

N'ayant pas suivi les procédures de relecture et de validation en vigueur dans l'institution, ce document de travail ne reflète que l'opinion de ses auteurs et ne saurait engager le CREDES

## **Rôle de la couverture maladie dans l'insertion sur le marché du travail**

Appel d'offre « Protection Sociale et Développement Economique » de la MiRe

**Agnès Couffinhal** (CREDES)  
**Paul Dourgnon** (CREDES)  
**Pierre-Yves Geoffard** (DELTA, directeur scientifique)  
**Michel Grignon** (CREDES)  
**Florence Jusot** (DELTA)  
**Florence Naudin** (CREDES)



## **Remerciements**

---

*Les auteurs tiennent particulièrement à remercier les personnes qui ont accepté de les aider à entrer dans ces sujets complexes :*

- *Philippe Choné (Conseil de la Concurrence) nous a fait part de ses réflexions sur la trappe à pauvreté ;*
- *Brigitte Dormont (Université Paris X) nous a fait bénéficier de son expertise sur la demande de travail ;*
- *Philippe Le Fur (CREDES) nous a conseillé tout au long de nos travaux empiriques sur la pertinence médicale de nos choix ; les erreurs et approximations restent cependant de notre fait, et il ne peut en aucun cas en être tenu pour responsable ;*
- *Patrick Toche (ENS Lyon) est venu nous présenter ses travaux théoriques sur santé et employabilité dans les pays en voie de développement.*

*Nous remercions aussi chaleureusement Rémi Sitta et Marc Perronnin du CREDES qui ont participé activement aux réunions de travail du groupe CARES et ont accepté de relire différentes versions de ce document.*

*Enfin, nous adressons l'expression de notre reconnaissance à Khadidja Ben Larbi qui a mis en forme ce document.*



# Sommaire

---



## Sommaire

<b>1. Cadre conceptuel et plan du rapport</b>	<b>9</b>
1.1. Cadre conceptuel	11
1.2. Plan du rapport	15
<b>2. Les liens entre assurance, santé, productivité et offre de travail : revues de littérature</b>	<b>17</b>
2.1. L'assurance, la consommation de soins et l'état de santé	19
2.1.1. Inégalités sociales de santé : le constat	19
2.1.2. L'assurance maladie peut elle réduire les inégalités sociales de santé en favorisant la consommation de soins?	21
2.1.3. L'effet indirect de l'assurance sur l'état de santé	25
2.2. Impact de la santé sur la croissance économique	27
2.2.1. Cadre d'analyse	28
2.2.2. Santé et productivité : éléments empiriques	33
2.2.3. Le lien entre santé et croissance	53
2.3. Trappe à pauvreté et éviction de l'assurance : une revue ciblée de la littérature	55
2.3.1. Eléments de contexte	56
2.3.2. L'assurance publique a-t-elle engendré une trappe à pauvreté aux Etats-Unis ?	58
2.3.3. L'articulation entre assurance publique et privée	60
<b>3. Assurance santé et offre de travail : vers un modèle théorique</b>	<b>65</b>
3.1. Introduction	67
3.2. La qualité de l'assurance $q$ est exogène	68
3.3. Conclusion et perspectives	72
<b>4. Une étude longitudinale et exploratoire des liens entre consommation médicale et état de santé, sur données françaises</b>	<b>73</b>
4.1. Des données originales	75
4.1.1. La formation d'un panel d'enquêtés	75
4.1.2. Quelles données relatives à la consommation médicale ?	77
4.1.3. Sélection de la population étudiée	77
4.2. Quelle mesure de l'état de santé ?	79
4.2.1. Quatre indicateurs complémentaires	79
4.2.2. Construire un indicateur synthétique	80
4.2.3. Analyse exploratoire des données	81
4.2.4. Les trajectoires individuelles d'état de santé	85
4.3. Impact de la consommation médicale sur l'évolution de l'état de santé	86
4.3.1. Choix des variables de consommation médicale	86
4.3.2. Consommation médicale et classe d'état de santé	87
4.3.3. Modélisation et résultats	89
4.4. Conclusion	97
<b>Conclusion</b>	<b>99</b>
<b>Bibliographie</b>	<b>107</b>





# **1. Cadre conceptuel et plan du rapport**

---



## 1. Cadre conceptuel et plan du rapport

---

Ce document présente les résultats d'un projet de recherche qui se proposait d'examiner les liens entre la couverture maladie, notamment publique, et l'insertion sur le marché du travail.

