



Précarité et trajectoires de santé : Impact de la CMU dans l'accès et la consommation de soins

Une enquête au service d'accueil des urgences de Nice

Rapport final – Juin 2001

**Aide à la recherche INSERM 1998 « Santé et Situation Sociale »
INSERM IC6
N° 4M608E**

SOMMAIRE

1 INTRODUCTION	1
2 UN RETOUR SUR L'ENQUETE DE 1998	3
2.1- LES DETERMINANTS D'UN RECOURS TARDIF	4
2.2- LES DETERMINANTS D'UN RECOURS INJUSTIFIE	5
2.3- DISCUSSION.....	6
3 UN PHENOMENE MULTI-FACTORIEL	7
4 PROBLEMATIQUE DE RECHERCHE	10
5 OBJECTIFS DE L'ETUDE	15
6 PROTOCOLE D'ENQUETE	16
6.1- PRINCIPE D'ENQUETE	16
6.2- DEROULEMENT DE L'ENQUETE.....	16
6.3- QUESTIONNAIRE.....	16
7 RESULTATS DESCRIPTIFS	18
7.1- TRAITEMENTS STATISTIQUES : METHODE	18
7.2- TAUX DE REPONSE A L'ENQUETE DE MAI 2001	18
7.3- COMPOSITION DE L'ECHANTILLON	21
7.3.1- <i>Caractéristiques démographiques des répondants</i>	21
7.3.2- <i>Répartition par sexe et âge de l'échantillon</i>	23
7.3.3- <i>Niveau de revenu par unité de consommation des répondants</i>	24
7.3.4- <i>Autres caractéristiques socio-économiques</i>	26
7.3.5- <i>Consommation médicale des répondants</i>	28
7.3.6- <i>Motif du recours aux urgences</i>	30
8 MISE EN EVIDENCE DE L'EFFET SEUIL	32
8.1- MODELISATION DE L'EFFET SEUIL	32
8.2- VALIDATION EMPIRIQUE.....	36
8.2.1- <i>Précision méthodologique</i>	36
8.2.2- <i>Courbe de consommation de soins empirique</i>	37
8.2.3- <i>Caractérisation socio-démographique des groupes de revenus</i>	43
8.2.4- <i>Recours tardifs et abusifs en fonction des groupes de revenus</i>	45
9 LE RECOURS AU SYSTEME DE SOINS	47
9.1- PREALABLE METHODOLOGIQUE	47
9.2- LES RECOURS INJUSTIFIES AUX URGENCES	48
9.3- LES RECOURS TARDIFS AUX URGENCES	50
9.4- L'ABSENCE DE RECOURS AUX MEDECINS GENERALISTES	52
9.5- L'ABSENCE DE RECOURS AUX MEDECINS SPECIALISTES	54
9.6- L'ABSENCE DE RECOURS AUX DENTISTES	56
10 DISCUSSION	58
11 REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES	61
12 ANNEXES	64
12.1- CARACTERISATION DES ILOTS SENSIBLES	64
12.2- ECHELLE « CCMU »	65
12.3- QUESTIONNAIRE « VERSION FINALE »	66
12.4- LISTE DES PATHOLOGIES	70

1 Introduction

Depuis leur mise en place dans le milieu des années 60, les Services d'Accueil des Urgences (SAU) n'ont cessé d'augmenter leur activité, notamment lors de cette dernière décennie où la fréquentation de ces unités a connu une croissance de 43% dans le secteur public. La Direction de la Recherche, des Etudes, de l'Evaluation et des Statistiques (DREES) évalue ainsi aujourd'hui à 11 273 000 le nombre de passages aux SAU par an en France, dont 10 331 000 passages pour le seul secteur public (Baudeau & al., 2000).

Ce constat pose naturellement la question des motivations des individus à recourir à ce type de structures (Lang, 1998). Il semble en effet se produire une modification des comportements des individus, ou tout du moins d'une part d'entre eux, concernant le mode d'entrée dans le système de soins. Une étude menée par l'ORS PACA en 1998 au SAU de Nice a mis en lumière deux problèmes fondamentaux dans l'appréhension du recours aux urgences. D'un côté, une part non négligeable de la population avait recours aux urgences de façon injustifiée dans le sens où le problème de santé pour lequel ces personnes recouraient au SAU ne nécessitait pas un passage obligatoire par le SAU. Le principal facteur discriminant pour expliquer ces recours injustifiés est la précarité qui a été atteinte lors de cette enquête au travers du lieu de résidence (les habitants des îlots sensibles versus les autres) et du niveau de couverture sociale (les individus ne bénéficiant pas d'une couverture maladie complète versus les autres). D'un autre côté, lorsque le recours relève d'un point de vue médical du SAU, on constate une part non négligeable de recours aux soins tardifs qui devient même importante pour des populations plus précaires en particulier celles résidant dans les quartiers prioritaires.

Parallèlement, depuis les années 80, les plans successifs de maîtrise des dépenses de santé se sont, entre autres réformes, concentrés à relever le ticket modérateur, c'est à dire la part que l'assurance maladie ne rembourse pas aux patients, soit finalement la part qui reste à la charge des ménages. En fait, ces mesures successives conduisent plus à un transfert d'une partie du coût de la santé vers les ménages plutôt qu'à une réelle maîtrise des dépenses (Rochaix, 1995).

Il en résulte qu'aujourd'hui environ 25% des dépenses de santé sont à la charge des ménages en France, ce qui place notre pays dans la queue du peloton européen en matière de socialisation du risque maladie. Ce mouvement de « désocialisation » conduit une part importante de la population à renoncer aux soins, le CREDES estime à environ 25% la part des ménages qui ont du renoncer au moins une fois à des soins pour des strictes raisons financières (Lecompte & al., 1996). Ainsi, l'élévation du ticket modérateur, autrement dit la responsabilisation financière accrue des consommateurs de soins, réintroduit une

sensibilité de la demande de soins à son prix, c'est à dire rend la demande de soins élastique aux prix de ces soins. Les exemples de soins les plus parlant sont les prothèses dentaires et visuelles pour lesquelles la charge financière pour les ménages peut très vite devenir insupportable. La précarité en matière de santé semble donc dépasser le simple cadre d'une frange extrême de la population en situation de pauvreté mais toucher de façon générale une part significative de la population. La réponse politique a été en France d'introduire en janvier 2000 la Couverture Maladie Universelle (CMU) censée assurer une couverture maladie minimum aux individus ayant un revenu par unité de consommation inférieur à 3500 FF (Bulletin Officiel, 2000).

Face à cela, les urgences qui proposent donc un plateau technique complet, difficilement égalable par la médecine de ville en terme de quantité et de qualité , qui sont ouvertes tous les jours 24 heures sur 24 et qui, quel que soit le motif de consultation, ne demandent jamais d'avance de frais, présentent forcément des atouts non négligeables dans le choix du patient dans son mode d'entrée dans le système de soins.

D'un point de vue économique, peut-on considérer que le choix systématique des urgences, et donc abusif d'un point de vue médical dans certains cas est un comportement rationnel ? Pour ce faire, il nous faut approcher les fondements et motivations de ces types de comportements.

La présente recherche vise ainsi à explorer les liens existant entre la précarité et la santé des populations en tentant d'appréhender et de préciser ce en quoi la CMU a modifié les trajectoires de santé des individus, avec comme point de focalisation le service d'accueil des urgences.

2 Un retour sur l'enquête de 1998

En 1998, le Service d'Accueil des Urgences du CHU de Nice a réalisé une évaluation de son activité afin d'apprécier la place du service dans l'accès aux soins des résidents des zones définies comme précaires par l'agence d'aménagement du territoire et qui ont été désignées comme sites vulnérables dans le cadre du dernier contrat de ville (ORS PACA, 1998a).

Un premier recueil de données a été réalisé 7 jours (24 h sur 24 h) répartis sur le mois de **janvier 1998**. Sur les 1043 patients reçus au service des urgences du CHU de Nice durant le temps de recueil, 680 ont répondu au questionnaire.

Le recueil a été effectué par les internes du service.

Une première exploitation des données réalisée en 1999, nous permet d'appréhender les facteurs explicatifs pour :

1. Les recours tardifs
(patient consultant tardivement et qui présentait des tableaux cliniques évolués)
2. Les recours injustifiés selon l'échelle CCMU

2.1-Les Déterminants d'un recours tardif

Modèle de régression logistique		Recours tardifs (%)	Odds Ratio	IC à 95%	P
Sexe	Hommes	4.9	1		
	Femmes	6.9	1.42	0.72-2.79	Ns
Âge	29 ans ou -	9.1	1.13	0.51-2.71	Ns
	30-49	9.4	1.18	0.53-2.41	
	50 ou plus	8.3	1		
Lieu de résidence					
	Hors îlots	5.8	1		
	Îlots sensibles	14.6	2.77	1.43-5.33	0.001
Revenu mensuel					
	< 5000F	4.0	1		
	=> 5000F	14	3.94	1.81-8.57	<0.001
Couverture Maladie					
	100%	3.8	1		
	Partielle	12.6	3.68	1.73-7.82	<0.001
Ensemble de l'échantillon		8,3			

Enquête réalisée en 1998

Lors de l'enquête réalisée aux urgences de Nice en 1998, 8,3% des recours ont pu être classés comme tardifs par les médecins du service. Les principales caractéristiques des individus ayant retardé leur entrée dans le système de soins peuvent être ramenées à des marqueurs de précarité tels que le fait d'habiter dans les îlots sensibles, le niveau de revenu ainsi que le niveau de couverture maladie.

En effet, un individu qui habite dans les îlots sensibles a, toutes choses étant égales par ailleurs, 2,8 fois plus de chances d'avoir un recours tardif, le fait d'avoir un revenu mensuel faible (inférieur à 5000 FrF) et de ne pas avoir de couverture maladie complète (Sécurité Sociale plus couverture complémentaire) augmente également la probabilité d'un individu de recourir tardivement aux soins.

2.2-Les Déterminants d'un recours injustifié

Modèle de régression logistique		Recours injustifiés (%)	Odds Ratio	IC à 95%	P
Sexe	Hommes	33.3	1.03	0.70-1.52	Ns
	Femmes	32.5	1		
Âge	< 25 ans	48.6	2.39	1.54-3.71	< 0.001
	25 ans ou plus	28.3	1		
Lieu de résidence					
	Hors îlots	28.0	1	1.37-3.11	< 0.001
	Ilots sensibles	44.6	2.07		
Couverture Maladie					
	100%	39.9	1	1.18-2.55	<0.01
	Partielle	27.7	1.73		
Ensemble de l'échantillon		32.8			

Enquête réalisée en 1998

Les caractéristiques des individus ayant une plus grande tendance à recourir de façon injustifié aux service d'accueil des urgences sont :

- .un jeune âge, les individus de moins de 25 ans ont 2,39 fois plus de chances de recourir injustement aux SAU

- .des marqueurs de la précarité avec, d'une part les habitants des îlots prioritaires pour qui pour presque la moitié des recours sont injustifiés (OR=2.07), ainsi que, d'autre part, la couverture maladie, les individus assurés partiellement ayant une probabilité 1,73 fois plus importante de recourir injustement aux SAU.

2.3-Discussion

Il semblerait donc que les difficultés d'accès aux soins, qui se concentrent dans leur grande majorité sur les populations précaires, tendent **à la fois à retarder le recours au système de soins et à adresser directement les patients à l'hôpital**, via le SAU, et ceci même lorsque l'hôpital n'est pas le recours le plus adéquat pour la prise en charge.

Ces premiers résultats invitent donc à réitérer cette approche en utilisant des indicateurs encore plus fins afin de mieux appréhender les caractéristiques les plus discriminantes dans l'accès aux soins de la population. L'urgence semble devenir le mode d'entrée privilégié d'une frange de la population. Il reste néanmoins à définir si les raisons de ce fait sont uniquement financières.

Le recul concernant la mise en place de la Couverture Maladie Universelle (CMU) est certes encore faible mais il serait intéressant de savoir si cette réponse des politiques publiques en matière de réduction voire d'annulation dans certains cas des barrières financières à l'entrée du système de soins modifie le comportement de ces bénéficiaires.

En outre, il semblerait que le problème de l'accès aux soins soit multi-factoriel et relève certes de problématiques financières mais également de phénomènes culturels, sociaux. La répartition de l'offre de soins au niveau local peut également contribuer à expliquer la sélection du mode d'entrée dans le système de soins.

Il nous faut donc dans un premier temps examiner la littérature internationale sur le sujet afin de redéfinir nos objectifs ainsi que la méthodologie nécessaire pour les atteindre.

3 Un phénomène multi-factoriel

L'exploitation statistique de cette première enquête témoigne du poids de facteurs individuels de nature économique dans l'accès et la consommation de soins notamment le niveau de revenus ainsi que le lieu d'habitation (îlots sensibles ou non) dans la mesure où la localisation des îlots a été avant tout fondée sur des critères socio-économiques. Cette situation ne permet pas de mettre en évidence le rôle que peuvent jouer d'autres éléments dans le recours des personnes aux urgences hospitalières, plus largement dans les inégalités d'accès aux soins.

Les difficultés recensées dans l'accès aux soins peuvent également résulter de déterminants collectifs. Ces éléments « collectifs » sont directement associés à l'organisation même de la collectivité, à l'image de la politique publique nationale ou locale en matière de santé, notamment en matière de couverture sociale ou de niveau d'équipement médico-social des zones de résidence.

En effet, l'état de santé d'une population est en partie lié au système de soins dont elle se dote. D'un point de vue macroéconomique, richesse nationale, dépenses de santé et état de santé des populations tendent à évoluer conjointement. Accompagnant l'élévation du niveau de vie, l'innovation médicale et les nouvelles techniques de soins ont permis d'améliorer les pratiques cliniques. Cependant, ces vingt dernières années, le développement de l'exclusion dans l'ensemble des pays développés et le maintien des inégalités sociales en santé (« The Black Report », 1980 ; Rapport Obeix, 1981 ; Desplanques, 1985 ; Berthod-Wurmser, 1994 ; Evans, Barer & Marmor, 1994 ; Haut Comité de Santé Publique, 1996 ; Aiach & al., 1997) ont renouvelé l'intérêt des décideurs politiques et des chercheurs en santé publique pour tenter de mesurer le niveau de couverture de la population assuré par l'offre de soins. Dans ce contexte, une attention particulière a principalement été portée à la situation des groupes défavorisés (Conseil Economique et Social, 1995).

Si on s'intéresse à l'accès et à la consommation de soins pour cette frange de population, plusieurs travaux ont ainsi établi que les services des urgences constituent, et cela quel que soit l'âge, la principale voie d'accès aux soins hospitaliers pour les groupes en situation de précarité (Stern & al., 1991 ; Favre, 1995). Par ailleurs, d'autres études montrent que le recours aux soins des personnes diffère selon le statut social. En effet, si les moins favorisés consultent plus souvent le généraliste à domicile, ils privilégient toutefois l'hôpital à la médecine de ville (Mizrahi & al., 1995).

Pour faire face aux difficultés d'accès aux soins des groupes défavorisés, les pays ne bénéficiant pas d'un système national de santé, ont conduit une politique résolument orientée vers la réduction des coûts de santé supportés par les individus. Par conséquent, tout naturellement, l'ensemble des réformes engagées

s'assimilent avant tout à une extension de la couverture sociale ou à des procédures exceptionnelles de gratuité des soins (Iglehart, 1999).

Il est en effet très clair que l'absence d'assurance sociale, la charge induite par certains soins, le faible taux de remboursement ou l'avance de frais, sont autant de facteurs qui peuvent constituer des obstacles majeurs pour une partie de la population quant à l'accès aux soins (Mizrahi et al, 1993 ; Sox et al, 1998 ; Perrin, Moatti, Obadia, 1998).

En France, la mise en place de la Couverture Maladie Universelle (CMU) depuis le 1^{er} Janvier 2000 qui permet d'assurer une couverture maladie aux personnes ayant les plus bas revenus (moins de 3500 FrF de revenu mensuel par unité de consommation et ceci quel que soit le statut professionnel de l'individu), les barrières financières sont logiquement en grande partie soulevées (Bulletin Officiel, 2000). Cependant, la CMU ne couvre pas tous les soins (mise en place de forfaits pour les prothèses dentaires et visuelles par exemple à l'image d'une mutuelle « classique »), elle ne permet pas le remboursement total de certains médecins spécialistes (notamment ceux du secteur 2) et n'élimine l'avance de frais que dans les centres de santé de la CNAMTS ou des mutuelles ainsi qu'à l'hôpital (Henriet & Rochet, 1999). Il ne s'agit pas là de remettre le bien fondé de la CMU, bien au contraire, mais simplement de souligner que celle-ci ne résout pas toutes les difficultés liées au niveau de revenu des populations voulant accéder aux soins : d'une part, le poids des facteurs individuels reste présent pour les individus bénéficiaires de la CMU, d'autre part, un problème se pose pour les individus se trouvant au seuil des minima sociaux et ne pouvant en bénéficier (« effet seuil »).

