE	P90	P75	P50	P25	P10
A RENONCE AUX SOINS AU MOINS UNE FOIS	1639	4	125	0	-18	-28	-34
N' A PAS RENONCE	5324	-2	107	-18	-24	-29	-34
----- transfert=2 - APS -----							
RENONSO	EFFECTIF	MOYENNE	P90	P75	P50	P25	P10
A RENONCE AUX SOINS AU MOINS UNE FOIS	1639	5	107	0	-18	-27	-33
N' A PAS RENONCE	5324	-2	66	-18	-24	-29	-34
----- transfert=3 - APS2 -----							
RENONSO	EFFECTIF	MOYENNE	P90	P75	P50	P25	P10
A RENONCE AUX SOINS AU MOINS UNE FOIS	1639	8	125	0	-22	-33	-39
N' A PAS RENONCE	5324	-3	100	-22	-29	-35	-42

En revanche, comme le montre le tableau 7 ci-dessus, l'APS et l'APS2 sont nettement plus efficaces que la BCMUC pour effectuer des transferts vers une population potentiellement concernée par le problème d'équité dans l'accès aux soins, à savoir la population déclarant avoir renoncé à des soins lors de l'année précédente : la BCMUC permet à ces ménages de bénéficier d'un transfert positif de 4 FF par mois, qui monte à 5 FF par mois en APS, et à 8 FF par mois en APS2. Beaucoup plus nombreux, les ménages sans problème d'accès aux soins déclaré voient leur contribution nette passer de 2 FF par mois à 3 FF par mois.

Tableau n° 9

Transferts nets selon âge décennal

----- prestation=1 - CMUC -----							
ager	EFFECTIF	MOYENNE	P10	P25	P50	P75	P90
0-9 ans	2446	-7	-38	-34	-34	-30	0
10-19 ans	2819	6	-35	-34	-30	-24	191
20-29 ans	2923	3	-31	-29	-24	-14	160
30-39 ans	2783	-4	-35	-34	-30	-18	0
40-49 ans	3178	3	-34	-31	-27	-18	167
50-59 ans	2478	-5	-29	-27	-24	-18	0
60-69 ans	1653	-7	-27	-24	-24	-18	0
70 ans et plus	1455	0	-24	-24	-18	-14	107
----- prestation=2 - APS -----							
ager	EFFECTIF	MOYENNE	P10	P25	P50	P75	P90
0-9 ans	2446	-7	-38	-34	-34	-30	79
10-19 ans	2819	5	-35	-34	-30	0	162
20-29 ans	2923	3	-30	-29	-24	-7	119
30-39 ans	2783	-3	-34	-34	-30	-18	68
40-49 ans	3178	2	-34	-31	-27	-18	122
50-59 ans	2478	-4	-29	-27	-24	-18	58
60-69 ans	1653	-6	-27	-24	-24	-18	39
70 ans et plus	1455	0	-24	-24	-18	0	74
----- prestation=3 - APS2 -----							
ager	EFFECTIF	MOYENNE	P10	P25	P50	P75	P90
0-9 ans	2446	-7	-46	-42	-42	-34	145
10-19 ans	2819	7	-42	-40	-35	0	182
20-29 ans	2923	4	-37	-35	-29	0	144
30-39 ans	2783	-4	-42	-42	-37	-22	111
40-49 ans	3178	2	-42	-38	-33	-15	152
50-59 ans	2478	-5	-35	-33	-29	-22	103
60-69 ans	1653	-6	-33	-29	-29	-15	84
70 ans et plus	1455	2	-29	-29	-22	0	98

Les variables moins liées au revenu, comme l'âge ou l'état de santé montrent, comme on pouvait s'y attendre, une moindre sensibilité aux dispositifs de type BCMUC ou APS. Quel que soit le dispositif, les moins de 10 ans, les plus de 50 et les 30-39 ans sont contributeurs nets, au profit des 10-29 ans et des 40-49 ans.

Tableau n° 10

Transferts nets selon des variables d'état de santé (risque vital, invalidité, santé subjective)

----- prestation=1 - CMUC -----							
Risque vital	EFFECTIF	MOYENNE	P10	P25	P50	P75	P90
AUCUN RISQUE	5752	-6	-35	-34	-30	-24	0
TRES FAIBLE	2029	-2	-34	-31	-27	-18	107
FAIBLE	4383	-8	-34	-30	-24	-18	0
POSSIBLE A FORT	2193	-7	-30	-27	-24	-18	0
QUESTIONNAIRE SANTE NON REMPLI	5378	13	-34	-30	-24	0	178
----- prestation=2 - APS -----							
Risque vital	EFFECTIF	MOYENNE	P10	P25	P50	P75	P90
AUCUN RISQUE	5752	-6	-35	-34	-30	-18	73
TRES FAIBLE	2029	-2	-34	-31	-27	-18	83
FAIBLE	4383	-8	-34	-30	-24	-18	30
POSSIBLE A FORT	2193	-6	-30	-24	-24	-12	47
QUESTIONNAIRE SANTE NON REMPLI	5378	13	-34	-30	-24	0	159
----- prestation=3 - APS2 -----							
Risque vital	EFFECTIF	MOYENNE	P10	P25	P50	P75	P90
AUCUN RISQUE	5752	-7	-42	-42	-35	-22	120
TRES FAIBLE	2029	-4	-42	-38	-33	-22	103
FAIBLE	4383	-9	-42	-37	-29	-22	77
POSSIBLE A FORT	2193	-4	-37	-29	-29	-11	91
QUESTIONNAIRE SANTE NON REMPLI	5378	15	-42	-35	-29	8	167
transferts nets selon invalidité							
----- prestation=1 - CMUC -----							
invalidité	EFFECTIF	MOYENNE	P10	P25	P50	P75	P90
PAS DE GENE	3069	2	-38	-34	-30	-22	178
GENE INFIME	2267	-10	-35	-34	-29	-24	0
PEU GENE	4075	-8	-34	-32	-27	-18	0
GENE MAIS NORMALE	3145	-9	-34	-29	-24	-18	0
ACTIVITE REDUITE	1801	-7	-30	-24	-24	-18	0
QUESTIONNAIRE SANTE NON REMPLI	5378	13	-34	-30	-24	0	178
----- prestation=2 - APS -----							
invalidité	EFFECTIF	MOYENNE	P10	P25	P50	P75	P90
PAS DE GENE	3069	2	-38	-34	-30	-18	132
GENE INFIME	2267	-10	-34	-34	-29	-18	20
PEU GENE	4075	-8	-34	-31	-27	-18	46
GENE MAIS NORMALE	3145	-9	-34	-29	-24	-18	21
ACTIVITE REDUITE	1801	-5	-30	-24	-24	-12	48
QUESTIONNAIRE SANTE NON REMPLI	5378	13	-34	-30	-24	0	159
----- prestation=3 - APS2 -----							
invalidité	EFFECTIF	MOYENNE	P10	P25	P50	P75	P90
PAS DE GENE	3069	2	-46	-42	-37	-14	168
GENE INFIME	2267	-12	-42	-40	-35	-22	67
PEU GENE	4075	-9	-42	-38	-33	-22	92
GENE MAIS NORMALE	3145	-9	-42	-35	-29	-22	63
ACTIVITE REDUITE	1801	-4	-37	-29	-29	-11	89
QUESTIONNAIRE SANTE NON REMPLI	5378	15	-42	-35	-29	8	167