Cette question a connu un regain d'intérêt en France à l'occasion de l'introduction de la Couverture Maladie Universelle (CMU), instituée au 1<sup>er</sup> janvier 2000. Cette loi a notamment mis en place une assurance complémentaire attribuée gratuitement aux plus démunis. Les objectifs d'une telle réforme sont l'amélioration de l'état de santé des plus pauvres et donc une réduction des inégalités sociales de santé. A terme, un meilleur état de santé, élément du capital humain, permet d'envisager une amélioration de la productivité individuelle qui aurait un impact positif sur l'insertion professionnelle, voire sur la croissance macro-économique.

### 1.1. Cadre conceptuel

Le raisonnement qui conduit à associer amélioration de la couverture des plus démunis et croissance est en fait très conjectural, et soulève de nombreuses interrogations, tant théoriques qu'empiriques.

Nous nous proposons ici d'en rappeler les principaux éléments en s'appuyant sur le graphique de la page suivante qui les résume et qui a guidé notre démarche.

Nous y avons représenté les variables qui nous intéressent et les principales influences positives ou négatives qu'elles ont les unes sur les autres.

#### ***L'assurance, en augmentant l'accès aux soins, améliore l'état de santé***

La première étape du raisonnement articule essentiellement assurance (publique ou privée), accès aux soins et état de santé. L'assurance, en réduisant le prix apparent des soins au moment de leur consommation<sup>1</sup>, améliore, notamment pour les personnes défavorisées, l'accès à des soins dont on espère qu'à leur tour, ils ont un impact favorable sur l'état de santé des individus.

Soulignons d'emblée que ce raisonnement omet des interactions entre les variables, notamment l'antisélection. Ce concept désigne en assurance santé le fait que l'individu, qui connaît son état de santé et anticipe son niveau de consommation, va ajuster en conséquence sa demande d'assurance. Ces comportements stratégiques peuvent engendrer des échecs sur le marché sur l'assurance santé. Dans la mesure où nous nous intéressons à l'organisation par l'Etat d'une assurance publique gratuite (la complémentaire CMU ou CCMU), ce phénomène peut être considéré en première approximation comme marginal.

Il n'en reste pas moins que la relation positive entre assurance, soins, état de santé est souvent postulée plus que montrée, et qu'un des buts de cette recherche a été de l'explorer plus avant.

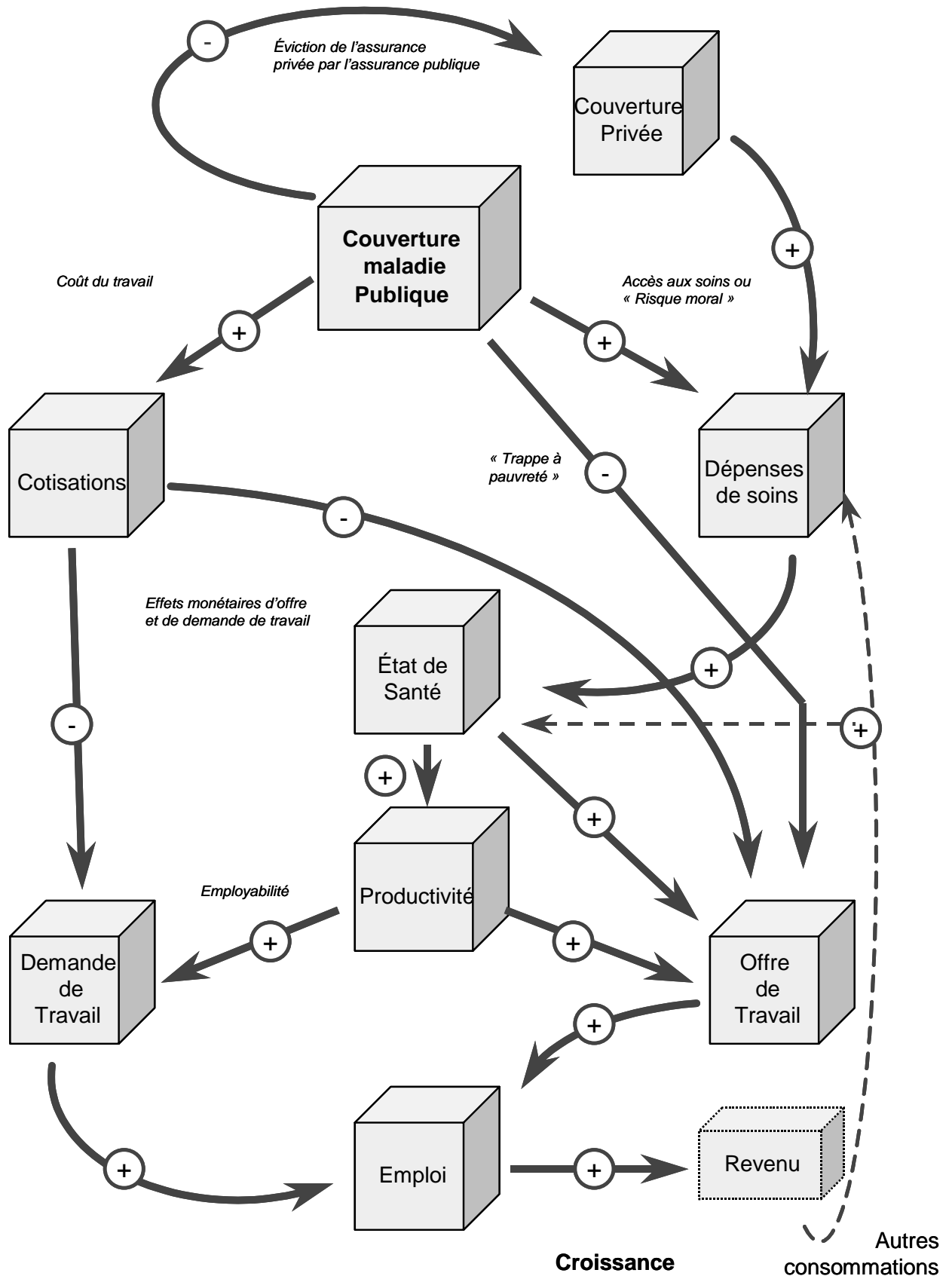
#### ***Une meilleure santé améliore l'intégration sur le marché du travail***