Le poids des facteurs individuels ne doit en effet pas être écarté. Optimiser la protection sociale de la population peut en grande partie résoudre les difficultés d'accès aux soins des plus exclus, mais cette politique ne permet pas de modifier le recours aux soins des groupes défavorisés. Au Royaume-Uni, par exemple, malgré l'existence du Service National de Santé (NHS), de récentes études montrent que les personnes en situation de précarité, définies comme telles par leur catégorie socioprofessionnelle d'appartenance ou par leur lieu de résidence, font preuve d'un recours aux soins spécifique pour différents types de pathologies, souvent basé sur le mode de l'urgence (Gilthorpe & Bedi, 1997 ; Pollock & Vikers, 1998). Aux Etats-Unis, une étude d'impact réalisée sur les deux programmes d'assurance qui ont été instaurés pour assister les familles démunies et les personnes âgées, « Medicare » et « Medicaid », rapporte que, si ces programmes garantissent un accès à des prestations de soins et à un suivi sanitaire, le recours aux soins dont font preuve ces familles en difficultés n'a guère évolué : les urgences hospitalières restent la voie privilégiée d'accès aux soins (Shah-Canning, 1996). Sauf pour les groupes d'individus les plus marginaux, les difficultés d'organisation des soins et de prise en charge médicale des populations défavorisées ne s'expliquent pas de manière univoque par des problèmes de couverture sociale.

De même, le niveau de précarité d'une personne ne peut pas se limiter au montant simple de son revenu disponible. Appréhendée de manière dynamique, la

précarité s'apprécie au niveau de chaque trajectoire individuelle comme un mouvement qui s'assimile à un cumul progressif de plusieurs difficultés ; à ce titre, la précarité n'est pas un état mais devient un véritable processus de désinsertion des individus, processus dont l'exclusion marque le niveau ultime de vulnérabilité sociale. La relation entre précarité et santé en est rendue plus complexe car toute une série d'éléments d'ordre divers entre en jeu. En effet, de nombreuses recherches ont depuis longtemps démontré que les facteurs sociaux, aussi différents que peuvent l'être le niveau de support social (Berkman & al., 1979 ; Andrews & al., 1978) ou la situation face à l'emploi (Forbes, 1981) sont respectivement déterminants de l'état de santé des personnes. L'association originale de ces facteurs établit dès lors, pour chaque individu, des niveaux de risques sanitaires particuliers, à l'exemple du niveau de support social qui influe sur les conséquences sanitaires provoquées par le chômage (Gore, 1978).

L'examen de la littérature internationale montre ainsi que, face aux inégalités en santé, la question de l'accès aux soins et la consommation des groupes défavorisés est de première importance. La littérature existante est riche et ces faits sont depuis longtemps très largement documentés.

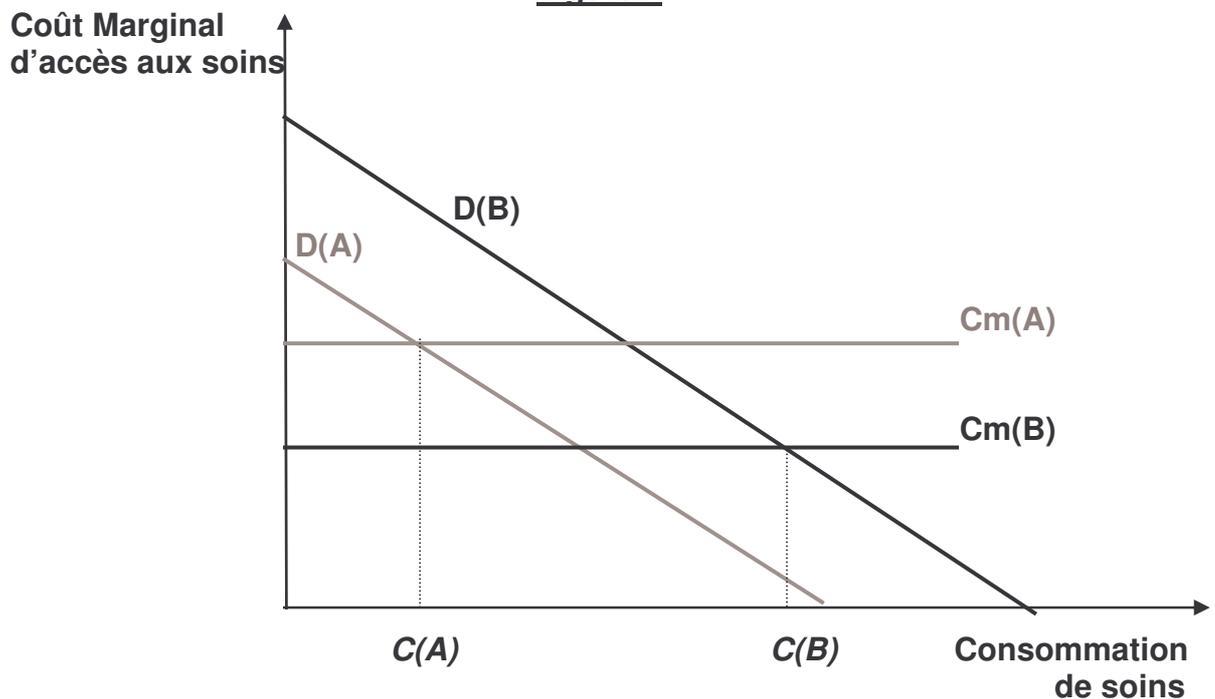
En revanche, face à la diversité des facteurs agissant sur la santé, un point nous semble tout à fait pertinent à approfondir : en quoi le mode de couverture maladie modifie l'accès et la consommation de soins des individus ? L'arrivée de la CMU rend d'ailleurs encore plus pertinente cette question.

4 Problématique de recherche

Sur la base des éclairages de l'examen de la littérature internationale mais également des résultats de l'enquête menée en 1998 aux urgences de Nice qui montraient une proportion significativement plus importante de **recours injustifiés** mais également **tardifs chez les populations dites précaires**, cette enquête doit nous permettre d'affiner ces premiers résultats en tentant **d'approcher l'"effet seuil"** dans l'accès aux soins et la consommation de soins induit par les minima sociaux. En effet, les difficultés de recours aux soins dépassent le cadre des populations "pauvres" mais touchent une part importante de la population, notamment celle se situant à la limite en terme de revenus autorisés pour pouvoir bénéficier des aides sociales. L'exercice est d'autant plus intéressant que l'introduction de la CMU, censée éliminer les difficultés financières d'accès aux soins, n'échappe pas à cet effet seuil, soit un revenu mensuel par unité de consommation au maximum 3500 FrF pour pouvoir bénéficier de la CMU.

Si on se place dans une vision d'équité en terme d'accès et de consommations de soins (Rawls, 1987 ; Mooney, 1983), dans la pratique, viennent s'ajouter des différences d'accessibilité aux soins en terme coûts financiers à la charge des individus avec des demandes de soins exprimées différentes de la part des ces même individus, qui finalement rendent difficiles l'interprétation des différences constatées. La figure 1 ci-dessous met en avant ce double problème : on considère que A est un individu ayant un niveau faible de revenu et B un individu ayant un niveau de revenu moyen ou important.

Figure 1



Lorsque l'on s'intéresse aux comportements en santé de la part des populations précaires, on constate donc, d'une part, un coût d'accès plus élevé aux soins ($Cm(A) > Cm(B)$) qui entraîne parfois des renoncements aux soins ainsi qu'un mode d'entrée et d'utilisation du système de soins pas forcément optimal.

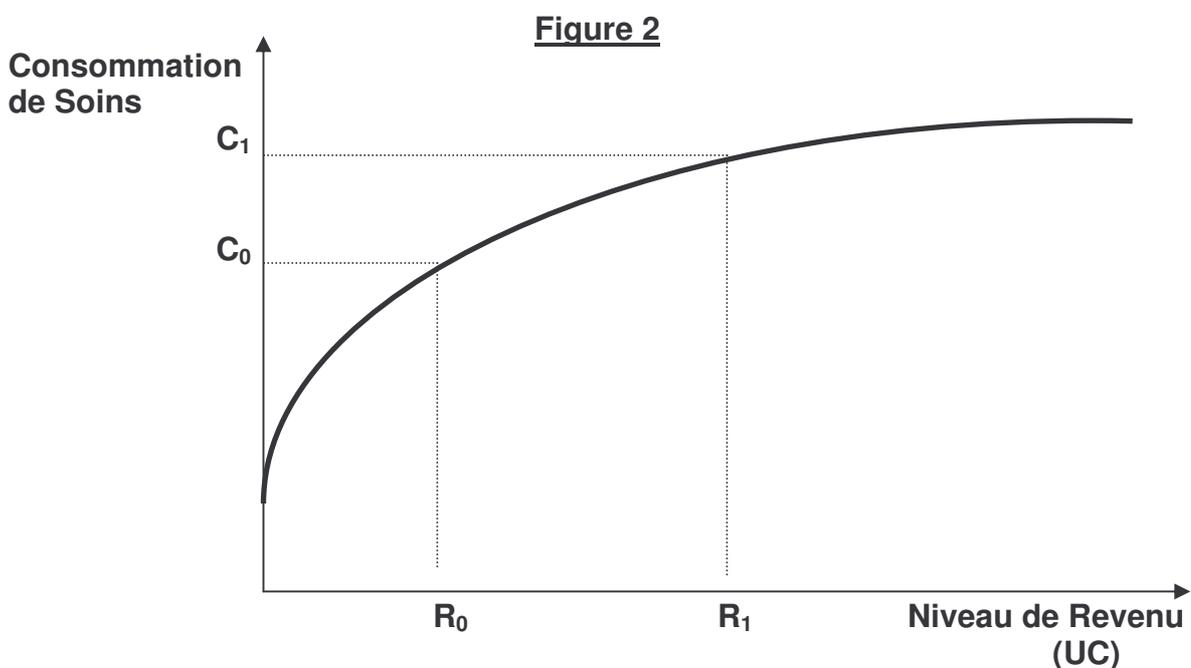
En effet, comme nous l'avons dit précédemment, environ 25% des dépenses de santé sont à la charge des ménages en France, ce qui place notre pays dans la queue du peloton européen en matière de socialisation du risque maladie. Ce mouvement de « désocialisation » conduit une part importante de la population à renoncer aux soins, ce qui fait que la précarité en matière de santé dépasse le simple cadre d'une frange extrême de la population en situation de pauvreté mais touche de façon générale une part significative de la population.

Le graphique ci-dessus exprime en ordonnée les différences de coût d'accès aux soins que l'on peut constater entre les individus : les coûts marginaux d'accès à un type de soins comme le médecin spécialiste varient de façon significative en fonction du niveau de couverture maladie. Hors, des études antérieures sur le sujet, il ressort clairement un gradient significatif dans le niveau de couverture maladie de la population en fonction du niveau de revenu : la dernière enquête décennale sur la santé et les soins médicaux de 1992 montre que plus d'un tiers des individus dont le revenu est inférieur à 2700 FF par unité de consommation ne sont que partiellement couverts (c'est à dire qu'ils ne bénéficient pas d'exonération du ticket modérateur, ni d'une assurance complémentaire de type mutuelle), cette proportion tombe à moins de 7% pour la frange de population dont le revenu est supérieur à 8200 FF par unité de consommation (ORS PACA, 1998b).

De plus, le coût marginal d'accès aux soins est ici représenté comme constant puisqu'un individu ayant à payer x francs pour aller consulter par exemple un spécialiste aura à chaque fois à déboursé ces mêmes x francs pour consulter ce spécialiste : la somme à dépenser pour consulter une unité supplémentaire de soins est donc constante.

D'autre part, les demandes de soins sont moindres pour les populations à bas revenus ($D(A) < D(B)$ dans la figure 1) alors même que l'ensemble des indicateurs de morbidité et de mortalité font clairement apparaître un gradient social en défaveur des populations à bas revenus. Des données de mortalité, il ressort notamment qu'un ouvrier a une probabilité presque 3 fois plus importante qu'un cadre de mourir avant 60 ans, ce ratio est même de 1 à 6 pour certains cancers comme les voies aéro-digestives supérieures (ORS PACA, 1998b). Cette différence constatée dans les demandes de soins s'explique en grande partie par une culture et une éducation pour la santé moindres dans les populations à bas revenus pour lesquelles la santé ne fait pas ou peu partie des priorités des individus.

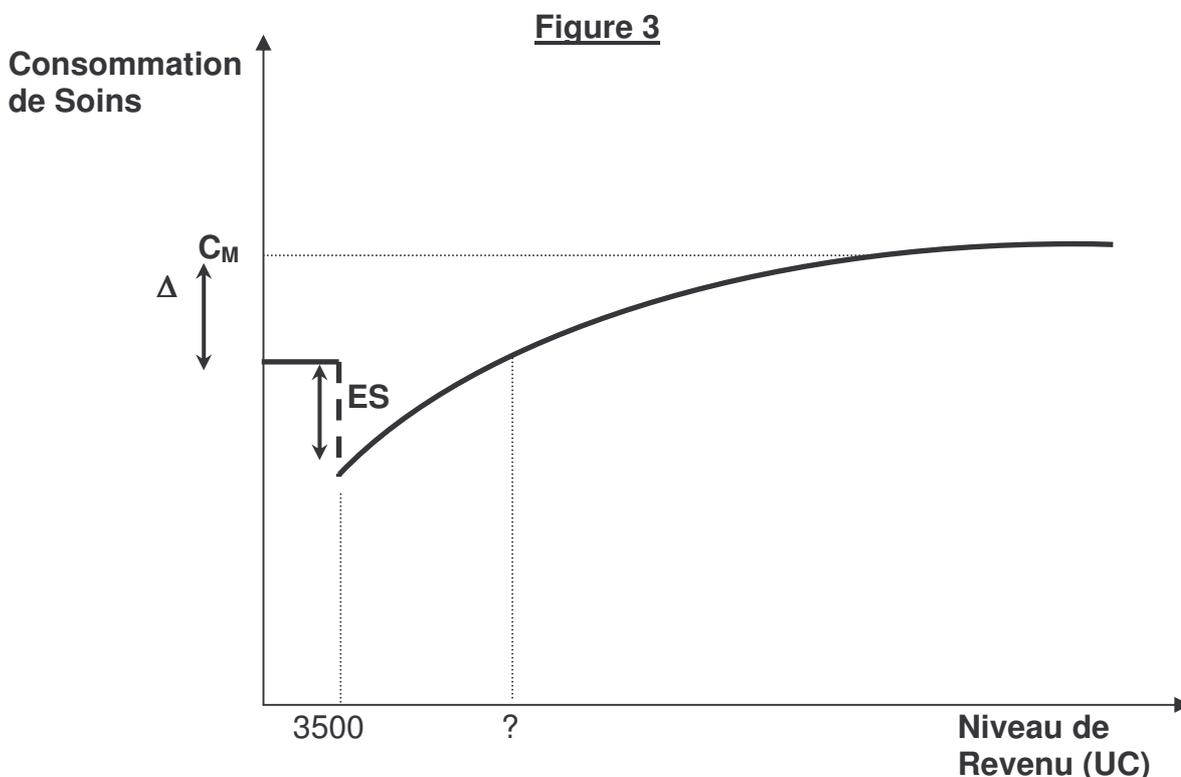
Il en résulte que la consommation de soins des populations à bas revenus est bien inférieure au reste de la population ($C(A) < C(B)$). Des données de l'enquête sur la santé et les soins médicaux réalisée par l'INSEE en 1992, il ressort clairement que les populations à bas revenus consomment beaucoup moins de soins que la moyenne de la population : 40% de moins pour les individus ayant un revenu mensuel par unité de consommation de 2700 FF et moins.



La figure 2 ci-dessus modélise de façon globale la courbe de consommation des individus d'une population en fonction du niveau de revenu par unité de

consommation : c'est donc une courbe de type logarithmique où le différentiel de consommation se concentre sur les tranches de la population dont les revenus sont les plus faibles, soit les individus qui ont un niveau de revenu inférieur à R_0 . On peut considérer qu'à partir d'un certain niveau de revenu proche de la médiane (R_1), les individus n'ont plus de difficultés financières quant à l'accès aux soins et donc que la consommation de soins n'augmente plus de façon significative en fonction du revenu voire reste constante.

Cependant, l'introduction de la CMU ne peut être sans conséquences sur ce modèle précédemment exposé. Les individus les plus précaires n'ont à priori plus de problèmes financiers pour accéder aux soins. La figure 3 ci-dessous modélise les effets de la CMU sur les consommations de soins des individus :



Avant l'introduction de la CMU, la consommation de soins de la population en fonction du niveau de revenu suivait une courbe de type logarithmique : une forte différence de consommations en défaveur des plus bas revenus puis une consommation de soins quasiment similaire à partir d'un certain niveau de revenu. La CMU entraîne alors un double effet sur cette courbe de consommation :

- Une augmentation de la consommation de soins des populations à plus bas revenus qui seront les bénéficiaires de la CMU, soit ceux qui ont un revenu par unité de consommation n'excédant pas 3500 FF. Mais, il persiste un **différentiel** par rapport à la consommation moyenne de la

population **modélisée par le Δ de consommation** du fait d'une éducation et d'une sensibilisation pour les problèmes de santé moindres de la part de cette frange de la population.

- **Un effet seuil** pour les personnes qui se trouvent à la marge supérieure des seuils fixés en terme de niveau de revenus pour pouvoir bénéficier de la CMU. Ces individus ne verront pas d'amélioration de leur accessibilité aux soins alors même qu'il continuent à contribuer à la Sécurité Sociale et donc au financement de la CMU, ce qui n'est d'ailleurs pas le cas des bénéficiaires pour lesquels l'accès à la CMU est totalement gratuit.

L'avènement de la CMU a largement alimenté les débats en matière de nouveaux comportements de consommation de soins de la part de bénéficiaires de la CMU, et nombreuses ont été les contributions visant à évaluer les coûts et les bénéfices à attendre de cette extension de la couverture d'assurance maladie aux populations n'en bénéficiant pas jusqu'alors.