transferts nets selon note de santé			72				
prestation=1 - CMUC							
noter	EFFECTIF	MOYENNE	P10	P25	P50	P75	P90
SANTE SUBJECTIVE INFÉRIEURE A 7	1793	0	-30	-24	-24	-14	107
SANTE SUBJECTIVE A 7	1582	-6	-32	-29	-24	-18	0
SANTE SUBJECTIVE A 8	3243	-11	-34	-30	-24	-18	0
SANTE SUBJECTIVE A 9	2660	-12	-34	-34	-29	-23	0
SANTE SUBJECTIVE A 10	4578	-5	-35	-34	-30	-24	0
QUESTIONNAIRE SANTE NON REMPLI	5879	13	-34	-30	-24	0	178
prestation=2 - APS							
noter	EFFECTIF	MOYENNE	P10	P25	P50	P75	P90
SANTE SUBJECTIVE INFÉRIEURE A 7	1793	0	-30	-24	-24	0	74
SANTE SUBJECTIVE A 7	1582	-6	-32	-29	-24	-18	46
SANTE SUBJECTIVE A 8	3243	-11	-34	-30	-24	-18	13
SANTE SUBJECTIVE A 9	2660	-12	-34	-34	-29	-18	0
SANTE SUBJECTIVE A 10	4578	-4	-35	-34	-30	-18	72
QUESTIONNAIRE SANTE NON REMPLI	5879	13	-34	-30	-24	0	155
prestation=3 - APS2							
noter	EFFECTIF	MOYENNE	P10	P25	P50	P75	P90
SANTE SUBJECTIVE INFÉRIEURE A 7	1793	3	-37	-29	-29	0	108
SANTE SUBJECTIVE A 7	1582	-6	-39	-34	-29	-22	93
SANTE SUBJECTIVE A 8	3243	-12	-42	-37	-29	-22	56
SANTE SUBJECTIVE A 9	2660	-14	-42	-41	-34	-22	36
SANTE SUBJECTIVE A 10	4578	-5	-42	-42	-37	-22	117
QUESTIONNAIRE SANTE NON REMPLI	5879	15	-42	-35	-29	8	167

Les individus bénéficiaires des transferts (qu'il s'agisse de BCMUC ou d'APS) sont ceux qui n'ont pas rempli leur questionnaire sur l'état de santé. La contribution nette n'évolue pas de manière lisible avec le risque vital, l'invalidité ou la note subjective d'état de santé.

3. Efficacité d'une formule de voucher

3. Efficacité d'une formule de voucher

Les formules BCMUC – APS étudiées dans ce travail consistait jusqu'à présent à moduler le seuil d'éligibilité. Un autre attendu d'une formule de type APS est d'offrir un choix décentralisé aux consommateurs, ce qu'on appelle un voucher (le budget public finance une partie d'un achat réalisé sur le marché classique). Le choix décentralisé est en théorie mieux adapté aux besoins des consommateurs que la fourniture gratuite d'un bien uniforme.

Pourquoi est-il mieux adapté ?

- En premier lieu, le voucher peut être modulé par des critères observables, comme l'âge ou l'état de santé ; ceci ne constitue cependant pas un argument réel, car on pourrait en faire autant de la BCMUC, par une formule d'ajustement au risque des capitations allouées aux OCAM).
- L'intérêt réel de la formule de voucher est qu'elle permet aux consommateurs d'ajuster leur dépense à leur besoin, quand celui-ci n'est observable que d'eux mêmes¹⁰.

On va chiffrer le gain de bien-être (mesuré par le surplus du consommateur) procuré par ce passage à une formule de voucher. Dans une deuxième partie (3.2), on examinera le prix éventuel à payer pour ce gain en bien-être et on examinera les conditions dans lesquelles un passage au voucher semblerait préférable à la formule actuelle de BCMUC uniforme. Il resterait alors à mener une analyse empirique permettant de savoir si, en France et en 2003 (et pour toutes les sous-populations possibles), on est bien dans ces conditions.

On fait l'hypothèse que le voucher permet d'aller au-delà du montant VCMUC actuel pour les individus qui le souhaitent (il n'y a que des individus rationnés, pas d'individus trop bien servis – une autre manière de le dire est qu'on néglige le trop servi, pour des motifs de santé publique ou de trappe de pauvreté, par exemple).

3.1. Simulations : gains de bien-être d'un voucher selon les paramètres (inconnus) de la demande d'assurance maladie complémentaire

Simulation du surplus du consommateur : la BCMUC rationne le consommateur qui, s'il le pouvait, souhaiterait consommer plus (se couvrir plus, jusqu'à un niveau CC*, optimal pour lui). Cela signifie que, au niveau VCMUC, l'utilité apportée par une unité supplémentaire de couverture est supérieure au prix de marché de cette unité. L'apport en efficacité du voucher est donc simplement la différence entre le niveau d'utilité apportée par les unités supplémentaires (au-delà du niveau VCMUC) consommées, et le prix de marché.

On va donc compter, en plus du transfert APS perçu directement, que le bénéficiaire reçoit un transfert égal à cet apport en efficacité. On calculera l'apport en bien-être total (version utilitariste) du transfert APS, comparé à la valeur totale du transfert VCMUC (qui elle, est égale par définition à son coût actuariel de financement).

¹⁰ On ne pense pas tellement ici à l'état de santé, dont on montre qu'il n'a pas d'incidence sur la détention de couverture complémentaire, mais à d'autres indicateurs de « préférence pour la santé ou le risque », comme le fait de fumer (qui diminue la probabilité toutes choses égales par ailleurs de disposer d'un contrat, Buchmueller et al. 2002).

Comment valoriser l'apport en utilité des unités situées entre VCMUC et CC* ? (+ ou – inspiré de Deaton et Mullbauer, 1989, pp. 109-114)

On se dote d'une fonction de demande (marshallienne) de couverture à élasticités prix et revenu constantes :

$$CC = p^{\alpha-1} Y^{1-\gamma} e^{X\beta+u}, \text{ soit } \text{LogCC} = (\alpha-1)\text{Logp} + (1-\gamma)\text{LogY} + X\beta + u$$

p le prix d'une unité de couverture, Y le revenu du ménage, X les caractéristiques pertinentes de l'individu (âge, état de santé, localisation etc., observables ou non par l'assureur ou le planificateur) et u les caractéristiques de l'individu non observables par l'économètre.

On écrit : $CC_i(X,Y) = Y^{(1-\gamma)} e^{X\beta+u}$, la demande latente de CC (hors l'effet prix).

Pour un individu (X,Y,u) donné, la « valeur » d'une unité de couverture supplémentaire au niveau CC est donc donnée par :

$$\text{Logp} = [\text{LogCC} + (\gamma-1)\text{LogY} - (X\beta+u)]/(\alpha-1),$$

soit $p = \exp\{[\text{LogCC} + (\gamma-1)\text{LogY} - (X\beta+u)]/(\alpha-1)\}$, ou encore :

$$p = \frac{(Y^{\gamma-1} CC)^{\frac{1}{\alpha-1}}}{e^{\frac{X\beta+u}{\alpha-1}}} \quad (1)$$

On pose alors deux hypothèses :

- la demande de couverture maximale d'un individu est la couverture complète, fixée à 1 ; le prix de marché s'en déduit alors : $CC_i^{\max}(X,Y) * (p^m)^{(\alpha-1)} = 1$,

soit $p^m = (CC_i^{\max}(X,Y))^{(1/1-\alpha)}$, où CC_i^{\max} est observée empiriquement (c'est le maximum de $Y^{(1-\gamma)} e^{X\beta+u}$). On en déduit la couverture optimale de l'individu de caractéristiques (X,Y,u) : $CC^* = (p^m)^{(\alpha-1)} Y^{(1-\gamma)} \exp(X\beta+u)$