Si la couverture maladie permet aux plus pauvres d'avoir un meilleur accès au système de soins, et si l'augmentation de la consommation de soins permet une amélioration de l'état de santé, il reste encore à s'interroger sur l'influence que peut avoir cette amélioration de l'état de santé sur l'insertion sur le marché du travail.

---

<sup>1</sup> Dans certaines circonstances, les économistes dénomment aussi cet effet "risque moral" (cf. Bardey et al. 2002)

**Graphique n° 1**  
**Cadre conceptuel : de l'assurance publique à la croissance**



Tout d'abord, les liens existant entre l'état de santé et l'emploi sont fréquemment approchés par la causalité inverse : quel est l'impact du statut professionnel sur l'état de santé. Les résultats sont ambigus. De premiers résultats montrent que le travail peut avoir un effet néfaste sur la santé : des mauvaises conditions de travail favorisent les accidents du travail et des pathologies spécifiques (Dyèvre et Léger 1999), ou encore, les transformations de l'organisation du travail ont de graves conséquences sur la santé via le stress éprouvé (Bosma 1998 et Askenasy 2000). D'un autre côté, ne pas travailler est aussi néfaste sur la santé : Shearer et Marceau (1996) montrent que la perte d'un emploi augmente la probabilité d'occurrence de problèmes de santé de 8%.

C'est cependant l'effet de la santé sur la productivité et sur la participation au marché du travail, notamment des plus pauvres, qui est au centre de notre recherche.

L'état de santé a en fait deux conséquences sur l'offre de travail : il détermine la participation au marché du travail et influence la productivité.

L'impact sur la participation au marché du travail résulte du fait qu'un état de santé donné rend le travail plus pénible et pousse l'individu à arbitrer en faveur du loisir. Une littérature examine le rôle des maladies chroniques sur la participation au marché du travail au cours du cycle de vie et particulièrement sur le départ en retraite anticipée.

Outre cet effet direct, une mauvaise santé peut conduire à une moindre offre de travail parce que, à état de santé dégradé, on ne peut espérer une bonne rémunération, ce qui diminue, là encore, l'attrait du travail par rapport au loisir. Comme le souligne l'Organisation Internationale du Travail (2000), "une population en meilleure santé, mieux instruite et plus qualifiée est un atout déterminant pour l'augmentation de la productivité et l'élévation du niveau de vie". Ces idées ont notamment été étudiées dans le cadre des économies en développement, (Strauss et Thomas, 1998), utilisatrices de travail physique, pour lequel un bon état de santé améliorerait le rendement de l'effort au travail et donc la productivité.