L'effet seuil nous semble mériter une attention au moins aussi importante, que les concepteurs du texte de loi sur la CMU ont pu mésestimer. C'est typiquement sur la discontinuité de la courbe de consommation de soins que la suite de la réflexion entend se porter.

5 Objectifs de l'étude

L'objectif de l'étude est ainsi d'approcher la mesure dans laquelle la CMU modifie la courbe de consommation de soins de la population générale en fonction du niveau de revenu. Par le biais d'un questionnaire de patients ayant recouru à un service d'accueil des urgences sur les motifs de cette consultation ainsi que sur leur consommations médicales sur les douze derniers mois, il s'agit de **tester empiriquement** :

- **l'effet seuil** induit par le niveau de revenu maximum autorisé pour pouvoir bénéficier de la CMU et qui est fixé à 3500 FF par unité de consommation.
- **le déficit de consommation (Δ)** que l'on suppose entre les CMUistes et la moyenne de consommation de la population en défaveur des CMUistes et qui s'expliquerait par une éducation et un intérêt moindre pour la santé ;

Un second objectif est également de modéliser les facteurs les plus discriminants quant à une absence du recours au système de soins ambulatoires.

6 Protocole d'enquête

6.1-Principe d'enquête

L'enquête est une enquête transversale par **questionnaire administré en face à face** par des internes en médecine au Service d'Accueil des Urgences de l'hôpital Saint Roch à Nice.

Le questionnaire sera un questionnaire court, ciblé sur la mesure du niveau de revenu du ménage ainsi que le ou les deux facteurs les plus discriminants pour chaque axe de recherche tiré de la littérature ou de nos précédents travaux pour comprendre et expliquer le recours aux services des urgences.

6.2-Déroulement de l'enquête

L'enquête s'est déroulée à l'hôpital Saint Roch de Nice au service d'accueil des urgences.

L'activité journalière moyenne de l'hôpital étant de 180 patients dont la grande majorité est concentrée entre 12h et 24h, 5 sessions de 14h à 24h (la semaine) et 2 sessions de 14h à 2h (le week-end) ont été assurées par deux internes du service des urgences. Les deux internes ont été présentes ensemble à chaque session afin d'être exhaustif lors de chaque session de recueil des données. On part donc sur une base d'échantillon de 700 individus acceptant de répondre d'une façon générale à l'enquête, sachant que l'enjeu est d'avoir le niveau de revenu des individus répondants. L'enquête s'est donc déroulée sur 7 jours du mardi 15 mai au lundi 21 mai 2001 sur des sessions de 14h à 24h.

6.3-Questionnaire

Un premier **test d'enquête réalisé en février 2001** nous a montré la difficulté de passer des questionnaires aux urgences et donc la nécessité de plus ciblé l'objet de la recherche. En effet, la première enquête de février 2001 a connu un taux de réponse plutôt faible (50.7%) ainsi que, et surtout, une qualité des réponses se dégradant au fur et à mesure que l'on avance dans le questionnaire. Les réponses s'en sont trouvées de fait quasiment inexploitable puisque au final on obtient un échantillon trop faible pour pouvoir faire des analyses statistiques et économétriques intéressantes.

Test réalisé en Février 2001

Taux de réponse	Fréquence	Pourcentage
Acceptation de l'enquête		
Le patient a répondu lui-même	189	49.3
Un proche a fourni les réponses	5	1.4
Le patient n'a pas répondu	189	49.3
Total	383	100.0
Réponses valides concernant le niveau de revenu	139	36.3

L'idée a alors été d'établir un **questionnaire concis, spécialement axé sur le niveau de revenu des ménages ainsi que leurs consommations de soins**. Il a fallu donc pour ce faire former spécifiquement les deux enquêteurs sur le sujet afin d'obtenir un taux de réponse satisfaisant sur le niveau de revenu des ménages. Un minimum de précision quant aux réponses données sur le revenu est nécessaire pour pouvoir espérer approcher l'effet seuil. Une journée de formation à Nice a donc été assurée.

Le questionnaire en annexe reflète ces propos et nécessite en moyenne moins de 5 minutes en temps d'administration. Les axes de recherche développés à travers ce questionnaire reprennent ceux décrits au préalable par la littérature à savoir :

- **Démographique**
 - .Sexe
 - .Age
- **Economique**
 - .Niveau de revenu
 - .Lieu de résidence
 - .Niveau d'études
- **Social**
 - .Niveau de couverture maladie
 - .Bénéficiaires de minima sociaux
 - .Langue maternelle
- **Rapport avec la médecine de ville**
 - .Prise en charge habituelle par un médecin traitant
 - .Consommations médicales sur les 12 derniers mois
- **Niveau d'accessibilité de l'offre de soins**
 - .Moyen de transport

7 Résultats descriptifs

7.1-Traitements statistiques : méthode

Les données ont été saisies et analysées sur le logiciel de traitement SPSS. Les associations entre variables qualitatives sont mesurées par le test statistique du Chi-2 de Pearson, le test exact de Fischer sera utilisé pour les petits effectifs. La relation entre deux variables est statistiquement significative si la probabilité associée de rejeter à tort l'hypothèse nulle d'égalité de moyennes ou de pourcentages d'échantillonnage, c'est à dire le risque de première espèce, est inférieure à 5% ($P < 0,05$). Pour les caractères quantitatifs, une analyse de variance a été réalisée. **Les différences statistiquement significatives seront mises en gras.**

Quant à l'analyse multivariée, les déterminants du recours aux soins seront évalués par le calcul des Odds Ratio (OR) et de leurs intervalles de confiance associés au seuil de 5% (IC à 95%). Les déterminants des variables à expliquer retenues seront associés dans des modèles de régression logistique et de régression linéaire (Cochran, 1977 ; Rumeau-Rouquette, 1981).

7.2-Taux de réponse à l'enquête de mai 2001

Taux de réponse	Fréquence	Pourcentage
Acceptation de l'enquête		
Le patient n'a pas voulu répondre	176	25.4
Le patient a répondu lui-même	505	72.9
Un proche a fourni les réponses	12	1.7
Total	693	100.0

Au total, 693 questionnaires ont été recueillis. Les enquêteurs étant systématiquement deux lors des sessions de recueil, peu de dossiers leur ont échappé, le nombre de patients sollicités avaient été initialement estimé à 100 par jour. Cependant, les individus se trouvant au service d'accueil des urgences gardaient le droit de refuser de participer à l'enquête, ce fut le cas pour 177 d'entre eux. Pour 12 personnes le questionnaire a pu être administré grâce à l'intervention d'un proche.

Le taux de réponse à l'enquête est donc de 74.6%. Cependant, notre problématique étant centrée sur le niveau de revenu des ménages, toute personne n'ayant pas voulu répondre à cette question ne peut être incluse dans les analyses statistiques.

Ainsi, nous gardons dans l'échantillon final uniquement les individus ayant bien voulu donner leur niveau de revenu soit **463 personnes** donc un taux de 66.7% des personnes enquêtées.

Le tableau ci-dessous compare les individus de l'échantillon final (n = 463) avec ceux qui n'ont pas souhaité participer à l'enquête :

		Echantillon final	Echantillon des non répondants	P
		N= 463 (%)	N=230 (%)	
Sexe	Hommes	57.0	48.7	0.039
	Femmes	43.0	51.3	
Age	Moyenne	48.0 ans	55.3 ans	0.001
	Médiane	44.0 ans	54.5 ans	
	Quartile 1	30 ans	32 ans	
	Quartile 3	64 ans	79 ans	
Lieu de résidence	Ilots sensibles	18.4	14.8	0.642
	Hors îlots	81.6	85.2	
Recours injustifiés	Oui	23.1	14.3	0.005
	Non	73.4	83.5	
	Sans réponse	3.5	2.2	
Recours tardifs	Oui	20.1	19.1	0.725
	Non	77.3	79.2	
	Sans réponse	2.6	1.7	
Consultations de généralistes au cours des 12 derniers mois	Moyenne	7.3	7.7	0.799
	Médiane	3.0	3.0	

Si on compare l'échantillon final, c'est à dire l'échantillon pour lequel l'ensemble des individus ont répondu concernant leur niveau de revenu, avec l'échantillon des non répondants sur cet item, on peut remarquer que notre échantillon final est composé d'une proportion d'hommes plus importantes et plus jeunes. La proportion d'individus recourant de façon injustifiée aux urgences est également plus importante au sein de l'échantillon final et atteint 23.1%.

Il n'y a pas de différence significative concernant le lieu de résidence, ni le recours tardif aux système de soins et le nombre moyen de consultations annuelles chez le médecin généraliste.

La différence de composition des échantillons de répondants et de non répondants ne semble donc pas préjudiciable à la conduite de l'étude. La présence, dans l'échantillon de répondants, d'au moins autant de recours injustifiés ou tardifs que dans l'échantillon de non répondants, permet de dépasser la limite contre laquelle la première étude réalisée en février 2001 avait finalement buté. Il est de plus intéressant de souligner que les patients interrogés ont tendance à accepter de répondre d'autant plus volontiers que leur recours aux soins du service d'urgence sont apparus tardifs et/ou injustifiés, permettant ainsi une documentation et une objectivation des motifs de leurs recours.

7.3-Composition de l'échantillon

7.3.1-Caractéristiques démographiques des répondants

Base des répondants N = 463	Fréquence	Pourcentage Valide
Sexe		
Hommes	264	57.0
Femmes	199	43.0
Age		
Quartile 1	30 ans	
Médiane	44 ans	
Quartile 3	64 ans	
<i>Moyenne</i>	<i>51 ans</i>	
Lieu de résidence		
Ilots sensibles	85	18.4
Hors îlots	378	81.6
Langue Maternelle		
Française	344	74.4
Arabe	59	12.7
Groupe linguistique Asie du Sud-Est	2	0.4
Groupe linguistique de l'Europe de l'Est	13	2.8
Groupe linguistique de l'Afrique de l'Ouest	8	1.7
Italien, Espagnol, Portugais	20	4.3
Autres	17	3.7

Le tableau ci-dessus nous renseigne sur les caractéristiques démographiques de l'échantillon. Sur cet échantillon, on compte une proportion sensiblement plus importante d'hommes soit 57.0% versus 43.0%.

Un cinquième de cette population venue au service des urgences provient des quartiers prioritaires de la ville de Nice (voir en annexe pour la caractérisation de ces quartiers).

L'âge moyen des individus est de 48 ans, l'âge médian de 44 ans, c'est à dire que 50% de l'échantillon a moins de 44 ans. De plus, 25% de l'échantillon a moins de 30 ans (quartile 1) et 25 % plus de 64 ans (quartile 3). Même si les sept sessions de 12 heures retenues comme période d'enquête ne sont pas forcément représentatives de l'activité annuelle du service des urgences hospitalières et donc de la population qui le fréquente, cette population semble significativement plus âgée que la répartition que l'on connaît en population générale. En effet, la proportion des plus de 75 ans dans l'échantillon est de 16.4% alors qu'au recensement de la population de 1999 la proportion des plus de 75 ans est de

7,1% en France métropolitaine, 11,5% dans les Alpes Maritimes et 11,5% dans l'unité urbaine de Nice.

25.6% des répondants ont comme langue maternelle d'origine une langue différente de celle du français, pour 12.7% des répondants la langue maternelle est l'arabe.

7.3.2-Répartition par sexe et âge de l'échantillon

Age	Sexe		Total	
	Hommes	Femmes		
2-30 ans	Effectif	68	48	116
	% dans Age	58.6	41.4	100,0
	% dans Sexe	25.8	24.1	25.1
31-44 ans	Effectif	75	43	118
	% dans Age	63.6	36.4	100.0
	% dans Sexe	28.4	21.6	25.5
45-64 ans	Effectif	68	46	114
	% dans Age	59.6	40.4	100.0
	% dans Sexe	25.8	23.1	24.6
60-74 ans	Effectif	53	62	115
	% dans Age	46.1	53.9	100.0
	% dans Sexe	20.1	31.2	24.8
Total	Effectif	264	199	463
	% dans Age	57.0	43.0	100.0
	% dans Sexe	100.0	100.0	100.0

Si on croise les données recueillies selon le sexe et l'âge, il ressort que les hommes ayant fréquenté le service d'accueil des urgences sont plutôt plus jeunes alors que les femmes sont plutôt plus âgées, notamment la proportion des femmes âgées (65 ans et plus) est significativement plus importante soit 31.2% versus 20.1%. Cette relation entre le sexe et l'âge est globalement statistiquement significative ($P = 0.044$)

7.3.3-Niveau de revenu par unité de consommation des répondants

Base des répondants**N = 463**

**Revenu par Unité de
Consommation**

Moyenne	5708.7
Ecart Type	3926.7
Déciles	
D1	1894.2
D2	2772.2
D3	3537.6
D4	4397.1
D5 = Médiane	5000.0
D6	5500.0
D7	6500.0
D8	7954.5
D9	10294.1

Un des points fondamentaux de cette étude est le calcul du revenu par unité de consommation. En effet, cet outil validé au niveau international permet de se soustraire de deux problèmes fondamentaux lorsque l'on cherche à différencier les gens par leur caractéristique économique :

- d'une part, lorsque raisonne sur des variables qualitatives, on pense notamment au Catégorie Socio-Professionnelle (CSP) qui est la plus largement utilisée, il apparaît une trop grande variance intra-classe qui peut lisser les résultats et donc enlever toute significativité aux résultats dans le sens où, par exemple, si on prend la classe des employés, à l'intérieur même de cette classe, il est clair que le niveau de revenu peut être très différent ;
- d'autre part, lorsque l'on raisonne sur le niveau de revenu en valeur absolue, qui certes évite le premier problème, on ne prend pas en compte la composition du ménage. Par exemple, un individu ayant un revenu de 10 000 FF par mois ne se trouve pas dans la même situation économique selon qu'il est célibataire ou marié avec trois enfants.

Ainsi, « l'échelle d'Oxford », validée au niveau international et reprise en France notamment par l'INSEE, propose de calculer un revenu par unité de

consommation qui est une combinaison linéaire du revenu global du ménage en fonction de la composition de ce ménage :

$$\begin{aligned} & \textbf{Revenu par unité de consommation} \\ & = \quad \textbf{Revenu global du ménage} \\ & \quad / (1 + 0.7*\textbf{nombre d'adultes} + 0.5*\textbf{nombre d'enfants}) \end{aligned}$$

Le principe consiste donc à prendre la somme des revenus de l'ensemble des membres du ménage que l'on divise par 1 (le chef du ménage) + 0.7 fois le nombre d'adultes supplémentaires (individus de 16 ans et plus) + 0.5 fois le nombre d'enfants (moins de 16 ans).

Le revenu par unité de consommation moyen est de 5708.7 FF avec un écart type de 3926.7 FF. La variabilité est donc importante et c'est justement ce que l'on retrouve en regardant les déciles : les 10% les plus pauvres ont un revenu par unité de consommation inférieur à 1894.2 FF et les 10% les plus riches ont un revenu par unité de consommation supérieur à 10294.1 FF.

Si on observe attentivement la répartition en déciles de l'échantillon et qu'on replace ces résultats dans le contexte de la courbe de consommation de soins exprimée dans la partie « problématique de l'étude », on s'aperçoit que les 3 premiers déciles regroupent les « individus précaires » tel que l'entend l'état puisque cela regroupe les individus susceptibles de bénéficier des minima sociaux, en particulier de la CMU, puisque le décile 3 est égal à 3537.6FF. les deux déciles suivants sont alors composés des individus à priori exclus de toute aide et donc victimes de l'effet seuil introduit par la CMU. Les 5 déciles restant sont alors composés des individus qui sont censés ne pas éprouver de difficultés financières quant à l'accès et la consommations de soins.

7.3.4-Autres caractéristiques socio-économiques

Base des répondants N = 463	Fréquence	Pourcentage Valide
Bénéficiaire d'une allocation sociale		
RMI	29	6.3
Chômage indemnisé	30	6.5
Allocation Solidarité Spécifique	1	0.2
Allocation Adulte Handicapé	16	3.5
Allocation Dépendance	1	0.2
Allocation Invalidité	17	3.7
Minimum vieillesse	3	0.6
Allocation Parent Isolé	3	0.6
Autres allocations	80	17.3
Aucune allocation	283	61.1
Diplôme		
Aucun diplôme	138	29.8
Certificat d'études primaires	78	16.8
CAP, BEP, BEPC	118	25.5
Baccalauréat	37	8.0
Etudes supérieures	88	19.0
Sans réponse	4	0.9
Couverture Maladie		
Sécurité sociale avec mutuelle	285	61.6
Sécurité Sociale seule	100	21.6
CMU	58	12.5
Exonéré du ticket modérateur	11	2.4
Aucune couverture	7	1.5
Ne sait pas	2	0.4
Moyen de transport principal		
Véhicule 4 roues	226	48.8
Véhicule 2 roues type moto	7	1.5
Véhicule 2 roues type cyclomoteur	18	3.9
Vélo	5	1.1
Aucun moyen de transport	207	44.7

L'analyse des caractéristiques sociales et économiques des personnes interrogées aux urgences met en avant un certain niveau de précarité. Les urgences semblent en effet drainer une frange de la population sinon précaire au sens strict du terme, du moins faisant partie des couches sociales et économiques basses de la population.