- la CMUC actuelle correspond à une fraction fixe τ de cette demande de couverture complète, au voisinage de 0.5 (dans la pratique, on a retenu deux taux, 0.5 et 0.4). On en déduit le prix

implicite correspondant au niveau de consommation de la CMUC, $p^{CMUC} = \frac{(\tau Y^{\gamma-1})^{\frac{1}{\alpha-1}}}{e^{\frac{X\beta+u}{\alpha-1}}}$

Connaissant, VCMUC (volume de couverture correspondant à la VCMUC), la valeur de cette couverture (p^{CMUC}) et le prix du marché, on peut calculer :

- Le coût implicite du rationnement pour l'individu de caractéristiques (X,Y,u), donné par $p^{CMUC} - p^m$, fonction des paramètres $(\alpha, \beta, \gamma, \sigma)$ (σ est l'écart type de u).
- le gain approximatif¹¹ en bien-être d'une formule décentralisée de type APS : $G(X,Y) = 0.5 * (p^{CMUC} - p^m) * (CC^* - \tau)$;
- On repasse alors les calculs d'équité, non plus sur la base de la valeur de la VCMUC actuelle, mais bien sur la base de $p^m CC^*$.

Pour un individu donné, (X,Y) sont connus, et l'estimation de la valeur repose sur des paramètres $(\alpha, \beta, \gamma, \sigma)$ inconnus. On mène des simulations en faisant varier ces valeurs des paramètres, autour de valeurs centrales estimées de manière rudimentaire :

- β : on considère un seul effet fumeur, estimé arbitrairement à -0.2 (ligne SAS : $cclatente = -\beta * (fume=1) + \sigma * normal(1)$); c'est un choix pour l'instant arbitraire, lié à l'absence de fonction empirique de demande d'assurance complémentaire santé sur données françaises. Pour mener une telle estimation, on pourrait utiliser les cotisations reportées par les enquêtés dans l'enquête ESPS, en distinguant un effet actuariel, et un effet demande pur, lui même composé d'un effet prix, d'un effet revenu et d'un effet des préférences individuelles (non observables à travers la tarification actuarielle).
- α : on fait varier l'élasticité prix entre -0.2 ($\alpha = 0.8$) et -1.0 ($\alpha = 0.0$)
- γ : on fait varier l'élasticité revenu entre $+0.2$ ($\gamma = 0.8$) et $+0.4$ ($\gamma = 0.6$)
- σ : on a pour l'instant laissé ce paramètre à 0 (pas de variabilité non observable par l'économètre)
- τ : on a commencé avec 0.5 (la CMUC représente 1500 FF par an, et le reste à charge après régime obligatoire représente 25% d'une dépense totale voisine de 12.000 FF par an, soit 3.000 FF ; la couverture complète est donc voisine de $2 * VCMUC$). Cependant, avec une telle valeur, l'APS décentralisée n'apporte aucun gain dès que l'élasticité revenu est trop forte (dès qu'elle dépasse $+0.4$ en fait), car alors la couverture optimale des plus pauvres est déjà inférieure à la CMUC. Pour simuler avec une élasticité revenu forte de la demande de couverture, on a donc abaissé le niveau de la couverture CMUC à 0.4 de la couverture complète.

¹¹ La formule exacte de calcul du gain est :

$$G(X,Y) = \int_{c=CMUC}^{c=CC^*(X,Y)} (e^{-\frac{X\beta}{\alpha-1} (Y^{\gamma-1} c)^{\frac{1}{\alpha-1}}} - p^m) dc = \left[\frac{\alpha-1}{\alpha} Y^{\frac{\gamma-1}{\alpha-1}} c^{\frac{\alpha}{\alpha-1}} - p^m c \right]_{CMUC}^{(p^m)^{\alpha-1} Y^{\gamma-1} e^{X\beta}} =$$

$$\frac{\alpha-1}{\alpha} Y^{\frac{\gamma-1}{\alpha-1}} (p^m)^{\alpha} Y^{\frac{\alpha(\gamma-1)}{\alpha-1}} e^{\frac{\alpha}{\alpha-1} X\beta} - \frac{\alpha-1}{\alpha} Y^{\frac{\gamma-1}{\alpha-1}} CMUC \tilde{C}^{\frac{\alpha}{\alpha-1}} - (p^m)^{\alpha} Y^{\gamma-1} e^{X\beta} + p^m CMUC \tilde{C} =$$

$$CMUC \times p^m + \left(\frac{\alpha-1}{\alpha} Y^{\frac{(\alpha+1)(\gamma-1)}{\alpha-1}} e^{\frac{\alpha}{\alpha-1} X\beta} - Y^{\gamma-1} e^{X\beta} \right) (p^m)^{\alpha} - \frac{\alpha-1}{\alpha} Y^{\frac{\gamma-1}{\alpha-1}} CMUC \tilde{C}^{\frac{\alpha}{\alpha-1}}$$

Remarque : pour les simulations, la variable Y retenue est le revenu par unité de consommation du ménage rapporté à la moyenne de cette variable pour l'ensemble de la population.

Résultats

Tableau n° 11

impact d'une formule de voucher, selon la valeur de l'élasticité-prix de la demande de couverture, pour les valeurs suivantes des autres paramètres : Elasticité revenu = +0.2, $\tau = 0.5$

Conduit à $CC^* = 0.62$, Cible = 1869 +/- 254 (écart-type)

Elasticité prix	Prix de marché	Prix implicite de la VCMUC en BCMUC	Gain d'une formule à libre choix
-0.2	8.11	28.96	35 %
-0.3	4.04	9.01	17 %
-0.4	2.85	5.11	11 %
-0.5	2.31	3.65	8 %
-0.6	2.01	2.93	6 %
-0.7	1.82	2.51	5 %
-0.8	1.69	2.23	4 %
-0.9	1.59	2.04	4 %
-1.0	1.52	1.89	3 %

Guide de lecture : la dernière colonne indique que, pour une élasticité-prix de -0.2, le gain d'efficacité $(0.5 \cdot (p^{CMUC} - p^m) \cdot (CC^* - CMUC))$ représente 35 % de $p^m \cdot CC^*$, la « valeur » en bien-être de la CC de marché. On peut donc dire que le plafonnement de la CMUC représente un tiers de la valeur d'une couverture complémentaire optimale si l'élasticité revenu de la demande de couverture est de + 0.2, l'élasticité-prix de - 0.2 et si la CMUC représente 50 % de la couverture complète.

Tableau 11bis

Elasticité revenu = +0.3, $\tau = 0.4$:

Conduit à $CC^* = 0.50$ +/- 0.09, Cible = 1864 +/- 351 (écart-type)

Elasticité prix	Prix de marché	Prix implicite de la VCMUC en BCMUC	Gain d'une formule à libre choix
-0.2	24.12	99.77	53 %
-0.3	8.35	19.66	22 %
-0.4	4.91	9.02	13 %
-0.5	3.57	5.71	10 %
-0.6	2.89	4.23	7 %
-0.7	2.48	3.42	6 %
-0.8	2.22	2.92	5 %
-0.9	2.03	2.59	4 %
-1.0	1.89	2.35	4 %

Tableau 11ter

Elasticité revenu = +0.4, $\tau = 0.4$

Conduit à $CC^* = 0.40 \pm 0.10$, Cible = 1498 \pm 365 (écart-type)

Elasticité prix	Prix de marché	Prix implicite de la VCMUC en BCMUC	Gain d'une formule à libre choix
-0.2	70.16	122.35	21 %
-0.3	17.01	21.12	11 %
-0.4	8.37	9.30	8 %
-0.5	5.48	5.79	6 %
-0.6	4.12	4.25	5 %
-0.7	3.37	3.42	5 %
-0.8	2.89	2.92	4 %
-0.9	2.57	2.58	4 %
-1.0	2.34	2.34	3 %