Quatre individus sur dix bénéficie d'au moins une allocation sociale. Le niveau de diplôme semble également significatif puisque 30% environ déclarent n'avoir aucun diplôme et 16.8% le certificat d'études primaires.

Les chiffres sur le niveau de couverture maladie de cette population sont également bien au dessus de ceux de la population française puisque 21.6% des individus interrogés déclarent n'avoir que la Sécurité sociale, 12.5% bénéficient de la CMU et donc moins des deux tiers ont une couverture maladie complète (sécurité sociale plus une couverture complémentaire de type mutuelle).

L'indicateur sur le moyen de transport dont bénéficie le ménage semble également assez révélateur : 44.7% n'ont aucun moyen de transport. Le Service d'Accueil des Urgences de Saint Roch se trouvant au centre ville de Nice, ce résultat peut déjà expliquer que ces individus choisissent le lieu de recours aux soins le plus proche, qui plus est si celui ne demande aucune avance de frais.

7.3.5-Consommation médicale des répondants

Base des répondants N = 463	Fréquence	Pourcentage
Nombre de consultations de généraliste lors des 12 derniers mois		
Aucune	75	16.2
1	49	10.6
2	83	17.9
3	33	7.1
4	24	5.2
5	33	7.1
6-10	40	8.6
11-60	122	26.3
Ne sait pas	4	0.9
A un médecin traitant		
Oui	356	76.9
Non	105	22.7
Sans réponse	2	0.4
A consulté un spécialiste lors des 12 derniers mois		
Oui	244	52.7
Non	217	46.9
Ne sait pas	2	0.4
A consulté un psychiatre lors des 12 derniers mois		
Oui	68	14.7
Non	389	84.0
Ne sait pas	6	1.3
A consulté un dentiste lors des six derniers mois		
Oui	128	27.6
Non	334	72.1
Ne sait pas	1	0.3
Recours injustifié aux urgences		
Oui	107	23.1
Non	340	73.4
Ne sait pas	16	3.5

Base des répondants N = 463	Fréquence	Pourcentage
Recours aux soins tardif		
Oui	93	20.1
Non	358	77.3
Ne sait pas	12	2.6
Ce recours aux urgences nécessite l'intervention d'un psychiatre		
Oui	32	6.9
Non	431	93.1

Les résultats sur la consommation médicale des individus interrogés semblent conformes aux résultats de la littérature puisque l'on retrouve que la grande majorité des individus ont consulté au moins une fois un médecin généraliste, seuls 16.2% n'ont pas consulté de médecins généralistes lors des 12 derniers mois alors que la moitié ont vu au moins quatre fois un médecin généraliste lors de ces 12 derniers mois. D'ailleurs, près de $\frac{3}{4}$ des personnes enquêtées lors de leur passage aux urgences déclarent avoir un médecin traitant (76.9%).

Par contre, près de la moitié (46.9%) n'ont pas consulté de médecins spécialistes lors des 12 derniers mois et les trois quarts n'ont pas eu recours aux soins des dentistes lors des 12 derniers mois.

En ce qui concerne la prise en charge psychologique des individus, environ 15% ont consulté un psychiatre lors des 12 derniers mois et 6.9% des personnes enquêtées aux urgences ont nécessité l'intervention d'un psychiatre.

Par ailleurs, en ce qui concerne le recours aux soins, un cinquième des recours peuvent être jugés d'un point de vue médical comme tardif et près d'un quart de ces recours peuvent être jugés comme injustifiés, c'est à dire ne nécessitant pas forcément le recours au service d'accueil des urgences.

7.3.6-Motif du recours aux urgences

N°	Traumatologie – Pathologie accidentelle	Fréquence
<i>Pathologie Accidentelle</i>		
1	Accidents de la voie publique	8.4
2	Accidents du travail	3.0
3	Accidents domestiques	3.2
4	Coups et Blessures / Violence	3.0
<i>Traumatologie et Autres</i>		
5	Chutes – Malaises	15.4
6	Traumatologie diverse	12.5
7	Tentative d'autolyse	0.4
<i>Sous total Traumatologie</i>		45.9
Causes somatiques non traumatiques		
8	Appareil Digestif	8.9
9	Dyspnée	2.2
10	Douleurs Thoraciques	2.6
11	Autres affections de l'appareil cardio vasculaire (*)	1.1
12	Autres affections de l'appareil respiratoire (*)	0.9
13	Affections ORL – Stomatologie	5.2
14	Affections des yeux	1.5
15	Affection de l'appareil génito–urinaire	3.0
16	Affections gynécologiques	0.6
17	Affections neurologiques	9.1
18	Affections cutanées	3.0
19	Autres causes somatiques non traumatiques	1.1
<i>Sous total causes somatiques</i>		39.2
Autres Causes		
20	Altération état général – placement – Glissement	2.2
21	Anxiété – Angoisse	2.6
22	Dépression	0.6
23	Troubles du comportement	1.9
24	Alcoolisme	2.4
25	Toxicomanie	0.9
26	Hébergement de nuit	0.4
27	Tentative de Suicide	1.7
28	Autres, Inconnues	2.2
<i>(*) Hormis dyspnée et douleurs thoraciques</i>		

D'une façon globale, près de la moitié des recours aux urgences sont dus à des motifs d'origine traumatique (45.8%) dont 15.4% pour des chutes et malaises et 12.4% pour de la traumatologie diverse.

Les chutes et malaises concernent plus particulièrement les personnes âgées puisque sur les 15.4% de recours pour ce motif près de la moitié ont au moins 65 ans (47.9%). En revanche, la traumatologie diverse concerne les plus jeunes avec 34.5% qui ont moins de 30 ans et 41.4% qui ont entre 31 et 44 ans.

Ensuite, 39.2% des motifs de recours aux urgences sont d'origine somatique en particulier l'appareil digestif (8.9%) et les affections neurologiques (9.1%).

Les problèmes liés à l'appareil digestif concernent plus particulièrement les individus les plus précaires : 27.3% des individus du premier décile de revenu par unité de consommation sont venus aux urgences pour ce motif contre 4.7% pour les individus des déciles D6 à D10.

Les affections neurologiques concernent les personnes âgées : 42.9% ont au moins 65 ans.

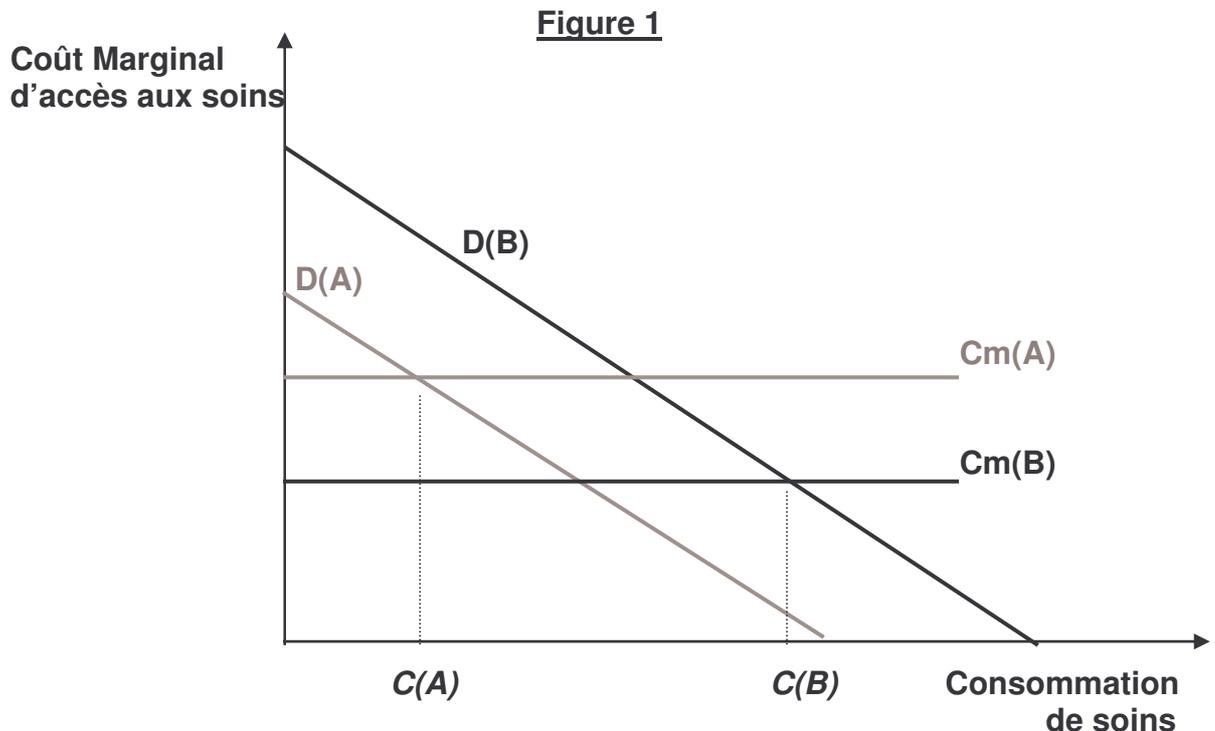
Concernant les autres causes, il n'y en a pas une particulière qui se dégage par rapport aux autres, les effectifs sont d'ailleurs trop faibles pour pouvoir faire quelque analyse que ce soit. On peut tout de même noter, et c'est la seule différence qui se dessine, que sur 12 patients venus pour des angoisses ou de l'anxiété 11 font partis du premier ou second déciles de revenu par unité de consommation.

8 Mise en évidence de l'effet seuil

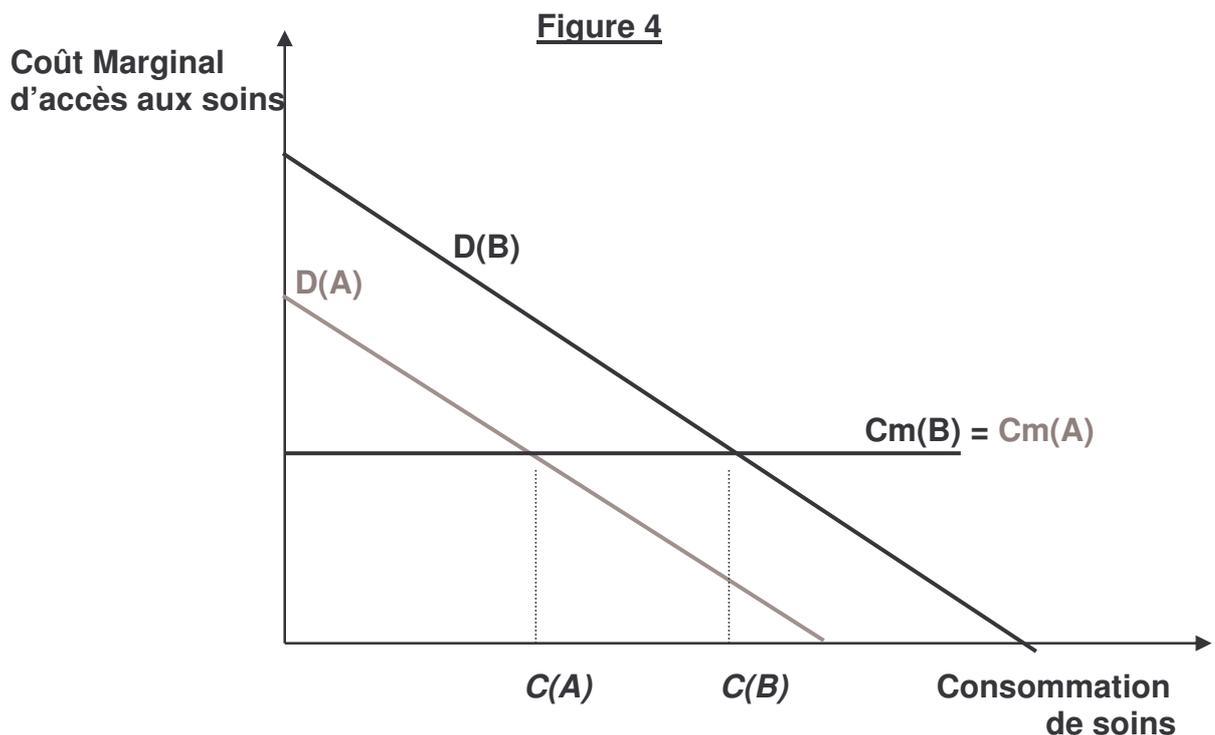
8.1-Modélisation de l'effet seuil

Comme nous l'avons expliqué dans la partie « problématique de l'étude », si on cherche à modéliser les facteurs explicatifs quant aux différences constatées dans l'accessibilité et l'accès aux soins, qui induiront des différences dans les consommations de soins, deux familles de facteurs se dessinent.

Tout d'abord et certainement la principale, la barrière financière modélisée par le coût marginal d'accès aux soins dans le graphique ci-dessous : l'individu A (individu « précaire ») a un coût marginal d'accès aux soins plus important que l'individu B (individu « non précaire »), c'est à dire que pour consommer une unité supplémentaire de soins, par exemple une consultation de médecin, l'individu A devra payer plus cher que B, du moins aura un coût final à sa propre charge plus conséquent. Cependant, aujourd'hui, avec l'existence de la CMU, les individus précaires n'ont plus cette barrière financière. Par contre, il reste le deuxième facteur exprimé dans le graphique ci-dessous par la demande de soins et qui relève plus de variables sociales, d'éducation et comportementales, qui font que, même à état de santé égal ou même moins bon, les individus précaires consomment moins de soins que les individus non précaires.

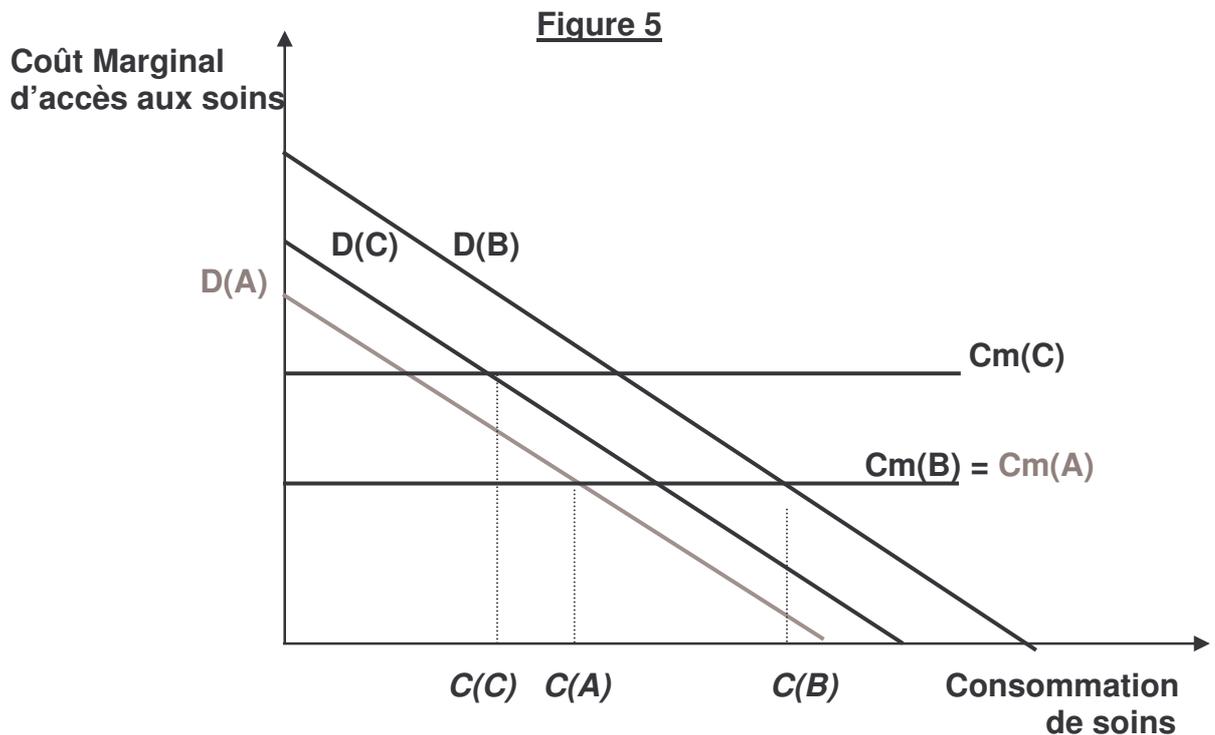


En somme, depuis l'introduction de la CMU, le graphique ci-dessus devrait avoir changé pour les individus précaires bénéficiant de la CMU :



Les barrières financières levées, le coût marginal d'accès aux soins entre un individu précaire et non précaire est le même ($Cm(B) = Cm(A)$) et donc la consommation de A augmente sensiblement mais reste en dessous de celles de B du fait des demandes de soins différentes.

Se pose alors le problème pour les individus se situant à la marge des minima sociaux et ne pouvant bénéficier de la CMU, c'est dire les individus ayant un revenu par unité de consommation situé entre 3500 FF (revenu maximum pour pouvoir bénéficier de la CMU) et 5000 FF. Pour ces individus, le problème de l'accès et la consommation de soins reste entier car il est difficile d'avoir une couverture sociale complète dont le coût est élevé (il existe d'ailleurs une multitude de contrats d'assurances dont les prix sont évidemment fonction du niveau de remboursement proposé) alors même que leur demande de soins est importante. Si on modélise ce phénomène par l'individu C, on obtient la figure suivante :



On se retrouve ainsi avec une situation intermédiaire, où l'individu C, à la marge des minima sociaux, se retrouve d'un point de vue de la santé comme étant le plus précaire : l'individu C exprime une demande de soins intermédiaire mais a un coût marginal supérieur. C'est lui qui aura la consommation de soins la plus faible. Donc, mis à part la frange de population des très précaires, notamment les Sans Domicile Fixe, qui sont à la marge du système et que l'on pourra modéliser par le premier décile du revenu par unité de consommation des individus, c'est donc l'individu C qui doit aujourd'hui faire face aux plus grandes difficultés quant à l'accès aux soins et, comme première conséquence, on devrait retrouver que c'est l'individu C qui consomme le moins.