Ce que montrent ces simulations :

- pour une élasticité-revenu donnée de la demande de couverture, le gain de bien-être lié à la décentralisation des décisions décroît fortement quand l'élasticité-prix augmente en valeur absolue. Si la demande de couverture est peu sensible au prix (la couverture est plus proche d'un besoin que d'un choix), les individus solvabilisés souhaitent acquérir un volume sensiblement plus important de couverture que ce qui est offert par la BCMUC – les pertes liées au plafonnement sont alors voisines de 20 % (avec une pointe à 35 % pour l'élasticité-revenu la plus faible). Dès que la demande de couverture est sensible au prix, la BCMUC plafonnée ne représente pas une grande perte pour les individus (pour acquérir plus de couverture que la VCMUC, il faudrait payer).
- L'élasticité-revenu joue aussi fortement : tant qu'elle est faible, la BCMUC bride effectivement les préférences individuelles, mais dès qu'elle dépasse 0.3, la VCMUC convient parfaitement aux plus pauvres. La valeur de l'élasticité-revenu de la demande d'assurance complémentaire est évidemment un aspect crucial des raisonnements menés dans ce travail : si on place l'équité en premier, c'est parce qu'on pense que l'élasticité revenu est forte et que les pauvres sont enclins à sacrifier cette couverture complémentaire, pourtant jugée « nécessaire » ou « efficace » selon d'autres critères que la stricte logique du consommateur. En ce cas, fournir aux pauvres un produit unique de valeur fixée n'entraîne aucune perte de bien-être et il n'y a pas d'arbitrage équité – efficacité au sein de cette population pauvre (bien évidemment, il y en a parmi les riches, qui perdent lourdement en bien-être en finançant la prestation sans rien recevoir en échange). La formule de *voucher* n'a d'intérêt que si l'équité compte moins et l'efficacité plus, par exemple si des pauvres font des sacrifices pour acquérir une complémentaire maladie, même chère. On ne dispose aujourd'hui d'aucune estimation empirique de la demande de complémentaire maladie en France (cf. ci-dessus, valeur adoptée pour le paramètre β), mais des indications parcellaires semblent montrer que l'élasticité revenu de la complémentaire maladie n'est pas suffisamment forte pour annuler toute demande : avant la mise en place de la BCMUC, on comptait presque 30 % de personnes couvertes par une couverture complémentaire parmi les ménages les plus pauvres (moins que le RMI). Le succès des formules de CMU+ proposées par certaines CPAM semble aller dans le même sens.

- Enfin, même quand la demande de couverture est, en moyenne, du niveau de la VCMUC, la décentralisation apporte un gain d'efficacité par une meilleure allocation : ceux qui « préfèrent » la santé (dans notre exemple, les non fumeurs, mais il pourrait s'agir de toute autre variable non observable par le régulateur, donc non intégrable dans les ajustements au risque) acquièrent plus de VCMUC, les autres restent au niveau de la VCMUC.

Remarque technique : en toute rigueur, le calcul de $CC^*(X,Y)$ est valide pour les individus achetant sur le marché, mais pas pour les individus solvabilisés. Pour eux, le prix apparent est $p^a = p^m(1 - VCMUC/CC)$. Il faudrait en tenir compte, mais cela rendrait la résolution plus complexe. On considère ici que le transfert opère seulement un changement de revenu (de Y à $Y + VCMUC$), mais que l'individu considère le prix du marché pour les unités supplémentaires.

En repassant l'analyse avec cette nouvelle distribution de revenu, les résultats changent très peu :

Tableau n° 12

Analyse de sensibilité, traitement différent de l'impact de la solvabilisation (effet revenu)

Elasticité revenu = +0.4, $\tau = 0.4$, revenu augmenté de la VCMUC pour ceux qui y ont droit :

Conduit à $CC^* = 0.41 \pm 0.09$, Cible = 1534 \pm 320 (écart-type)

Elasticité prix	Prix de marché	Prix implicite de la VCMUC en BCMUC	Gain d'une formule à libre choix
-0.2	65.77	117.09	18%
-0.3	16.29	20.85	9%
-0.4	8.11	9.30	6%
-0.5	5.34	5.82	4%
-0.6	4.04	4.29	3%
-0.7	3.31	3.46	3%
-0.8	2.85	2.95	3%
-0.9	2.54	2.61	2%
-1.0	2.31	2.36	2%

Toujours en augmentant le revenu des bénéficiaires de la VCMUC, en revenant à une élasticité revenu de + 0.2 et une VCMUC de 0.5 de la couverture complète, on trouve, pour une élasticité prix de - 0.2 : prix de marché = 8.11, prix implicite de la VCMUC = 28.98, gain = 34 %.

3.2. Coûts possibles liés à une formule de voucher

Une fois délimitée la zone dans laquelle on peut escompter un gain de bien-être en passant à une formule de voucher, on en calcule les coûts ; ceux-ci sont de deux ordres, tous deux liés à l'équité (les mesures de redistributivité ne s'appliquent pas au transfert par le voucher, car il ne laisse pas le revenu moyen inchangé) :

- Le premier coût d'équité est lié au fait que le niveau jugé « normal » à atteindre est maintenant non plus VCMUC (soit 1 500 FF par personne et par an), mais $CC^*(X,Y)$. C'est une forme d'équité un peu particulière, puisque la valeur-cible varie avec chaque individu de caractéristiques (X,Y) ; on peut accepter ou rejeter cette forme particulière de mesure d'équité selon le rôle qu'on fait jouer à l'élasticité revenu. Si on estime que l'élasticité revenu indique seulement la meilleure façon que trouvent les individus de répartir leur budget selon la taille de celui-ci, il n'y a aucune raison de considérer que tout le monde devrait consommer comme les plus riches (et on conservera une vision de l'équité comme « accès à une quantité jugée nécessaire pour des raisons extérieures ») ; en revanche, si on pense que l'élasticité revenu marque une contrainte d'accès sur un bien pour lequel il ne devrait pas y avoir de lien entre capacité à payer et consommation (notion de bien méritoire), alors il est légitime de considérer qu'un accès « égal » est un accès de tous à la consommation des riches. Le point de vue ici adopté est agnostique sur ce point : nous estimons que, tant que la société offre une valeur de VCMUC, c'est qu'elle se prononce pour la première acception et il est alors fondé de mesurer l'équité par le coefficient budgétaire de VCMUC à sa valeur actuarielle ; en revanche, si la société offre un voucher et l'accès à la couverture souhaitée par tous, il est légitime d'évaluer l'écart à l'accès égal par le coefficient budgétaire de $CC^*(X,Y)$.
- Le deuxième coût d'équité est lié au fait que l'accès inégal à un bien peut aussi provenir de différences de prix auxquelles sont soumises des populations différentes sur un marché pour un même produit. Cette idée qu'il existe des prix différents pour des populations différentes est assez classique dès lors que le bien en question est un agrégat (par exemple l'indice de prix du médicament varie avec l'âge du consommateur, parce que les plus âgés consomment des molécules différentes des plus jeunes, Berndt et al., 1997) ; l'idée spécifique que les pauvres aient à faire face à un prix particulier pour de nombreux biens (principalement pour des raisons d'accès au marché plus coûteux) a été peu étudiée depuis les travaux fondateurs de Piachaux. Pourtant, pour certains biens « non anonymes » (pour lesquels l'identité de l'acheteur a de l'importance pour l'offreur), on peut concevoir qu'il existe une forme de discrimination, se traduisant par une différence de prix. Nous tentons d'explorer cette piste, qui dit, en substance, que la formule de voucher repose sur une hypothèse non démontrée que la seule différence entre les pauvres et les riches est une différence de revenu, et que la solvabilisation y pourvoira.

Coût d'équité lié à la modification du niveau à atteindre (sous hypothèse de prix identiques pour les pauvres et les riches) :

La simulation est menée sous le jeu d'hypothèses :

- élasticité -prix = -0.2,
- élasticité - revenu = +0.2,
- taux = 0.5

On calcule le coefficient budgétaire pour chaque ménage de l'accès à la couverture optimale au prix du marché (et non, comme dans les exercices précédents, de l'accès à la valeur actuarielle simple de la VCMUC) ; les ménages reçoivent l'APS2 estimée ci-dessus (qui annule les problèmes d'équité moyennant un surcoût budgétaire de 22 %).

Tableau n° 13

Impact en coefficient budgétaire d'une formule de voucher ; élasticité-prix de -0.2, élasticité-revenu de +0.2 et $\tau=0.5$

Quantile	Niveau *	Effectif (individus)	APS2		
			CB05 (en %)	Cbmoy (en %)	%bénéf. (en %)
5 %	330	854	0	0	100
10 %	490	1153	0	0	100
15 %	577	1086	5	0.8	97
20 %	661	957	27	3.0	84
25 %	746	1332	32	4.5	8
30 %	810	881	40	4.7	1
35 %	896	1394	19	4.1	0
40 %	955	781	11	4.0	0
45 %	1010	974	2	3.6	0
50 %	1086	1078	1	3.6	0
55 %	1175	1156	0	3.3	0

* revenu /u.c., en €/mois

Cette mesure d'équité montre que l'APS décentralisée révèle un problème d'équité au-delà des ménages les plus pauvres, en fait entre les quantiles 20 et 40, dans lesquels la valeur de la couverture complémentaire optimale dépasserait 5 % du budget de 20 % à 40 % des ménages.

Discrimination :

Un autre coût potentiel de la formule de voucher est liée à l'accès au marché. Si les pauvres ont accès au même marché de couverture complémentaire que les autres et si ce marché est sans coût d'accès, la formule de voucher permet d'augmenter le bien-être des pauvres, à coût nul. En revanche, si l'accès à ce marché est coûteux (il faut disposer d'une information complexe, par exemple), ou si les pauvres ne font pas face au même prix que les autres, alors le gain de bien-être peut-être capté au moins partiellement par un coût.

Le fait que les pauvres payent plus cher que les autres est particulièrement facile à évaluer dans notre approche, puisqu'on a calculé le gain en bien-être lié au voucher en termes de prix (le coût du rationnement de la BCMUC est traduit en sur-facturation relative implicite par rapport au coût actuariel) : si les bénéficiaires de l'APS ne payent pas p^m , mais $p^{discrim} > p^m$, il y a toujours un gain potentiel à acquérir plus de couverture que ce qu'offre la BCMUC (tant que $p^{discrim}$ reste inférieur à la valeur de la dernière unité de couverture offerte par la BCMUC), mais celui-ci se paye d'une perte liée au fait qu'il faut acheter sur le marché la quantité initiale VCMUC à un prix total supérieur à la valeur du voucher. L'intérêt est de calculer le degré minimal de discrimination nécessaire pour effacer le gain de décentralisation.

Pour quelles raisons les pauvres payeraient-ils plus cher que les autres ?

Deux modèles sont envisageables pour rendre compte de cette distorsion du marché (Grignon, 2002).

Atkinson propose un modèle de production à coûts fixes d'un bien dont l'utilité augmente avec la productivité (donc, le revenu). Ce modèle rend en fait plus compte d'une absence de marché pour les pauvres que d'une réelle différence de prix.

L'autre approche est celle de la discrimination : l'assurance, comme le logement ou le crédit, est un bien particulier en ce sens que l'identité de l'acheteur est un élément important pour le vendeur (il ne se débarrasse pas de la transaction en signant le contrat ou en recevant le paiement).

Si le vendeur a un « goût » pour la discrimination, ou, plus vraisemblablement, s'il déchiffre mal les comportements d'individus issus d'une certaine sous-population (on parle de « discrimination statistique »), il va leur appliquer un sur-coût : par exemple, les établissements de crédit peuvent anticiper que les Noirs rembourseront moins bien et leur appliquer une prime de risque systématique (en outre, cette prédiction sera souvent auto-réalisatrice, la surprime sélectionnant les ménages décidés de toutes façons à mal rembourser)¹².

Une autre forme de discrimination provient du vendeur qui doit tenir compte du « goût » de ses autres clients pour la discrimination envers un segment de la population : il va alors inclure le surcoût lié à cette discrimination dans le prix qu'il demande aux ressortissants de cette sous-population. L'exemple est ici celui du logement : aux USA, les Noirs sont indésirables pour les Blancs et les propriétaires refusent de leur louer ou encore les promoteurs refusent de leur vendre dans ces zones ; le résultat est que les Noirs vivent dans des zones où ne vivent que des Noirs (la discrimination conduit au moins à la ségrégation, la question reste de savoir si elle conduit aussi à une situation dégradée pour la population victime de la ségrégation).

En France, l'exemple documenté est celui des aides au logement (Grignon, 2002) et concerne directement les pauvres. La question empirique est évidemment de savoir si les « riches » ont le même goût pour la discrimination vis-à-vis des pauvres en assurance complémentaire santé qu'en logement social. Un mécanisme possible serait que les non pauvres soupçonnent que la pauvreté soit une forme d'incapacité totale à adopter des comportements « normaux » vis-à-vis du futur et de la prudence, ce qui conduirait inéluctablement le « pauvre » à coûter cher en assurance (donc à augmenter les primes de ses co-assurés).

Un exemple de ce type d'appréciation pseudo-savante est fournie par l'Encyclopédie de l'assurance (Lorenzi, 1998) : « C'est le syndrome de la fracture sociale. Le chômage de longue durée ou la précarité de l'emploi provoque une sorte d'éviction des personnes concernées de la sphère économique et sociale. Celles-ci risquent de perdre l'habitude ou la motivation de se munir, par exemple, d'une assurance automobile, ou d'habitation. **De plus, les enquêtes ont montré [sic] que ce genre de situation est propice à la fraude et à la désresponsabilisation des assurés, d'où un risque moral accru** » (page 38, c'est moi qui souligne).

Goffman a décrit le premier ce mécanisme de stigmatisation par lequel une incapacité ou une infirmité particulière signe une incapacité totale et généralisée de l'individu (il cite l'exemple des personnes bienveillantes qui hurlent quand elles parlent à un aveugle, persuadées qu'un non voyant doit aussi entendre mal). Dumont (1960) fournit une interprétation de ce mécanisme de « somatisation » de toute différence comportementale : dans une société « individualiste », la différence culturelle n'a pas droit de cité et ne peut donc s'expliquer rationnellement que par une sorte de différence raciale ou somatique.

¹² Balsa et Mc Guire (2001) proposent un modèle de discrimination « statistique » appliqué à l'interaction patient-médecin : le médecin blanc peut alors sur ou sous-prescrire à ses patients noirs parce qu'il déchiffre mal leurs symptômes.

Dans ces deux cas (discrimination statistique d'une part, « goût » des autres assurés d'autre part), la discrimination (et le sur-coût imposé à certains) ne provient pas d'une mauvaise volonté de certains acteurs (qui seraient alors à plus ou moins long terme supplantés sur le marché par d'autres offreurs, capables, eux, de capturer cette sous-population et cette partie du marché, voire d'en retirer une rente). Elle provient d'une situation à laquelle aucun offreur ne peut échapper.