Cette situation est dommageable d'un point de vue de l'équité : l'individu C qui exprime une demande de soins supérieure à l'individu A consomme au final moins de soins que lui pour des raisons essentiellement financières. On se trouve dans un cas typique d'inéquité horizontale (Mooney, 1983).

En effet, l'équité horizontale correspond au principe de justice distributive avancée par Aristote dès le IV^{ème} siècle avant notre ère qui postule que seuls des cas légitimement différents doivent être traités différemment. En matière de santé, ce principe implique qu'à pathologie similaire, les individus doivent pouvoir bénéficier de soins équivalents et interdit donc toute discrimination en fonction de la richesse, de la race, du sexe, du mode de vie ou de toute autre considération d'utilité sociale relative des individus. Cet objectif d'équité horizontale recoupe la recherche d'équité d'accès, évoquée plus haut (Perrin, Moatti, Obadia, 1998).

Dans les situations de fonctionnement “ normal ” du système de soins, l’objectif d’équité horizontale constitue l’une des justifications majeures de l’existence d’un contrat unique d’assurance-maladie, déconnecté des risques individuels, et impliquant un financement socialisé : garantir qu’à pathologie égale l’accès aux soins ne puisse être différent en fonction du type de couverture assurantielle du patient.

La CMU déroge justement doublement à cette règle : elle favorise une classe de la population au détriment d’une autre qui exprime pourtant également des difficultés quant à l’accès et à la consommation de soins et demande en plus à cette classe de financer la couverture assurantielle de la première.

8.2-Validation empirique

8.2.1-Précision méthodologique

La mise en évidence de l'effet seuil aurait pu se faire à partir de la variable portant sur le niveau de couverture maladie individuelle, c'est à dire la question 16 du questionnaire proposé :

Q16. Couverture Maladie

- 1 Sécurité Sociale avec mutuelle ou assurance complémentaire
- 2 Sécurité Sociale seule
- 3 CMU (Couverture Maladie Universelle)
- 4 Exonération du ticket modérateur
- 5 Aucune couverture maladie
- 6 Ne sait pas

Cependant, plusieurs raisons font que cette variable est moins optimale que le niveau de revenu par unité de consommation :

- Les modalités ne sont pas assez fines. Il faudrait détailler de façon beaucoup plus approfondie les assurances complémentaires. Il existe en effet aujourd'hui un nombre incalculable de contrats d'assurances proposés par les mutuelles qui engendrent des niveaux d'accès aux soins très différents. Souscrire à une mutuelle ne veut pas dire « accès aux soins total sans débours ».
- Les individus ne savent pas immanquablement et avec précision leur niveau de couverture maladie. D'une part, le chef du ménage, ou du moins la personne référent qui s'occupe de ceci, sait si le ménage bénéficie d'une couverture complémentaire, d'une exonération du ticket modérateur pour quelqu'un en particulier, mais ne sait que très rarement ce que propose en détail le contrat en termes de remboursement. D'autre part, en ce qui concerne les autres membres du ménage, le flou est encore généralement plus grand entre les différents mode de couverture de maladie existant et une faible proportion connaît vraiment son niveau de couverture maladie.
- En définitive, si on souhaite véritablement travailler sur cette dimension, il faut demander aux individus de nous fournir leur carte d'assuré social ainsi que leur contrat d'assurance s'ils en ont un, ce qui n'était évidemment pas envisageable dans un service d'urgences et qui ne l'est que pour une enquête à domicile de type de celles réalisées par l'INSEE.

Le niveau de revenu par unité de consommation est donc la variable de référence retenue dans notre analyse pour tenter de mettre en évidence les deux effets induits par l'introduction de la CMU en France.

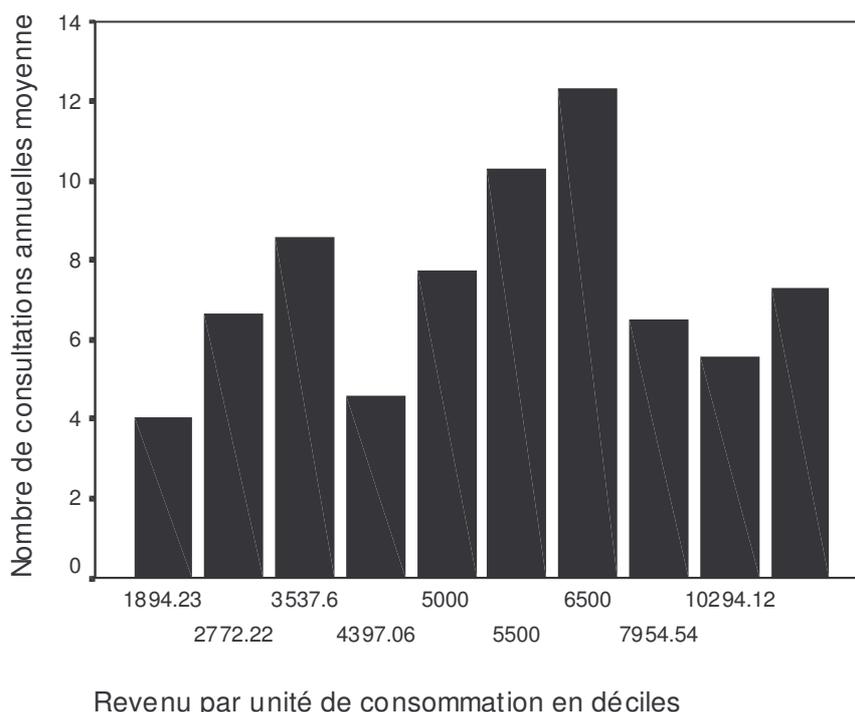
La théorie micro-économique enseigne que les individus adoptent des comportements rationnels et que, par ailleurs, ils sont parfaitement informés des

différents contrats existants en matière de couverture maladie complémentaire. Dans un tel cadre, nous pouvons raisonnablement faire l'hypothèse que la grande majorité des individus qui ont un revenu de 3500 Frs par mois par unité de consommation bénéficient d'une couverture maladie complète soit par le biais de l'exonération du ticket modérateur soit par le biais de la CMU. Nous allons ainsi tenter d'analyser les consommations de soins déclarées des individus lors des douze derniers mois en fonction de leur niveau de revenu mensuel par unité de consommation.

8.2.2-Courbe de consommation de soins empirique

On s'intéresse dans un premier temps au recours chez le médecin généraliste en médecine ambulatoire. Le graphe ci-dessous exprime le nombre moyen de consultations chez le généraliste lors des douze derniers mois en fonction du niveau de revenu par unité de consommation (exprimé en déciles) des individus de la base.

Graphe 1 : consultations chez le généraliste



Si on regarde d'abord les **4 derniers déciles**, c'est à dire de D6=5500 à D10=10294.12, pour lesquels il n'y a pas a priori de barrières financières pour accéder aux soins, on constate qu'ils effectuent **en moyenne 8.40 consultations** chez le généraliste par an. Ce chiffre constituera d'ailleurs notre cadre de référence pour analyser les déciles de revenu inférieurs.

Les déciles D6 et D7 constituent les groupes des plus gros consommateurs de soins de généralistes avec respectivement 10.3 et 12.3 consultations annuelles moyennes.

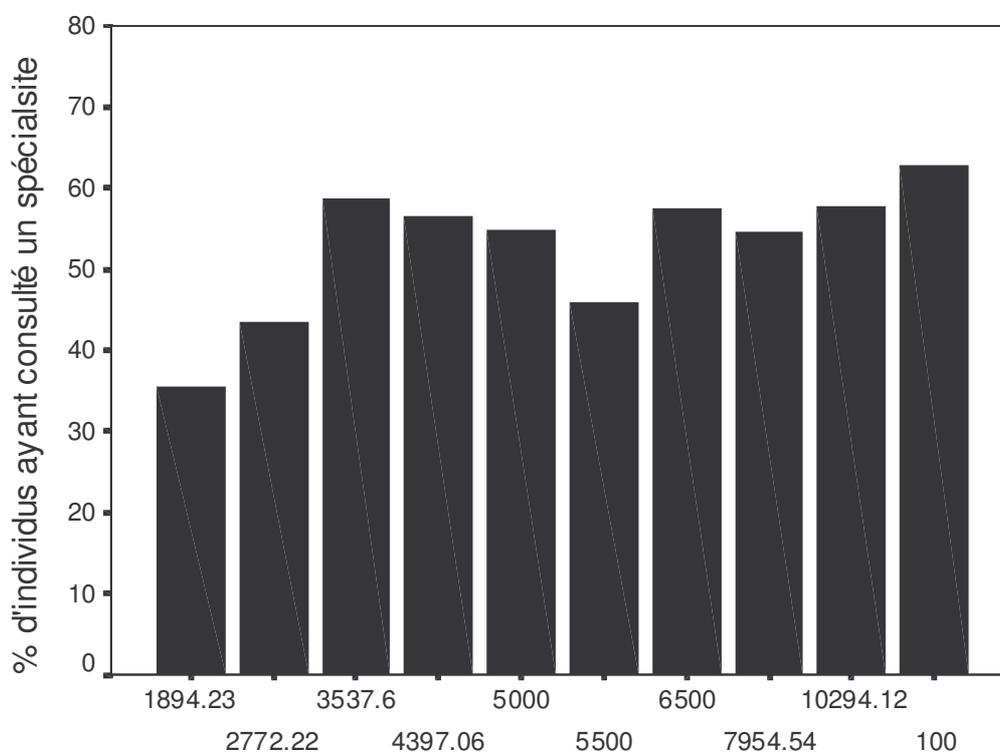
Si on repart maintenant du **premier décile** (D1= 1894) c'est à dire des individus qui ont un revenu par unité de consommation inférieur à 1894 FF, on retrouve bien l'hypothèse exprimée précédemment à savoir que ce décile est constitué par définition de la frange extrême de la population qui est exclue du système et donc du système de soins. Ces individus **consultent en moyenne 4 fois** le médecins généraliste par an, ce qui est significativement moindre que la moyenne de référence (les 50% de la population qui ont un revenu supérieur à 5500 FF par unité de consommation et qui ont consulté en moyenne 8.4 fois le généraliste).

Les individus qui se situant entre le premier et le second décile consultent significativement plus le médecins généralistes même s'ils restent encore en dessous de la moyenne avec 6.6 versus 8.4.

Par contre, les individus se situant entre **les décile 2 et 3** et qui sont donc à la limite des seuils autorisés pour pouvoir bénéficier des minima sociaux, en particulier de la CMU, consomment autant de soins avec une moyenne de consultations annuelles chez le médecin généraliste de **8.6**, soit légèrement supérieur à la moyenne de référence. **L'effet CMU** semble donc joué à plein pour cette classe qui, pouvant bénéficier des allocations et aides sociales, arrive à hisser sa consommation de soins au niveau de la population de référence.

Les différences constatées entre D1, D2 et D3, c'est à dire un gradient positif de consommation de soins en défaveur des plus bas revenus, se retrouve également lorsqu'on s'intéresse au recours chez le médecin spécialiste. Le graphe 2 rapporte la proportion d'individus ayant vu au moins une fois le médecin spécialiste lors des douze derniers mois au niveau de revenu.

Graphe 2 : consultations chez le spécialiste



Revenu par unité de consommation en déciles

On constate en effet que ces individus consultent que très peu les médecins spécialistes avec seulement 35.6% pour les individus ayant un revenu par unité de consommation inférieur à D1 et 43.5% pour ceux de D2 versus plus de 56.2% pour le reste de l'échantillon ($p < 0.05$).

Le déficit (Δ) de consommations de soins en défaveur des populations les plus précaires que l'on soupçonnait devoir encore apparaître alors même qu'elle bénéficie d'un niveau de couverture sociale similaire à la population de référence semble donc exister mais ne se concentre que sur les deux premiers déciles.

Si on regarde maintenant les individus se situant entre **les décile 3 et 4**, et **les déciles 4 et 5**, les résultats semblent mettre en évidence l'effet seuil précédemment expliqué.

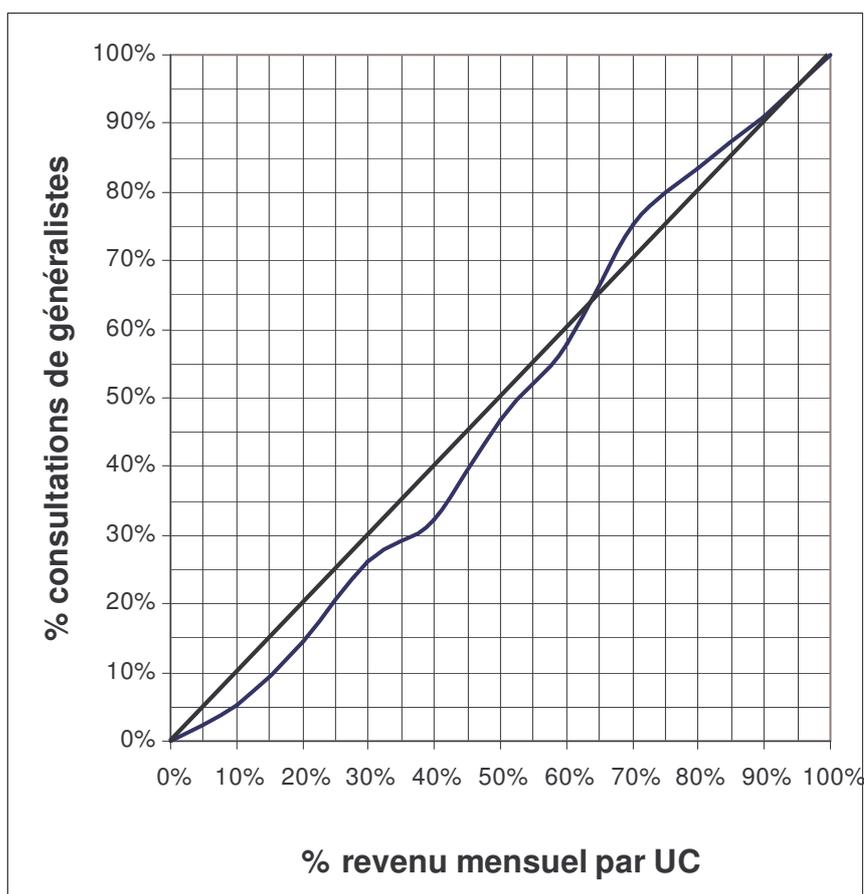
L'effet seuil est clairement significatif pour D3 : les individus ayant un revenu par unité de consommation compris entre 3537.6 et 4397.06 consultent **en moyenne 4.6 fois le médecin généraliste** par an soit presque deux fois moins que la moyenne de référence (8.4 fois) ou que celle des individus situés juste en dessous en terme de revenu (8.6 fois).

La différence est également présente pour D4 mais elle est plus faible : 7.8 consultations versus 8.4.

Courbe de Lorentz

En se replaçant dans une vision d'équité, on peut compléter cette analyse en construisant une courbe de Lorentz visant à exprimer le nombre de consultations chez les médecins généralistes en fonction des déciles de revenu. On regarde donc si chaque décile de revenu cumule un nombre de consultations de généralistes similaires, chaque décile devrait en théorie cumuler 10% des consultations. En tout, 3370 consultations ont été déclarées ce qui est suffisamment conséquent pour être analysé.

Graphe 3 : Courbe de Lorentz



La diagonale exprime la droite d'équirépartition qui serait en fait la situation idéale, d'équité parfaite. Ainsi, en se penchant sur la courbe qui est la courbe de Lorentz de notre échantillon, on peut à nouveau mettre en avant les deux effets précédemment exprimés :

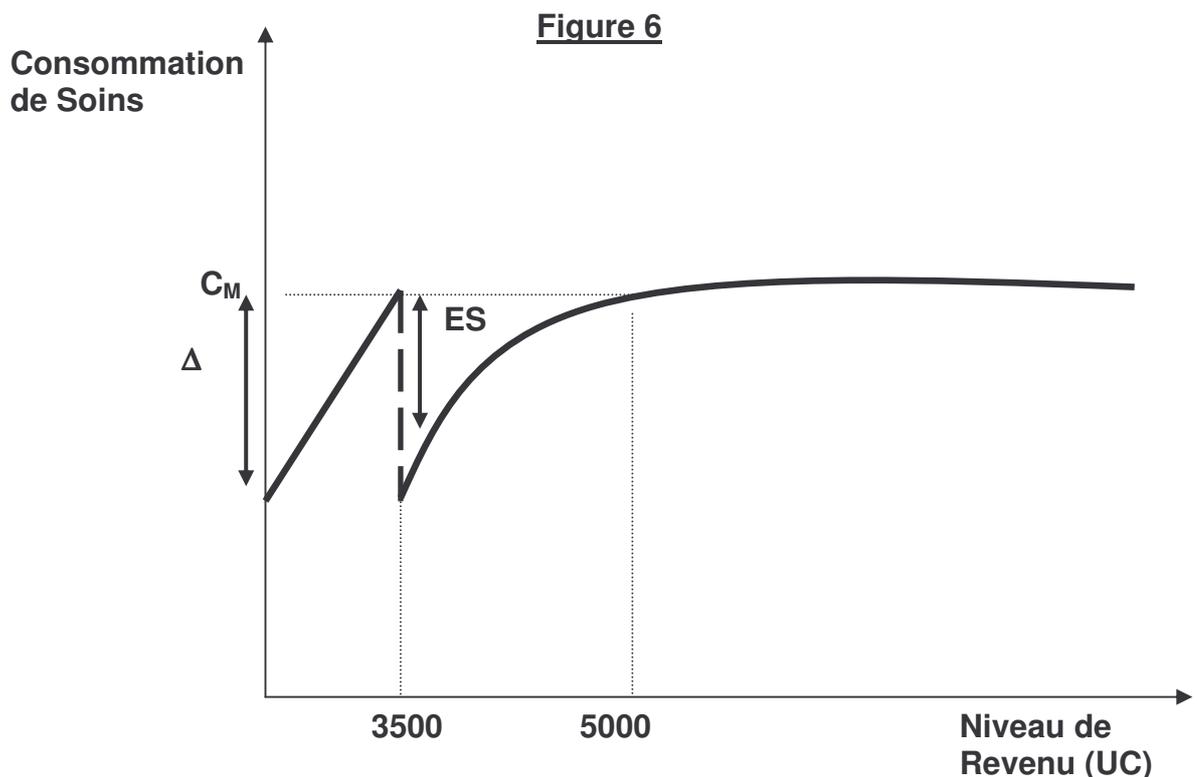
-Les déciles D1 et D2 sont bien en dessous de la droite d'équirépartition. Les individus cumulant 20% du revenu mensuel déclaré drainent seulement 14% des consultations de généralistes déclarées. Il reste donc bien un **écart (Δ de consommation)** en défaveur des populations très précaires (moins de 2772 Frs de revenu mensuel par unité de consommation).

-Entre le 2^{ème} et le 3^{ème} décile, la courbe de Lorentz se rapproche de la droite d'équirépartition, sans la couper toutefois, ce qui révèle que dans cette catégorie de revenus, revenus et consommations de soins évoluent conjointement.

-En revanche entre le 3^{ème} et le 4^{ème} décile, la courbe de Lorentz s'infléchit nettement et s'écarte de la courbe d'équirépartition : les individus appartenant à cet intervalle de revenu ne cumulent que 5% des consultations, c'est l'**effet seuil** caractérisé précédemment.

On voit d'ailleurs qu'à partir du 7^{ème} décile, la courbe passe la droite d'équirépartition, ce qui signifie que les populations aux plus haut revenus cumulent plus de consultations : D7 cumule par exemple 17% des consultations.

Cette analyse semble donc confirmer nos résultats et si on reprend la figure 3 de la partie « problématique de l'étude » qui modélisait les changements hypothétiques de la courbe de consommations de soins en fonction de leur revenu suite à l'introduction de la CMU, l'effet seuil semble clairement jouer mais également le déficit de consommation (Δ) même s'il joue en gradation et non de façon linéaire entre les trois premiers déciles. Ainsi la courbe de consommation de soins des individus en fonction de leur niveau de revenu semble aujourd'hui être celle de la figure 6 :



L'écart de consommation de soins (Δ) est donc important pour les plus précaires et de moins en moins au fur et à mesure que l'on monte dans les niveaux de revenus pour finir avec un effet quasi-nul, c'est à dire une consommation proche de la consommation moyenne C_M , pour les individus dont le niveau de revenu est supérieur à 3000 Frs par unité de consommation.

Ensuite l'effet seuil (ES) joue son rôle et les individus situés juste au dessus de 3500 Frs de revenu par unité de consommation consomme beaucoup moins de soins et cette différence s'estompe jusqu'à devenir non significative pour les individus ayant un revenu supérieur à 5000 Frs par unité de consommation.

8.2.3- Caractérisation socio-démographique des groupes de revenus

Afin de pouvoir comparer les individus en fonction de leur niveau de revenu par unité de consommation, nous avons repris la même logique que précédemment. Nous distinguons donc les 5 premiers déciles qui concernent particulièrement notre objet de réflexion en prenant comme référence les individus qui ont un niveau de revenu mensuel par unité de consommation supérieur à D5 = 5000 Frs. Par ailleurs, du fait de la faiblesse des effectifs dans chaque case, chaque intervalle de décile comprenant par définition 10% de la population étudiée soit environ 45 individus, l'ensemble des variables descriptives ont été regroupées en 2 modalités.

Base des répondants N = 463	< D1 (%)	D1 à D2 (%)	D2 à D3 (%)	D3 à D4 (%)	D4 à D5 (%)	> D5 (%)	Test du Khi-2 de Pearson P
Sexe							
Hommes	56.5	63.0	44.7	47.8	53.2	61.6	0.194
Femmes	43.5	37.0	55.3	52.2	46.8	38.4	
Age							
Moins de 45 ans	80.5	58.7	44.6	60.9	41.9	44.0	< 0.001
45 ans ou plus	19.5	41.3	55.4	39.1	58.1	56.0	
Lieu de résidence							
Ilots sensibles	28.3	32.6	25.5	21.7	19.4	10.6	0.001
Hors îlots	71.7	67.4	74.5	78.3	80.6	89.4	
Diplôme obtenu							
< Bac	71.7	80.4	80.9	71.7	87.1	64.4	0.005
Bac ou études supérieures	28.3	19.6	19.1	28.3	12.9	35.6	
Bénéficie d'au moins une allocation sociale							
Oui	47.8	71.7	68.1	56.5	41.9	19.0	< 0.001
Non	52.2	28.3	31.9	43.5	58.1	81.0	
Langue maternelle							
Français	54.3	54.3	74.5	73.9	72.6	88.9	< 0.001
Autres	45.7	45.7	25.5	26.1	27.4	11.1	
A un médecin traitant							
Oui	55.6	65.2	63.8	84.8	77.4	85.6	< 0.001
Non	44.4	34.8	36.2	15.2	22.6	14.4	

L'analyse descriptive des caractéristiques socio-démographiques se révèlent être déjà très intéressante.

Tout d'abord, le sexe est la seule variable où l'on observe pas de différence significative entre les différents groupes de revenus considérés, même si les

groupes]D2-D3] et]D3-D4] sont composés d'une proportion d'hommes inférieure aux autres classes.

En ce qui concerne l'âge, les individus dont le revenu est inférieur au premier décile sont significativement plus jeunes : ils ont dans leur grande majorité moins de 45 ans (80.5%) alors que pour les autres groupes les proportions de moins ou plus de 45 ans s'équilibrent, 45 ans étant l'âge médian.

On retrouve sans grande surprise que ce sont les individus dont le niveau de revenu est le plus faible qui vivent dans les quartiers prioritaires de la ville de Nice. Plus d'un quart des individus sont concernés pour les trois premiers déciles contre seulement 10% pour les individus appartenant aux cinq derniers déciles ($p=0.001$).

Concernant le niveau de diplôme, il y a peu de différences entre les cinq premières classes, c'est la tranche des plus hauts revenus, ceux qui ont un revenu par unité de consommation supérieur à D5, qui explique la significativité observée : plus d'un tiers d'entre eux ont au moins le bac contre environ 20% pour les autres classes de revenu.

Pour les bénéficiaires d'allocation sociale, on voit là encore un cassure très nette entre les individus qui ont un niveau de revenu inférieur à D5 (5000Frs mensuel par unité de consommation) et ceux qui ont un revenu supérieur soit respectivement plus de 50% de bénéficiaires versus 19%. Et si on observe parmi les premiers déciles comment se répartissent les bénéficiaires, on constate que ce sont les groupes]D1-D2] et]D2-D3] où l'on retrouve le plus de bénéficiaires (plus des deux tiers). Cette proportion est significativement plus faible pour le premier groupe ($< D1$), ce qui confirme le niveau extrême de précarité de cette classe qui, du fait qu'elle se trouve en marge du système, même si elle peut bénéficier d'aides et d'allocations sociales, ne fait plus systématiquement valoir ses droits. On retrouve par ailleurs une diminution sensible des bénéficiaires d'allocations sociales pour les groupes]D3-D4] et]D4-D5].

En ce qui concerne la langue maternelle des répondants, il existe un gradient très significatif en fonction du niveau de revenu : plus les individus déclarent un niveau de revenu élevé et plus la proportion d'individus déclarant une langue d'origine étrangère est faible. Près de la moitié des deux premiers groupes de revenus ($< D1$ et]D1-D2]) déclarent une langue maternelle d'origine étrangère, cette proportion tombe à environ un quart pour les trois groupes suivants (]D2-D3],]D3-D4] et]D4-D5]) puis à un sur dix pour les individus qui ont un revenu supérieur à D5.

La langue maternelle est bon marqueur de l'insertion sociale des individus, la langue et l'écriture constituant des freins évidents à l'insertion, la santé n'échappe à cette remarque car des difficultés en français vont forcément à un moment donné constituer des freins quant à une utilisation optimale du système de soins (la prévention primaire, la connaissance des droits, le choix d'entrée dans le système de soins).

Concernant le fait d'avoir ou non un médecin traitant, ce sont les individus appartenant aux trois premiers groupes (< D1,]D1-D2] et]D2-D3]) qui déclarent le plus ne pas en avoir soit plus d'un tiers n'ont pas de médecin traitant contre moins de 20% pour le reste de l'échantillon. Là encore, cette variable est un bon indicateur de la bonne utilisation du système de soins, le médecin traitant pouvant jouer le rôle du régulateur et permettre aux patients de faire les bons choix.

8.2.4- Recours tardifs et abusifs en fonction des groupes de revenus

L'analyse des recours injustifiés et tardifs en fonction du niveau de revenu semble conforter la modélisation des deux effets induits par la CMU repris dans la figure 6 :

Base des répondants N = 463	Recours injustifiés (%)	Recours tardifs (%)
Revenu par Unité de Consommation		
< D1	25.0	33.3
D1-D2	20.0	24.4
D2-D3	17.4	13.0
D3-D4	35.6	15.9
D4-D5	30.5	25.0
> D5	21.6	18.5
Ensemble de l'échantillon	23.9	20.6

En effet, les individus dont le recours au service des urgences lors de l'enquête est d'un point de vue médical injustifiés sont en proportion significativement plus nombreux entre les déciles D3 et D5 soit environ 1/3 d'entre eux contre 23.9% pour l'ensemble de l'échantillon.

Si on s'intéresse aux recours tardifs, on constate que ce problème se concentre plus particulièrement chez les individus les plus précaires puisqu'1/3 d'entre eux ont recouru de façon tardive contre 20.6% pour l'ensemble de l'échantillon. C'est la frange de population qui consomme le moins de soins et c'est donc fort logiquement chez elle que l'on retrouve le plus de prise en charge tardive de la maladie.

L'analyse descriptive des individus en fonction de leur niveau de revenu permet d'affiner nos résultats :

- **la première classe (< D1)** est composé d'individus jeunes, très précaires qui est clairement en marge du système. Ceci engendre que ces individus ne font pas finalement systématiquement valoir leurs droits et **consomment significativement moins de soins et consultent plus souvent tardivement** aux soins.
- **Les classes]D1-D2] et]D2-D3]** restent composées d'individus précaires, **socialement fragiles**. Par contre, ces deux classes qui représentent les bénéficiaires potentiels de la CMU, **consomment sensiblement autant de soins que la population de référence des hauts revenus [D6 à D10]**.
- **Les classes]D3-D4] et]D4-D5]** semblent significativement **plus stables socialement**. Pour autant, ces deux classes qui représentent les non-bénéficiaires de la CMU victimes de l'effet seuil, **consomment moins de soins que la population de référence et consultent plus souvent de façon abusive aux urgences**.

9 Le recours au système de soins

9.1-Préalable méthodologique

Dans le sens où pour cette enquête nous avons fait le choix délibéré d'un questionnaire court et ciblé, nous présenterons pour l'ensemble des modes de recours étudiés que nous pouvons approcher via cette enquête un tableau d'analyse identique quant aux variables explicatives des phénomènes à expliquer. Nous tenterons ainsi d'approcher les profils des individus qui recourent de façon injustifiée aux services d'accueil des urgences, des individus qui recourent tardivement aux soins avec comme point d'entrée les urgences, mais également les profils des individus qui ne déclarent n'avoir pas fréquenté le système traditionnel de soins ambulatoires lors des six mois précédents l'enquête, que ce soit donc l'absence de recours aux médecins généralistes, aux médecins spécialistes ou aux dentistes.

Par ailleurs, lors de la réalisation des régressions logistiques, nous conserverons dans les modèles les variables sexe et âge, même si celles-ci ne s'avèrent pas significatives. Cette technique économétrique revient en fait à pratiquer une standardisation directe sur le sexe et l'âge, c'est à dire que les résultats pour les autres facteurs explicatifs peuvent être interprétés sans tenir compte d'éventuels effets de sexe et d'âge dus à la composition même de l'échantillon.

9.2-Les recours injustifiés aux urgences

Base des répondants N = 447	Recours injustifiés (%)	Test du Khi-2 de Pearson: <i>P</i>	Régression logistique : Odds Ratio (IC à 95%)
Sexe			
Hommes	24.6	<i>0.708</i>	0.81
Femmes	23.1		(0.50-1.30)
Age			
Moins de 30 ans	37.3	< 0.001	6.30 (2.73-14.50)
31 à 44 ans	27.6		2.08 (1.14-3.82)
45 à 64 ans	23.0		1.77 (0.98-3.18)
65 ans ou plus	7.4		1
Lieu de résidence			
Ilots sensibles	37.8	0.001	1.84
Hors îlots	20.8		(1.05-3.22)
Diplôme obtenu			
< Bac	23.0	<i>0.447</i>	-
Bac ou études supérieures	26.4		
Bénéficie d'au moins une allocation sociale			
Oui	31.2	0.004	Ns
Non	19.3		
Niveau de couverture maladie			
Aucune ou Incomplète	27.7	<i>0.311</i>	-
Complète	22.8		
Langue maternelle			
Français	21.3	0.017	Ns
Autres	32.7		
A un moyen de transport motorisé			
Oui	25.2	<i>0.494</i>	-
Non	22.4		
A un médecin traitant			
Oui	18.4	< 0.001	0.42
Non	41.7		(0.25-0.70)
Ce recours nécessite un psychiatre			
Oui	35.5	<i>0.118</i>	-
Non	23.1		

Les recours injustifiés aux urgences, selon l'échelle médicale CCMU, concernent près d'1/4 de la population qui a répondu au questionnaire soit 23.9% des individus (n=447). Cette proportion est conséquente et pose effectivement déjà un

problème en tant que telle en termes d'optimisation du choix d'entrée dans le système de soins de la part des individus.

Les facteurs explicatifs de ce choix injustifié d'un point de vue médical, outre le niveau de revenu, sont conformes à ce que l'on peut retrouver dans la littérature. Nous pouvons donc remarquer que la proportion de recours injustifiés est significativement plus importante :

- chez les jeunes (37.3% pour les moins de 30 ans versus 7.4% pour les plus de 65 ans)
- chez les individus déclarant habiter dans les quartiers prioritaires de la ville de Nice
- pour les personnes qui bénéficient d'au moins une allocation sociale
- chez ceux dont la langue maternelle n'est pas le français
- chez ceux qui déclarent ne pas avoir de médecin traitant (41.7% versus 18.4%).

En analyse multivariée, on obtient un modèle de régression logistique dont la qualité de l'ajustement est de 76.4% et dont les variables explicatives retenues sont les suivantes :

- l'âge, qui est significatif pour 2 classes, c'est à dire que l'on a un gradient en fonction de l'âge : plus les individus ont un âge élevé et plus leur probabilité de recourir de façon injustifiée aux urgences est faible. Les individus de moins de 30 ans ont d'ailleurs 6.3 fois plus de chances de recourir de façon injustifiée aux urgences
- le lieu de résidence : les individus résidant dans les quartiers prioritaires ont 1.84 fois plus de chances de recourir de façon injustifiée aux urgences
- le médecin traitant : les individus qui déclarent ne pas avoir de médecin traitant ont une probabilité plus de deux fois plus importante de recourir de façon injustifiée aux urgences.

Dans une approche de santé publique, il semblerait que ce soient les rapports médecins/patients qui sont la cible à atteindre. Le fait d'avoir un médecin traitant à qui on peut s'adresser facilement et que l'on n'hésitera pas à consulter favorise une meilleure trajectoire dans le système de soins. Le médecin généraliste reste généralement le point d'entrée optimal et ce d'autant plus si celui-ci suit régulièrement son patient.