Dans le cas « goût » des autres assurés, le prix dépend alors certainement de variables stigmatisantes, que les autres peuvent détecter facilement. Dans cette approche :

$$p^{\text{discrim}} = p^m (1 + \pi^*(2P_{\text{CMUC}} - Y)), \text{ si } Y < P_{\text{CMUC}},$$

$$p^{\text{discrim}} = p^m \text{ sinon,}$$

π étant ici le paramètre d'intérêt (qui fixe l'ampleur de la discrimination).

Avec $\pi = 5.10^{-5}$ (pour des revenus et plafonds exprimés en FF), on obtient un sur-prix de 35% pour les ménages les plus pauvres (revenu nul), soit le gain exact que le ménage moyen retire de la formule de voucher, dans cette hypothèse favorable.

En moyenne sur le premier quantile 5 %, le sur-coût est de 29 % par rapport au prix du marché, ce qui fait que les ménages les plus pauvres ne retirent qu'un avantage faible du passage au voucher. Le sur-coût s'annule à deux fois le plafond de la BCMUC, soit 1 044 €, et concerne donc près de la moitié des ménages.

Tableau n° 14

Effet en équité d'un sur-prix payé par les pauvres, hypothèse $\pi = 5.10^{-5}$, élasticité-prix de -0.2 , élasticité-revenu de $+0.2$ et $\tau=0.5$. La valeur de la CC rapportée au budget est ici $CC^*(X,Y) \times p^{\text{discrim}}(Y)$

Quantile	Niveau *	Effectif (individus)	APS2		
			CB05 (en %)	Cbmoy (en %)	%bénéf. (en %)
5 %	330	854	1	0	100
10 %	490	1153	0	0.2	100
15 %	577	1086	7	1.0	97
20 %	661	957	33	3.6	84
25 %	746	1332	49	5.0	8
30 %	810	881	58	5.1	1
35 %	896	1394	26	4.3	0
40 %	955	781	23	4.2	0
45 %	1010	974	2	3.6	0
50 %	1086	1078	1	3.5	0
55 %	1175	1156	0	3.3	0

* revenu /u.c., en €/mois

Ce sur-coût renforce le problème d'équité, là encore sur les quantiles 20 à 40 (les plus pauvres sont protégés par l'APS2).

Bibliographie

Bibliographie

Accardo, J. et Fall M., (1996), *La mesure des revenus dans les enquêtes ménages et fiabilité des indicateurs d'inégalités dérivés*, INSEE document de travail F9602

Akerlof., Georges. (1978), « The Economics of 'Tagging' as Applied to the Optimal Income Tax, Welfare Programs, and Manpower Planning », *American Economic Review*, 68

Balsa, Ana, I. and McGuire Thomas G. (2001), « Statistical discrimination in health care », *Journal of Health Economics*, 20 :881-907

Berndt E. R. et al. (1997), *Is Price Inflation Different for the Elderly? An Empirical Analysis of Prescription Drugs*, National Bureau of Economic Research Working Paper: 6182.

Buchmueller, T., Couffinhal A., Grignon M. et Perronnin M. (2002), *Access to Physician Services : Does Supplemental Insurance Matter ? Evidence from France*, National Bureau of Economic Research Working Paper: 9238.

Deaton, A. et Mullbauer J., (1989), *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge University Press

Dumont L. (1960), « Caste, racism et 'stratification' », *Cahiers internationaux de Sociologie*, XXIX, 91-112, repris dans *Homo Hierarchicus*, 1966, Gallimard, Appendice A, 305-323

Grignon M. (2002), « Quel filet de sécurité pour la santé ? Une approche économique et organisationnelle de la couverture maladie universelle » *Revue Française des Affaires Sociales*, 2002/02, 145-178

LeGrand J. (1991), *Equity and Choice – An Essay in Economics and Applied Philosophy*, Routledge

Lorenzi J.-H. (1998), « L'industrie de l'assurance », in Ewald, F. et J.-H. Lorenzi, éditeurs, *Encyclopédie de l'assurance*, Economica, pp.

Annexes

Annexes : résultats et méthodes pour le redressement des revenus dans ESPS :

Valider (et/ou redresser) la distribution des revenus tels qu'ils sont appréhendés par notre enquête.

On suit la marche suivante :

- (1) validité interne (traitement des chutes et refus de réponse) : normalement, l'échantillon est tiré aléatoirement dans un fichier exhaustif de la population des ménages ordinaires, il est donc représentatif. Cependant, il y a des chutes importantes et, pour chaque chute, se pose la question de sa corrélation avec la variable d'intérêt (le revenu). Il y a d'abord les refus de répondre à l'enquête, pour lesquels on ne peut rien faire (on ne connaît rien sur eux), puis les chutes entre le premier et le quatrième appel (les questions sur les revenus ne sont posées que lors de ce quatrième appel), puis des refus de répondre à la question sur les revenus en continu lors du quatrième appel, enfin un refus de répondre aussi à la question sur les revenus en tranche. Pour les trois dernières chutes (abandon avant le 4^e appel, et refus sur la question des revenus), on adopte une stratégie SSM : on modélise la probabilité qu'un individu réponde (en fonction de variables susceptibles d'influencer ce comportement, variables parmi lesquelles on retrouvera les déterminants du revenu, mais pas seulement et pas toutes pour des raisons d'identification), on récupère l'inverse du ratio de Mill (IRM), et on modélise ensuite le revenu en introduisant l'IRM dans l'équation.

On impute alors des revenus à ceux qui ont refusé de répondre. Deux méthodes sont possibles (Caron, 1996) :

Le hot-deck métrique, qui consiste à utiliser le bloc déterministe du MCO des revenus comme une distance, à chercher le répondant le plus proche (au sens de cette distance) du non répondant « i » et à imputer son revenu à « i ». S'il y a plusieurs donneurs possibles, on en choisit un au hasard.

La méthode des ratios, qui consiste simplement à imputer à tous les non répondants de mêmes caractéristiques X la valeur $X' B \frac{Y}{\sum X' B}$; cette méthode d'imputation, nettement plus simple à mettre en œuvre sous SAS, réduit la variance artificiellement.

On impute donc uniquement selon la méthode Hot Deck.

Dans ces deux méthodes, on utilise l'information apportée par l'IRM, c'est-à-dire qu'on tient compte de l'éventuel biais de sélection sur le revenu (les non répondants ont une hétérogénéité individuelle non observable qui est liée aussi au revenu toutes choses égales par ailleurs). La critique qu'on peut faire à cette manière de prendre en compte l'hétérogénéité est qu'elle repose sur une hypothèse de bi-normalité, que rien ne soutient (notamment les revenus sont supposés en général suivre une loi de Pareto et non une loi log-normale). Pourtant, dans l'exemple canonique d'Heckman, c'est bien de salaires qu'il s'agit. Faut-il poursuivre avec la méthode de Lee (1983) ? (Lee, L. F., 1983, "Generalized Econometric Models with Selectivity", *Econometrica*, 51: 507-512).