9.3-Les recours tardifs aux urgences

Base des répondants N = 451	Recours tardifs (%)	Test du Khi-2 de Pearson: <i>P</i>	Régression logistique : Odds Ratio (IC à 95%)
Sexe			
Hommes	24.6	0.016	1.92 (1.17-3.18)
Femmes	15.4		
Age			
Moins de 30 ans	25.0	0.292	0.83 (0.41-1.66)
31 à 44 ans	17.1		
45 à 64 ans	17.0		
65 ans ou plus	23.6		
Lieu de résidence			
Ilots sensibles	20.7	0.978	-
Hors îlots	20.6		
Diplôme obtenu			
< Bac	23.7	0.010	2.29 (1.19-4.38)
Bac ou études supérieures	12.7		
Bénéficie d'au moins une allocation sociale			
Oui	24.0	0.158	-
Non	18.5		
Niveau de couverture maladie			
Aucune ou Incomplète	29.1	0.015	Ns
Complète	18.1		
Langue maternelle			
Français	17.1	0.001	2.25 (1.33-3.82)
Autres	32.4		
A un moyen de transport motorisé			
Oui	19.6	0.556	-
Non	21.8		
A un médecin traitant			
Oui	19.4	0.218	-
Non	25.0		
Ce recours nécessite un psychiatre			
Oui	15.6	0.469	-
Non	21.0		

Le recours tardif concerne 1/5 de la population qui a répondu au questionnaire soit 20.6% (n=451). Cette proportion à l'image des résultats trouvés précédemment

est importante et pose également déjà un problème au niveau de l'équité horizontale : malgré l'assurance d'une prise en charge identique face à la maladie (équité horizontale) on ne capte pas tous les individus au même moment ce qui aboutit à une prise en charge plus ou moins tardive. Cette notion de prise en charge tardive est d'autant plus importante avec les progrès réalisés par la médecine car, pour nombre de pathologies ou problèmes de santé, aujourd'hui, un des enjeux majeurs est l'état d'avancement de la maladie au moment de la prise en charge médicale (Paraponaris & al., 1999).

Les facteurs explicatifs quant à un recours tardif sont là encore identifiés, la proportion de recours tardifs est significativement plus importante :

- chez les hommes (24.6% pour les moins de 30 ans versus 7.4% pour les plus de 65 ans),
- chez les individus ayant un niveau de diplôme inférieur au bac (23.7% vs 12.7%),
- chez ceux ayant un niveau de couverture maladie partiel,
- chez ceux dont la langue maternelle n'est pas le français (32.4% vs 17.1%).

Le modèle de régression logistique, dont la qualité d'ajustement est de 80.0%, nous donne finalement le modèle suivant :

- le sexe : un homme a, toutes choses étant égales par ailleurs, près de deux fois plus de chances de recourir aux soins tardivement par rapport à une femme,
- le niveau d'étude : un individu ayant un niveau de diplôme inférieur au bac a une probabilité plus importante de recourir tardivement aux soins (OR=2.29),
- la langue maternelle : un individu dont la langue maternelle n'est pas le français a deux fois plus de chances de recourir tardivement aux soins.

On retrouve là un résultat de la littérature qui offre des perspectives en terme de politiques de santé publique puisqu'il semblerait que ce soit le niveau d'éducation en général qui soit la variable centrale d'un recours tardif aux soins.

9.4-L'absence de recours aux médecins généralistes

Base des répondants N = 458	Absence de Recours (%)	Test du Khi-2 de Pearson: P	Régression logistique : Odds Ratio (IC à 95%)
Sexe			
Hommes	22.2	< 0.001	2.25 (1.17-4.29)
Femmes	8.6		
Age			
Moins de 30 ans	22.6	< 0.001	6.40 (1.76-23.20)
31 à 44 ans	19.7		
45 à 64 ans	20.4		
65 ans ou plus	2.6		
Lieu de résidence			
Ilots sensibles	29.8	< 0.001	Ns
Hors îlots	13.3		
Diplôme obtenu			
< Bac	15.9	0.690	-
Bac ou études supérieures	17.5		
Bénéficie d'au moins une allocation sociale			
Oui	19.7	0.125	-
Non	14.2		
Niveau de couverture maladie			
Aucune ou Incomplète	22.6	0.045	Ns
Complète	14.4		
Langue maternelle			
Français	12.7	< 0.001	Ns
Autres	28.6		
A un moyen de transport motorisé			
Oui	16.5	0.937	-
Non	16.2		
A un médecin traitant			
Oui	6.8	< 0.001	10.57 (5.89-18.98)
Non	49.5		
Ce recours nécessite un psychiatre			
Oui	25.0	0.170	-
Non	15.7		

L'absence de recours chez le médecin généraliste au cours des douze derniers mois est un bon marqueur des rapports qu'un individu entretient avec sa santé, on

retrouve d'ailleurs les facteurs discriminants du recours aux soins classiquement avancés.

Tout d'abord, le sexe et l'âge semble revêtir une importance significative. Les hommes consultent de manière générale moins que les femmes, près d'1/4 des hommes n'ont pas consulté lors des douze derniers mois ($p < 0.001$). Concernant l'âge, la différence se fait sur les personnes âgées pour lesquelles seules 2.6% n'ont pas consulté contre environ 20% pour le reste de la population.

Par ailleurs, on retrouve les grands facteurs socio-culturels et économiques : la proportion d'absence de recours chez le médecin généraliste est significativement plus importante :

- chez les individus déclarant habiter dans les quartiers prioritaires de la ville de Nice : 29.8% vs 13.3% pour le reste de l'échantillon,
- chez les individus ne bénéficiant pas d'une couverture maladie complète,
- chez ceux dont la langue maternelle n'est pas le français,
- chez ceux qui déclarent ne pas avoir de médecin traitant (49.5% versus 6.8%).

Le dernier résultat n'est pas surprenant mais montre l'importance d'avoir de bons repères pour optimiser sa trajectoire dans le système de santé. L'absence de médecin traitant, qui par définition est le premier maillon de la chaîne, semble très préjudiciable dans le recours aux soins : près de la moitié des individus qui déclarent ne pas avoir de médecin traitant n'ont pas consulté lors des douze derniers mois, contre seulement 6.8% des individus qui ont un médecin traitant.

En analyse multivariée, on obtient le modèle de régression logistique suivant (qualité d'ajustement=86.5%) :

- l'âge, qui est significatif pour les 4 classes, c'est à dire que les 3 premières classes s'opposent à la dernière : les individus qui ont un âge élevé (65 ans et plus) ont une probabilité plus faible de ne pas consulter un médecin lors des douze derniers mois,
- le sexe : les hommes ont deux fois plus de chances de ne pas recourir aux médecins généralistes,
- le médecin traitant : les individus qui déclarent ne pas avoir de médecin traitant ont une probabilité 10 fois plus importante de ne pas consulter de médecin généraliste,

L'analyse multivariée confirme le poids du médecin traitant pour assurer un suivi régulier des individus.

9.5-L'absence de recours aux médecins spécialistes

Base des répondants N = 461	Absence de Recours (%)	Test du Khi-2 de Pearson: <i>P</i>	Régression logistique : Odds Ratio (IC à 95%)
Sexe			
Hommes	62.0	< 0.001	3.95 (2.59-6.03)
Femmes	27.3		
Age			
Moins de 30 ans	53.4	0.002	1.70 (0.93-3.07)
31 à 44 ans	53.8		
45 à 64 ans	49.1		
65 ans ou plus	31.6		
Lieu de résidence			
Ilots sensibles	60.0	0.008	Ns
Hors îlots	44.1		
Diplôme obtenu			
< Bac	46.8	0.876	-
Bac ou études supérieures	47.7		
Bénéficie d'au moins une allocation sociale			
Oui	47.8	0.808	-
Non	46.6		
Niveau de couverture maladie			
Aucune ou Incomplète	61.7	0.001	Ns
Complète	42.7		
Langue maternelle			
Français	41.5	< 0.001	1.93 (1.15-3.23)
Autres	65.4		
A un moyen de transport motorisé			
Oui	47.8	0.729	-
Non	46.2		
A un médecin traitant			
Oui	38.9	< 0.001	3.24 (1.89-5.55)
Non	75.2		
Ce recours nécessite un psychiatre			
Oui	62.9	0.070	-
Non	45.9		

L'absence de recours aux médecins spécialistes met en avant des facteurs similaires à ceux qui expliquent l'absence de recours aux médecins généralistes

avec une accentuation du phénomène pour le sexe qui s'explique certainement par le fait que les femmes sont amenées à voir des gynécologues régulièrement.

La proportion d'absence de recours chez le médecin spécialiste est donc significativement plus importante :

- chez les hommes : près des 2/3 n'ont pas vu de spécialiste lors des douze derniers mois,
- chez les jeunes, du moins ce sont les individus âgés qui voient beaucoup plus de médecins spécialistes,
- chez les individus déclarant habiter dans les quartiers prioritaires de la ville de Nice : 60.0% vs 44.1% pour le reste de l'échantillon,
- chez les individus ne bénéficiant pas d'une couverture maladie complète,
- chez ceux dont la langue maternelle n'est pas le français,
- chez ceux qui déclarent ne pas avoir de médecin traitant (75.2% versus 38.9%).

En analyse multivariée, on obtient le modèle de régression logistique suivant :

- le sexe : les hommes ont une probabilité près de 4 fois plus importante de ne pas avoir consulté de spécialistes lors des douze derniers mois,
- la langue maternelle : les individus dont la langue maternelle n'est pas le français ont plus de chances de ne pas voir recouru chez le spécialiste,
- le médecin traitant : les individus qui déclarent ne pas avoir de médecin traitant ont une probabilité plus de trois fois plus importante de ne pas avoir consulté de médecins spécialistes.

9.6-L'absence de recours aux dentistes

Base des répondants N = 462	Absence de Recours (%)	Test du Khi-2 de Pearson: P	Régression logistique : Odds Ratio (IC à 95%)
Sexe			
Hommes	77.6	0.004	1.85 (1.18-2.90)
Femmes	65.3		
Age			
Moins de 30 ans	53.4	< 0.001	6.23 (3.27-11.96)
31 à 44 ans	76.9		
45 à 64 ans	77.2		
65 ans ou plus	81.7		
Lieu de résidence			
Ilots sensibles	87.1	0.001	2.57 (1.25-5.27)
Hors îlots	69.0		
Diplôme obtenu			
< Bac	77.2	< 0.001	Ns
Bac ou études supérieures	59.4		
Bénéficie d'au moins une allocation sociale			
Oui	76.7	0.093	-
Non	69.5		
Niveau de couverture maladie			
Aucune ou Incomplète	80.4	0.033	1.91 (1.06-3.44)
Complète	69.9		
Langue maternelle			
Français	70.4	0.102	Ns
Autres	78.5		
A un moyen de transport motorisé			
Oui	66.5	0.003	Ns
Non	79.1		
A un médecin traitant			
Oui	69.1	0.006	2.09 (1.14-3.85)
Non	82.9		

Les facteurs explicatifs quant à une absence de recours chez le dentiste lors de l'année écoulée sont également conformes à ce que l'on peut retrouver dans la littérature. Nous pouvons donc remarquer que la proportion de non-recours est significativement plus importante :

- chez les hommes par rapport aux femmes,

- chez les individus âgés : près de la moitié des jeunes ont vu un dentiste lors des douze derniers mois vs moins d'1/4 pour les plus âgés,
- chez les individus déclarant habiter dans les quartiers prioritaires de la ville de Nice : 87.1% n'en ont pas vu,
- pour les personnes qui bénéficient d'une couverture maladie complète,
- chez ceux dont la langue maternelle n'est pas le français,
- chez ceux qui déclarent ne pas avoir de médecin traitant,
- chez ceux qui déclarent ne pas avoir de moyen de transport motorisé.

Le modèle de régression logistique retenu a une qualité d'ajustement de 75.7% et donne comme facteurs explicatifs du non-recours aux dentistes :

- le sexe : les hommes ont une probabilité près de deux fois plus importante de ne pas avoir recouru aux dentistes lors des douze derniers mois,
- l'âge, qui est particulièrement significatif pour les jeunes, c'est à dire qu'un individu âgé de moins de 30 ans a une probabilité de recourir aux dentistes 6 fois plus importante que les individus âgés de 65 ans et plus,
- le lieu de résidence : les individus résidant dans les quartiers prioritaires ont 2.5 fois plus de chances de recourir de façon injustifiée aux urgences,
- la couverture maladie : les individus ne bénéficiant pas de couverture maladie complète ont 1.9 fois plus de chances de ne pas avoir recouru aux dentistes lors des douze derniers mois,
- le médecin traitant : les individus qui déclarent ne pas avoir de médecin traitant ont une probabilité plus de deux fois plus importante de ne pas avoir recouru aux dentistes lors des douze derniers mois.

10 Discussion

La progression de la pauvreté et de la précarité représente une menace réelle pour l'état de santé d'une partie importante de la société française qui est très largement sous-estimée. En conséquence, il est urgent qu'un ensemble cohérent de mesures fortes soit pris afin de prévenir une dégradation plus importante de la santé de ceux qui sont en situation de grande vulnérabilité. C'est cette idée, reprise et par le Haut Comité de Santé Publique et l'Observatoire National de la Pauvreté et de l'Exclusion Social, qui nous semble fondamental de développer : améliorer la connaissance des processus qui génèrent ces situations de « précarité » afin de définir et mettre en place des actions préventives. Dans le cas précis de l'instauration de la CMU, il conviendrait de mettre fin en outre de mettre fin au saut de consommation de soins résultant de l'effet seuil que nous avons tenté de mettre en évidence en lissant cette dernière à l'aide d'un dispositif intégrant un principe de progressivité pour les catégories de revenu commençant à 3500 FF par unité de consommation , jusqu'à un plafond qui demande définition (aux alentours de 5000 FF par unité de consommation).

L'enjeu est bien d'être capable de prévenir ces situations extrêmes et non pas de se concentrer vers des actions curatives qui, on le sait bien, doivent par définition être continuellement renouvelées.

De façon générale et en faisant la synthèse de l'ensemble des travaux réalisés sur le sujet mais également de nos analyses économétriques dont les enseignements recoupent au fond ces mêmes travaux, on peut mettre en avant des indicateurs forts et marquants pour appréhender les trajectoires de santé des individus :

- Le sexe et l'âge**
- Le niveau de revenu du ménage**
- Le lieu de résidence**
- Le niveau de couverture maladie**
- Le niveau d'éducation**
- L'absence de prise en charge habituelle par un médecin traitant**

Tous ces facteurs même s'ils sont clairement identifiables et repérables dans une population montrent le côté multi-factoriel qu'entretiennent précarité et santé. Pour autant, il semble nécessaire pour d'évidentes raisons d'équité de réduire la précarité et donc les inégalités en santé qui conduisent soit au renoncement à certains types de soins, soit à des comportements déviants dans les trajectoires de ces individus dans le système de santé, sanctionnant un échec du fonctionnement du système de soins.

En effet, si on se place dans une vision d'équité du problème, que ce soit des travaux sur la prise en charge de maladies comme les cancers (Paraponaris & al., 1999) ou plus généralement de travaux sur l'accès aux soins et la consommations

de soins de la population (Perrin & al., 1998), il ressort également que les seuls critères ou déterminants cliniques ne suffisent pas à expliquer le comportement des individus. Les situations d'inégalité dans les états de santé observés et/ou ressentis, dans l'accès aux soins, dans la prise en charge médicale, sont bien plus à rechercher dans des considérations tarifaires (ORS PACA, 1999a ; Gruber & Owings, 1996 ; Keeler & Brodie, 1993 ; Tonnaire & al., 1998), des effets d'école (Ellis & Mc Guire, 1996 ; Greenspan & al., 1988 ; Lancry & Paris, 1997 ; Welch & al., 1993), le niveau de couverture sociale (Ligon, 1994 ; Swartz & Brennan, 1996), des déterminants socioéconomiques (Epstein & al., 1988 ; Epstein, Stern & Weissman, 1990 ; Kominsky & Long, 1997) ou la vulnérabilité sociale des individus (ORS PACA, 1999b).

S'attaquer aux inégalités en santé implique donc dans un premier temps une réduction sociale des inégalités, donc une réduction de la précarité : le Haut Comité de Santé publique préconise d'ailleurs de continuer à lutter contre les grands fléaux sociaux de notre société. Réduire les inégalités en santé ne se fera pas sans une réduction massive du chômage, une meilleure éducation, notamment vers un recul de l'illettrisme, une amélioration générale des logements et surtout d'éviter la perte pour un ménage du logement, la mise en place d'une protection sociale pour tous.

Ce dernier point qui est clairement fondamental pour expliquer le comportement des individus en matière d'accessibilité, d'accès et de consommations de soins, la Couverture Maladie Universelle apparaît comme une réponse appropriée de la part des pouvoirs publics. Notre étude visait donc à approcher l'impact de la CMU sur l'accès et la consommation de soins des individus et, plus particulièrement, de tester les effets induits par son introduction.

Même si cette étude n'a lieu qu'un an après l'introduction de la CMU et donc si le recul est encore faible pour faire une analyse très fine du recours aux soins, il semble tout de même que les apports de la CMU, qui sont par ailleurs incontestables, sont freinés par deux effets induits :

- **L'écart de consommations de soins (Δ) en défaveur des populations les plus précaires** : les individus les plus précaires sont généralement en marge de la société et pour ceux qui ne le sont pas la santé n'est malheureusement pas une priorité. Sur ce fait la CMU ne peut rien et donc un net différentiel de consommation persiste pour cette frange de la population.
- **L'effet seuil** : les individus se situant en terme de niveau de revenu à la limite des seuils fixés pour pouvoir bénéficier de la CMU consomment significativement moins de soins que la moyenne de la population mais également moins que la tranche de la population inférieure qui bénéficie de la CMU.

Le but de cette étude est en aucun cas de remettre en question le bien fondé de la CMU. Pour autant, ce dernier résultat n'est pas sans posé de questions d'un point de vue de l'équité puisque la frange de la population victime de l'effet seuil doit non seulement continuer à faire face à des difficultés réelles d'accès aux soins tout en finançant la CMU pour les bénéficiaires en particulier ceux qui se situe dans la tranche de revenu juste inférieure et qui au final consommeront plus de soins qu'eux.