Méthode Heckit sur le redressement des refus de répondre, puis des chutes avant l'appel 4) :

Traitement des refus de répondre à la question sur le revenu (pour ceux qui sont allés jusqu'à APPEL4)

Probabilité de refuser de donner son revenu

```

                                The LOGISTIC Procedure
                                Model Information
Data Set                          WORK.MENAGE2
Response Variable                  refus1
Number of Response Levels         2
Number of Observations            5871
Model                             binary probit
Optimization Technique            Fisher's scoring

                                Response Profile
Ordered Value      refus1      Total
                                Frequency
1                   1         1066
2                   0         4805

Probability modeled is refus1=1.
NOTE: 7 observations were deleted due to missing values for the response or explanatory
variables.

                                Model Convergence Status
Convergence criterion (GCONV=1E-8) satisfied.

                                Model Fit Statistics
                                Intercept
                                Intercept and
Criterion                    Only      Covariates
AIC                          5564.966  5225.929
SC                            5571.644  5372.840
-2 Log L                      5562.966  5181.929
Testing Global Null Hypothesis: BETA=0
Test                          Chi-Square  DF      Pr > ChiSq
Likelihood Ratio              381.0371  21      <.0001
Score                         392.9071  21      <.0001
Wald                          358.7724  21      <.0001

```


Analysis of Maximum Likelihood Estimates					
Parameter	DF	Estimate	Standard Error	Wald Chi-Square	Pr > ChiSq
Intercept	1	-0.4260	0.2046	4.3370	0.0373
AGE	1	-0.0161	0.00758	4.5382	0.0331
age2	1	0.000230	0.000076	9.1325	0.0025
nonpr	1	0.3824	0.0567	45.4469	<.0001
etranger	1	-0.1048	0.1074	0.9527	0.3290
femme	1	-0.2092	0.0562	13.8771	0.0002
celib	1	0.2138	0.0622	11.8138	0.0006
gene	1	-0.1347	0.0527	6.5370	0.0106
handicape	1	-0.1685	0.0666	6.3965	0.0114
fonc	1	-0.3522	0.0632	31.0520	<.0001
salprive	1	-0.3064	0.0539	32.3431	<.0001
cadre	1	0.1650	0.0774	4.5409	0.0331
ouest	1	-0.0962	0.0563	2.9174	0.0876
sudest	1	-0.1440	0.0505	8.1190	0.0044
nord	1	-0.0959	0.0706	1.8447	0.1744
dumrevaugmente	1	-0.2919	0.0567	26.5106	<.0001
dumrevaut	1	0.2972	0.0587	25.6106	<.0001
dumlogement	1	-0.1274	0.0638	3.9878	0.0458
dumape	1	-0.3042	0.1285	5.5983	0.0180
dumsalaire	1	0.3255	0.0642	25.7068	<.0001
dumretraite	1	0.2962	0.0705	17.6256	<.0001
dumqs	1	-0.3954	0.0568	48.4840	<.0001
Association of Predicted Probabilities and Observed Responses					
Percent Concordant		67.7	Somers' D	0.360	
Percent Discordant		31.7	Gamma	0.362	
Percent Tied		0.6	Tau-a	0.107	
Pairs		5122130	c	0.680	

Régression du revenu total du ménage, avec l'IRM

The REG Procedure							
Model: MODEL1							
Dependent Variable: lny							
Analysis of Variance							
Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F		
Model	22	1004.23455	45.64703	225.24	<.0001		
Error	4669	946.23738	0.20266				
Corrected Total	4691	1950.47193					
	Root MSE	0.45018	R-Square	0.5149			
	Dependent Mean	9.42779	Adj R-Sq	0.5126			
	Coeff Var	4.77506					
Parameter Estimates							
Variable	Label	DF	Parameter Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	
Intercept	Intercept	1	8.03963	0.07927	101.43	<.0001	
AGE	Age calculé de la personne	1	0.01586	0.00290	5.47	<.0001	
age2	Age au carré	1	-0.00012037	0.00003052	-3.94	<.0001	
NBPERS	Nb de personne ds le menage	1	0.10683	0.00640	16.70	<.0001	
couple	Vit en couple	1	0.30816	0.01734	17.77	<.0001	
actifoccupe	L'informant est AO	1	0.10491	0.01936	5.42	<.0001	
fonc	L'informant est fonctionnaire	1	0.23184	0.02568	9.03	<.0001	
salprive	L'informant est salarié privé	1	0.15408	0.02310	6.67	<.0001	
ouvrier	L'informant est ouvrier	1	-0.08936	0.01840	-4.86	<.0001	
cadre	L'informant est cadre	1	0.25812	0.02794	9.24	<.0001	
bac	L'informant a son bac	1	0.17841	0.01938	9.20	<.0001	
etudsup	L'informant a fait etudes sup	1	0.28385	0.01706	16.64	<.0001	
paris	Menage habite Paris	1	0.10158	0.01977	5.14	<.0001	
sudouest	Ménage habite le Sud W	1	-0.05607	0.02094	-2.68	0.0074	
dumrevaugmente	Le revenu a augmente	1	0.12498	0.01949	6.41	<.0001	
dumrevaut	Existence de revenus autres	1	0.27822	0.02411	11.54	<.0001	
dumlogement		1	-0.18530	0.02069	-8.96	<.0001	
dumape		1	0.06790	0.03640	1.87	0.0622	
dumsalaire		1	0.45965	0.02616	17.57	<.0001	
dumretraite		1	0.22069	0.02905	7.60	<.0001	
dumrmi		1	-0.20409	0.04468	-4.57	<.0001	
duminvalid		1	0.06542	0.02960	2.21	0.0272	
irm		1	-0.21061	0.03924	-5.37	<.0001	

(2) validité externe : une fois qu'on a obtenu une distribution « propre » sur la population ayant accepté de commencer l'enquête, la question se pose de la comparaison de cette distribution avec d'autres, issues d'autres enquêtes ménages. Accardo et Fall (1996) ont mené une telle comparaison, entre enquêtes INSEE, sur des données assez anciennes. On cherche, dans les documents de travail INSEE si cette étude a été actualisée, et on l'utilise quoi qu'il en soit, pour avoir une idée de l'ordre de grandeur des variations auxquelles on peut s'attendre d'une enquête à l'autre. Les différences peuvent provenir de deux sources : la population qui répond à l'enquête n'est pas un tirage aléatoire (problème de chute, pour lequel on est désarmé car on ne connaît rien sur ceux qui ne répondent pas), et, parmi la population qui répond, le mode de passation du questionnaire induit des réponses différentes d'une enquête à l'autre. Tout ce qu'on peut faire, c'est supposer qu'il y a indépendance entre le fait de refuser de répondre à l'enquête (*nota bene* : on fait ici l'hypothèse que les adresses fausses ou non contactables sont au hasard et ne perturbent donc pas la représentativité de l'échantillon) et le revenu. On

redresse alors par la structure observable (on re-pondère *ex post* l'échantillon observé pour qu'il soit conforme à la « vraie » population sur les facteurs du revenu).

Redressement sur les caractéristiques externes : par comparaison de la structure de la population interrogée avec le recensement de la population de mars 2000, il apparaît que la population de l'enquête n'est pas représentative par âge de la personne de référence (trop de 50-60 ans, pas assez de 60 et +) et par taille de ménage (déficit marqué en ménages d'une seule personne, et donc trop de ménages de 4 personnes et +); la différence sur l'âge explique certainement la différence sur l'occupation de la personne de référence (pas assez de retraités, trop d'actifs occupés). En revanche, les écarts régionaux ne sont pas significatifs. Il reste un doute sur les tranches d'unités urbaines ; on peut mener un calage sur marges (ultérieurement). Dans un premier temps, on se cale sur le tableau « taille du ménage * âge de la PR ».