On peut miser sur les effets de la croissance économique pour régler bon nombre de problèmes liés aux comportements de consommations de soins de certaines catégories de population. Mais, dans la mesure où le plein emploi, même en période de croissance économique durable et soutenue, et le « plein logement » ne peuvent représenter que des objectifs normatifs, il semble opportun que des actions sociales concrètes, identifiant clairement une cible, à l'image du précédent texte de loi sur la CMU soient mises en place. Au regard des effets engendrés par le texte de la CMU, il semble souhaitable d'en redéfinir quelques principes afin d'instaurer un continuum dans la considération de la santé des populations aux revenus modestes, selon un mécanisme devant être organisé autour d'un principe de progressivité.

11 Références bibliographiques

1. Aiach P, Carr-Hill R, Curtis S, Illey R : Les inégalités sociales en France et en Grande-Bretagne. Analyse et étude comparative, Paris, Edition Inserm, 1997.
2. Andrews G, Tennant C, Hewson M, Schonel M. The relation of social factors to physical and psychiatric illness, *American Journal of Epidemiology*, 108 (27-35), 1978.
3. Baudeau D, Deville A, Joubert M et al. Les passages aux urgences de 1990 à 1998 : une demande croissante de soins non programmés. *Etudes et Résultats*, n°72, juillet 2000.
4. Berkman FL, Syme L. Social networks, Host resistance and mortality : a nine-year follow up study of Alemenada County Residents. *American Journal of Epidemiology*, 1979 ; 109 :186-204.
5. Berthod-Wurmser M. (Ed). *La santé en Europe*. Paris : La Documentation française, 1994.
6. *Bulletin Officiel*, 2000. Solidarité, Santé : La Couverture Maladie Universelle. Ministère de l'emploi et de la Solidarité.
7. Cochran WC. *Sampling Techniques*. 3rd edition. New York: Wiley, 1977. 428p.
8. Conseil Economique et social. *La grande pauvreté. Evaluation des politiques publiques de lutte contre la grande pauvreté*. *Journal officiel*, 1995.
9. Desplanques G. *La mortalité des adultes : Résultats de deux études longitudinales (période 1955-1980)*. Paris : Les Collections de l'INED, D 102, 1985.
10. Ellis R.P., Mcguire T.J. Hospital response to prospective payments : moral hazard, selection and practice-style effects, *Journal of Health Economics*. 1996, 15 : 257-77.
11. Epstein A.M., Stern R.S., Tognetti J & al. The association of patients' socioeconomic characteristics with the length of hospital stay and hospital charges within diagnosis-related groups, *New England Journal of Medicine*. 1988, 318 : 1579-85.
12. Epstein A.M., Stern R.S., Weissman J.S. Do the poor cost more ? A multihospital study of patients socioeconomic status and use of hospital resources, *New England Journal of Medicine*. 1990, 322 : 1122-28.
13. Evans RG, Barer ML & Marmor TR. *Why are some people healthy and others not ? The determinants of health of populations*. Berlin, New York : De Gruyter, 1994.
14. Favre C., *Le recours aux urgences hospitalières : un mode d'accès aux soins spécifiques des population défavorisées* ; in *Prévenir*, n°28 (129-135), 1995.
15. Forbes JF. Unemployment and health. *Lancet*, 1981 ; 875.
16. Gilthorpe MS, Bedi R. An exploratory study combining hospital episode statistics with socio-demographic variables, to examine the access and utilisation of hospital oral surgery services. *Community Dent Health*, 1997 ; 14(4) :209-13.

17. Gore S. The effect of social support in moderating the health consequences of unemployment. *Journal of health and social behaviors*, 1978 ;19 :157-165.
18. Greenspan A.M., Kay H.R., Berger B.C & al. Incidence of unwarranted implantation of permanent cardiac pacemakers in a large medical population. *New England Journal of Medicine*. 1988, 318 : 158-63.
19. Gruber J., Owings M. Physician financial incentives and cesarean section delivery . *Rand Journal of Economics*. 1996, 27 : 99-123.
20. Haut Comité de Santé Publique. La santé en France. Ministère de l'Emploi et de la Solidarité. Paris, La Documentation Française, 1996.
21. Henriot D, Rochet JC. Régulation et intervention publique dans les systèmes de santé. In « Régulation du système de santé », Rapport de Mougeot M. La documentation française, Paris. 1999, 115-30.
22. Iglehart JK. The American Health Care System-medicare. *New England Journal of Medicine*, 1999 ; 340(4) :317-32.
23. Keeler E.B., Brodie M. Economic incentives in the choice between vaginal delivery and cesarean section, *Milbank Quarterly*. 1993, 71 : 365-404.
24. Kominski G.F., Long S.H. Medicare's disproportionate share adjustment and the cost of low-income patients. *Journal of Health Economics*. 1997, 16 : 177-90.
25. Lancry P.J., Paris V. Age, temps et normes : une analyse de la prescription pharmaceutique. *Economie et Prévision*. 1997, 129-130 : 173-187.
26. Lang T et al. Motifs de recours aux services hospitaliers d'urgences médicales et à leur fonction « dispensaire ». coll. *Revue médicale de l'Assurance Maladie*. 1998, 3 :72-78.
27. Lecompte T, Mizrahi A, Mizrahi A. Précarité sociale : cumul des risques sociaux et médicaux. CREDES, 1996.
28. Ligon J.A. Fee-for-service versus HMO outpatient expenditure patterns. *Journal of Risk and Insurance*. 1994, 61 : 96-106.
29. Ministère de la Santé. Contre la précarité et la pauvreté. Soixante propositions, rapport présenté par M. Maurice OBEIX, février 1981.
30. Mizrahi A, Mizrahi A. Les inégalités d'accès aux soins; in *Prévenir*, n°28 (129-135), 1995.
31. Mizrahi A, Mizrahi A. Opinion sur l'avenir de l'assurance maladie et l'accès aux soins. *CreDES*, 1993 ; 991.
32. Mooney GH. " Equity in health care : confronting the confusion ". *Effective Health Care* 1983, 1 :23-47.
33. Observatoire National de la Pauvreté et de l'Exclusion Sociale. Rapport 2000. La Documentation Française – Paris, 2000.
34. ORS PACA, 1998a, Analyse du recours aux urgences du CHU de Nice - ORS PACA, Avril.
35. ORS PACA, 1998b, Les inégalités en santé : Intervention à la Conférence Régionale de Santé PACA de 1998.
36. ORS PACA, 1999a, Jeunes, précarité et rapport à la santé : une étude qualitative des trajectoires sociales de jeunes précarisés et de leurs représentations et pratiques en matière de santé. - Marseille : ORS PACA, Novembre.

37. ORS PACA, 1999b, Les cancers en Provence Alpes Côte d'Azur : analyse des causes de décès et de l'incidence - Marseille : ORS PACA, Décembre, rapport de synthèse, 43 p.
38. Paraponaris A., Tonnaire G., Moatti J.P., 1999, Problèmes d'équité dans la prise en charge primaire du cancer du sein dans une région française, in B. Gazier, J.L. Outin, F. Audier (eds) : L'économie sociale. Formes d'organisation et institutions, tome II, (L'Harmattan, Paris, ISBN 2-7384-8290-9), 4ème trimestre, pages 178-191.
39. Perrin V., Obadia Y., Moatti J.P. Systèmes et états de santé : l'équité introuvable? *Economie Publique*. 1998, 2 : 141-75.
40. Pollock AM, Vickers N. Deprivation and emergency admissions for cancers of colorectum, lung and breast in south east England : ecological study. *BMJ*, 1998 ; 317(7153) :245-52.
41. Rawls J. " Théorie de la justice "(trad fr). Paris : Seuil, 1987.
42. Rochaix L. Le financement par les particuliers : la boîte de Pandore. *Revue d'Economie Financière*, 1995, 34.
43. Rumeau-Rouquette C., Breart G., Padiou R. - Méthodes en épidémiologie. 2nd edition. Paris: Flammarion, 1981. 306p.
44. Shah-Canning D, Alpert JJ, Bauchner H. Care-seeking patterns of inner-city families using an emergency room. A three-decade comparaison. *Medical Care*, 1996 ; 34(12) :1171-9.
45. Sox CM, Burstin HR, Edwards RA & al. Admissions through the Emergency Department: Does Insurance Status Matter? *The American Journal of Medicine* 1998 105(6) : 506-12.
46. Stern RS, Weissman JS, Epstein AM. The emergency department as a pathway to admission for poor and high-cost patients. *JAMA*, 1991 ; 266(16) : 2238-43.
47. Swartz K., Brennan T.A. Integrated health care, capitated payment, and quality. The role of regulation. *Annals of Internal Medicine*. 1996, 124 : 442-48.
48. "The Black Report", Report of a Research Working Group. Inequalities in Health. London : Department of Health and Social Security, 1980.
49. Tonnaire G., Paraponaris A., Moatti J.P., Chanut C., Sambuc R. Hétérogénéité des pratiques médicales et régimes de tarification du système de santé. Le cas de la prise en charge primaire du cancer du sein dans une région française. *Economie Publique*. 1998, 2 : 87-114.
50. Welch W.P., Miller M.E., Welch H.G., Fisher E.S., Wennberg J.E. Geographic variation in expenditures for physicians' services in the United States. *New England Journal of Medicine*. 1993, 328 : 621-27.

12 Annexes

12.1-Caractérisation des îlots sensibles

Quartier Prioritaire d'Intervention Nice-Ouest	<i>Population totale</i>	<i>Population îlots « sensibles »</i>
Secteur Nice Village	816	816
Secteur St Augustin-Les Moulins	12772	8261
Total	13588	9077

Quartier Prioritaire d'Intervention Nice-Est	<i>Population totale</i>	<i>Population îlots "sensibles"</i>
Secteur Ariane	13268	5786
Secteur Bon voyage-Pasteur- St Charles	22904	5906
Total	36172	11692

Quartier Prioritaire d'Intervention Nice-Centre	<i>Population totale</i>	<i>Population îlots "sensibles"</i>
Secteur Centre-Gare	69880	8296
Secteur Vieux Nice	6121	4618
Total	76001	12914

Quartier Prioritaire d'Intervention Nice-Nord	<i>Population totale</i>	<i>Population îlots "sensibles"</i>
Secteur Las Planas	7787	4449
Total	7787	4449

TOTAL	133548	38132
--------------	---------------	--------------

12.2- Echelle « CCMU »

Classification à 5 niveaux.

CCMU1 : situation ne justifiant pas d'accès au plateau technique des urgences, suivant les conduites diagnostiques admises.

CCMU2 : situation comportant un pronostic fonctionnel (ou état lésionnel) stable, n'engageant pas de pronostic vital, justifiant une intervention diagnostique, technique ou thérapeutique aux urgences.

CCMU3 : situation comportant un pronostic fonctionnel (ou état lésionnel) stable, susceptible de s'aggraver dans l'immédiat, justifiant une intervention diagnostique, technique ou thérapeutique aux urgences.

CCMU4 : situation pathologique engageant le pronostic vital et justifiant une intervention d'urgence avec prise en charge diagnostique, technique ou thérapeutique raisonnée (sans la pratique de geste niveau 5).

CCMU5 : situation de haute urgence avec mise en route immédiate de gestes symptomatiques de réanimation destinés à préserver le pronostic vital.

12.3- QUESTIONNAIRE « Version Finale »

Q1. Acceptation de l'enquête :

- 1 Le patient n'a pas voulu répondre au questionnaire
- 2 Le patient a répondu lui-même au questionnaire
- 3 Le patient n'était pas en mesure de répondre au questionnaire, mais un proche a fourni les réponses
- 4 Le patient n'était pas en mesure de répondre au questionnaire et il n'y avait personne pour répondre à sa place

A remplir pour tous les patients

Q2. Sexe

- 1 Masculin
- 2 Féminin

Q3. Age (en années)

|_|_|

Q4. Lieu de résidence

- 1 N'habite pas dans les Alpes Maritimes
- 2 Habite dans les Alpes Maritimes mais pas à Nice
- 3 Habite à Nice (**indiquer la rue**)

Q5

Rue :

Q6. Motif d'admission

|_|_|

Q8. Niveau d'urgence CCMU :

- 1 Niveau 1
- 2 Niveau 2
- 3 Niveau 3
- 4 Niveau 4
- 5 Niveau 5

Q9. Selon l'interne, s'agit-il d'un recours aux soins tardif ?

- 1 Oui
- 2 Non

Q10. Selon l'interne, ce recours aux soins nécessite-t-il l'intervention d'un psychiatre ?

- 1 Oui
- 2 Non

Q11. Revenu mensuel du ménage

(Indiquez le revenu global de tous les membres du ménage qui reçoivent de l'argent)

|_|_|_|_|_|_|_| FF

Q12. Sinon, indiquez dans quelle tranche le revenu du ménage se situe :

- 1 Moins de 2 000F
- 2 De 2 000F à moins de 3 000F
- 3 De 3 000F à moins de 4 000F
- 4 De 4 000F à moins de 5 000 F
- 5 De 5 000F à moins de 6 000F
- 6 De 6 000F à moins de 7 000F.
- 7 De 7 000F à moins de 8 000 F
- 8 De 8 000F à moins de 9 000F
- 9 De 9 000F à moins de 10 000F
- 10 De 10 000F à moins de 11 000 F
- 11 De 11 000F à moins de 12 000F
- 12 De 12 000F à moins de 13 000F
- 13 De 13 000F à moins de 14 000F
- 14 De 14 000F à moins de 15 000F
- 15 De 15 000F à moins de 20 000 F
- 16 De 20 000F à moins de 30 000F
- 17 30 000F et plus
- 18 Ne veut pas répondre
- 19 Ne sait pas

Q13. Nombre d'adultes composant le ménage (16 ans et plus) |_|_|_|

Q14. Nombre d'enfants à charge (moins de 16 ans) |_|_|_|

Q15. Bénéficiez-vous d'une allocation sociale (chef de famille pour les moins de 16 ans)

- 1 RMI
- 2 Chômage indemnisé
- 3 Allocation de solidarité spécifique (chômeurs en fin de droits)
- 3 Allocation Adulte Handicapé
- 4 Allocation Dépendance
- 5 Allocation Invalidité
- 6 Minimum vieillesse (Fond National de Solidarité)
- 7 Allocation parent isolé
- 8 Autres Allocations :
- 9 Ne sait pas

Q16. Couverture Maladie

- 1 Sécurité Sociale avec mutuelle ou assurance complémentaire
- 2 Sécurité Sociale seule
- 3 CMU (Couverture Maladie Universelle)
- 4 Exonération du ticket modérateur
- 5 Aucune couverture maladie
- 6 Ne sait pas

Q17. Langue Maternelle du chef de famille

- 0 Française
- 1 Arabe
- 2 Groupe linguistique Asie Sud Est
- 3 Groupe linguistique Europe de l'Est
- 4 Groupe linguistique Afrique de l'Ouest
- 5 Italien, Espagnol, Portugais
- 6 Autre

Q18. Niveau d'études (du chef de famille pour les moins de 16 ans)

- 1 Aucun Diplôme
- 2 Certificat d'Etudes Primaires
- 3 CAP, BEPC, Brevet des Collèges, BEP
- 4 Baccalauréat
- 5 Etudes supérieures
- 6 Ne sait pas

Q19. Quel est le moyen de transport principal disponible pour le ménage ?

(une seule réponse possible)

- 1 Un véhicule 4 roues (auto, camping car, fourgonnette)
- 2 Un 2 roues de type moto
- 3 Un 2 roues de type cyclomoteur ou mobylette
- 4 Un vélo
- 5 Aucun moyen de transport
- 6 Ne sait pas

Q21. Avez-vous un médecin traitant ?

- 1 Oui
- 2 Non
- 3 Ne sait pas

Q20. Combien de fois avez-vous consulté un généraliste au cours des 12 derniers mois ?

|_|_|

Q22. Avez-vous consulté un médecin spécialiste au cours des 12 derniers mois ?

- 1 Oui
- 2 Non
- 3 Ne sait pas

Q23. Avez-vous consulté un psychiatre au cours des 12 derniers mois ?

- 1 Oui
- 2 Non
- 3 Ne sait pas

Q24. Avez-vous consulté un dentiste au cours des 12 derniers mois ?

- 1 Oui
- 2 Non
- 3 Ne sait pas

12.4- Liste des pathologies

N°	Traumatologie – Pathologie accidentelle
<i>Pathologie Accidentelle</i>	
1	Accidents de la voie publique
2	Accidents du travail
3	Accidents domestiques
4	Coups et Blessures / Violence
<i>Traumatologie et Autres</i>	
5	Chutes – Malaises
6	Traumatologie diverse
7	Tentative d'autolyse
Causes somatiques non traumatiques	
8	Appareil Digestif
9	Dyspnée
10	Douleurs Thoraciques
11	Autres affections de l'appareil cardio vasculaire (*)
12	Autres affections de l'appareil respiratoire (*)
13	Affections ORL – Stomatologie
14	Affections des yeux
15	Affection de l'appareil génito–urinaire
16	Affections gynécologiques
17	Affections neurologiques
18	Affections cutanées
19	Autres causes somatiques non traumatiques
Autres Causes	
20	Altération état général – placement - Glissement
21	Anxiété – Angoisse
22	Dépression
23	Troubles du comportement
24	Alcoolisme
25	Toxicomanie
26	Hébergement de nuit
27	Tentative de Suicide
28	Autres, Inconnues

(*) Hormis dyspnée et douleurs thoraciques