Comparaisons SPS00 et RP99

Critère	SPS00	RP99
Age PR		Source = INSEE résultats Démographie-société 82
< 30	9.2	11.3
30-40	19.1	19.0
40-50	24.1	20.0
50-60	20.4	16.5
60-75	19.1	20.4
75 +	8.2	12.8
PR est une femme	17.4	25.3
Taille du ménage		
1	17.0	31.0
2	31.4	31.1
3	19.1	16.2
4	20.8	13.8
5 +	11.7	8.0
Occupation PR		
Actif Occupé	64.0	55.1
Chômeur	4.8	5.9
Retraité	27.5	30.4
Inactif autre	3.8	8.6
Tranche unité urbaine	(population et non ménage)	Source : INSEE première 707
Rural	27.7	24.5
< 50 000	24.2	23.3
50 000 – 200 000	11.9	7.1
> 200 000 (hors Paris)	20.8	28.6
Paris	15.0	16.5
Régions	(population et non ménage)	
Île-de-France	17.4	19.3
Bassin Parisien	17.9	18.4

Nord	6.8	7.0
Est	9.6	9.1
Ouest	14.3	13.7
Sud-Ouest	11.2	10.9
Rhône-Alpes	12.4	12.3
Sud-Est	10.3	12.4

On redresse sur le tableau croisé type de ménage et âge de la personne de référence :

Répartition SPS 2000

The FREQ Procedure							
Table of typmen by tragepr							
typmen	tragepr						Total
Percent	, Moins de, 30-39	, 40-49	, 50-59	, 60-74	, 75 et pl,	, us	
	, 30 ans ,	,	,	,	,	,	
Homme seul	1.68	1.29	1.20	0.95	1.41	0.57	7.10
Femme seule	1.41	0.86	0.59	1.39	3.12	2.53	9.91
Autre ménage sans famille	0.21	0.21	0.18	0.33	0.24	0.20	1.37
Monoparentale homme	0.07	0.11	0.54	0.21	0.25	0.13	1.31
Monoparentale femme	0.48	1.15	2.06	1.30	0.76	0.69	6.45
Couple	5.32	15.47	19.49	16.21	13.32	4.06	73.86
Total	649	1350	1703	1442	1352	578	7074
	9.17	19.08	24.07	20.38	19.11	8.17	100.00

Répartition selon RP99

Typmen/AgePr	<30	30-39	40-49	50-59	60-74	75+	Tous
H seul	2,81 %	2,58 %	2,05%	1,64 %	2,02 %	1,38 %	12,48 %
F seule	2,80 %	1,61 %	1,36%	1,95 %	4,92 %	5,87 %	18,51 %
Autres sans famille	0,51 %	0,29 %	0,30%	0,32 %	0,29 %	0,34 %	2,05 %
Monop H	0,03 %	0,17 %	0,42%	0,30 %	0,18 %	0,09 %	1,18 %
Monop F	0,51 %	1,73 %	2,20%	1,08 %	0,81 %	0,52 %	6,85 %
Couple	4,72 %	12,62 %	13,62%	11,23 %	12,19 %	4,56 %	58,94 %
Tous	11,37 %	19,00 %	19,96%	16,51 %	20,41 %	12,76 %	100,00 %

Le redressement consiste simplement à pondérer chaque ménage du fichier par Rij/Sij, R pour le pourcentage issu du recensement et S pour le pourcentage issu de SPS, i désignant un type de ménage et j une tranche d'âge de la personne de référence.

Poids retenus

Pondération	<30	30-39	40-49	50-59	60-74	75+
H seul	1,67	2,00	1,71	1,72	1,44	2,42
F seule	1,98	1,88	2,31	1,40	1,58	2,32
Autres sans famille	2,41	1,39	1,69	0,97	1,19	1,69
Monop H	0,43	1,50	0,78	1,41	0,73	0,69
Monop F	1,07	1,50	1,07	0,83	1,06	0,76
Couple	0,89	0,82	0,70	0,69	0,91	1,12

3) Clinique du questionnaire : L'écart résiduel est le fait de la « clinique » du questionnaire –

Une bonne manière d'en rendre compte consiste à comparer la structure des revenus déclarés dans ESPS à celle d'autres enquêtes, par exemple BDF95

Type de revenu	Valeur en F (SPS00)	Part selon SPS 00	Part selon BDF95
Activité	10 669	63.2	58.5
Retraite	2 438	21.3	19.8
Chômage	344	3.1	2.4
Transferts	1 005	10.2	5.4
Patrimoine	404	2.2	13.9
Total	14 859	100.0	100.0

Nb : il s'agit de la moyenne de la part de chaque source de revenu dans le revenu total de chaque ménage : la proportion moyenne des revenus d'activité est ainsi de 63 % d'après ESPS et de 58 % selon BDF.

Sources : Pour BDF95, Chambaz, Christine, François Guillaumat-Tailliet et Jean-Michel Hourriez, 1999, *Le revenu et le patrimoine des ménages*, in INSEE Données sociales : la société française, pp. 274-282.

Pour SPS00, calculs personnels CREDES.

Il apparaît nettement que SPS ne relève pas les revenus du patrimoine, ou seulement 2 % contre 14 %. On peut donc considérer que le chiffre SPS est sous-estimé de 12 %, ce qui conduirait à un revenu mensuel de 16 900. Or, le revenu mensuel estimé BDF95 était de 15 300, ce qui serait cohérent avec une augmentation du revenu moyen de 10,5 % sur 5 ans.

On va donc travailler sur les revenus tels que connus dans SPS redressé, sans les revenus du patrimoine, qui ne seraient de toute évidence pas comptabilisés dans une assiette ressources de la CMU modifiée.

La distribution des revenus obtenue après redressements et imputations est comparée à la distribution initiale (brute) et à celle de Budget des Familles 1995, dans le tableau ci-dessous .

Quantiles de revenu par unité de consommation, selon ESPS00 et BDF95

Quantiles	Valeur BDF95	Valeur observée SPS00	Valeur redressée Hot Deck, refus	Valeur redressée Hot Deck, chute et refus	Valeur redressée HD, chute et refus, + redressement externe RP99
P5		2 944	2 905	2 500	2 211
P10	3 823	3 733	3 700	3 400	3 280
P15		4 286	4 300	4 000	3 965
P20	4 827	4 800	4 800	4 600	4 429
P25		5 308	5 333	5 000	5 000
P30	5 725	5 725	5 758	5 524	5 429
P35		6 129	6 182	6 000	6 000
P40	6 569	6 656	6 667	6 479	6 400
P45		6 990	7 000	6 800	6 767
P50	7 526	7 333	7 400	7 300	7 278
P55		7 917	7 989	7 778	7 870
P60	8 690	8 333	8 400	8 333	8 350
P65		8 952	9 000	8 900	9 000
P70	10 187	9 615	9 750	9 600	9 992
P75		10 217	10 333	10 278	10 667
P80	12 277	11 333	11 353	11 333	12 000
P85		12 500	12 524	12 667	12 857
P90	16 559	14 177	14 392	14 667	14 571
P95		17 500	17 800	18 000	18 000
Moyenne	9 545	8 494	8 532	8 416	8 408
Effectif		4 698	5 764	6 987	6 987
Coeff variation		61.18	61.11	63.12	65.67
Skewness		2.77	2.70	2.49	2.16
Kurtosis		15.87	15.21	12.77	16.83

Une fois qu'on est calé sur BDF95, faut-il reproduire la comptabilité nationale (il manque environ 30 %) ou l'enquête revenus fiscaux (il manque environ 6 % entre le revenu corrigé de BDF et RF, selon Accardo et Fall, page 10). Je pencherais plutôt pour RF, car c'est elle qui servirait de base à d'éventuelles assiettes ressources. Il manquera donc environ 6 % du revenu. ; le tableau page 14 de Accardo et Fall indique que la différence porte surtout sur les bas revenus, qui seraient mal déclarés dans les enquêtes ménages.