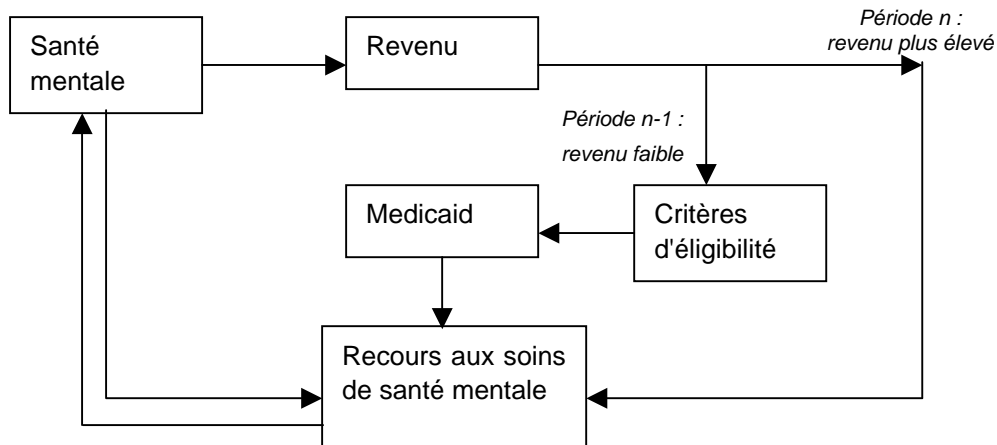
L'état de santé peut en effet aussi avoir un impact sur la demande de travail, notamment peu qualifié, même si cet aspect a reçu moins d'attention de la part des économistes.

Au total, l'état de santé peut être une variable importante, tant de l'offre que de la demande de travail, surtout en ce qui concerne le travail des moins qualifiés. Si l'accès aux soins, notamment à travers la couverture des dépenses, améliore l'état de santé des bénéficiaires, cette couverture peut contribuer à améliorer le fonctionnement du marché du travail et, comme toute amélioration du capital humain avoir un impact indirect sur la croissance.

Cet enchaînement vertueux est formalisé par Frank et Gertler (1989) à propos de la santé mentale : ils proposent un modèle dynamique, dans lequel l'individu investit dans sa santé (mentale) en consommant des soins médicaux onéreux ; en période suivante, l'amélioration de la santé mentale permet d'augmenter les revenus. L'enchaînement vertueux peut être contrarié si l'individu est trop pauvre et ne peut emprunter pour financer son investissement en soins de santé mentale : il sous-investit, n'arrive pas à augmenter son revenu, et reste donc trop pauvre pour améliorer son état de santé mentale. Les auteurs recommandent d'offrir une couverture des soins plus généreuse aux pauvres pour sortir de ce piège, et pensent que le programme coûte peu grâce à l'amélioration de la productivité des bénéficiaires (qui leur permet d'atteindre un niveau de revenu auquel l'aide publique n'est plus nécessaire pour investir dans les soins). Ce modèle stylisé est représenté dans le graphique suivant : les trois variables endogènes sont le statut de santé mentale, le recours aux soins de santé mentale, et le revenu.

## Graphique n° 2

### Modèle dynamique liant santé mentale, programme social (Medicaid) et pauvreté, d'après Franck et Gertler



#### **Les effets négatifs possibles d'une assurance publique**

La présentation de cette spirale vertueuse ne doit pas faire oublier que la théorie économique suggère quelques freins possibles à sa mise en place.

En premier lieu, la couverture publique nouvellement introduite peut en réalité se substituer à d'éventuelles couvertures privées. Cette substitution peut conduire paradoxalement l'individu à moins se couvrir contre le risque maladie, et à diminuer son recours aux soins.

En outre, l'offre de travail ne dépend pas que de l'état de santé (par son effet direct, ou via la productivité), elle peut aussi dépendre de la comparaison entre le revenu net de l'individu au travail et son revenu net s'il ne travaille pas. Si la couverture publique est soumise à condition de ressources, l'individu qui travaille peut perdre le bénéfice de cette couverture gratuite et être obligé de consacrer une part de son revenu d'activité à l'acquérir sur le marché. On dit que le revenu de son travail subit un taux d'imposition implicite. Or on sait que du côté de l'offre de travail, l'écart entre revenus d'activité, notamment à temps partiel et dans le cas d'un travail peu qualifié, et les revenus de remplacement (dont l'octroi est assorti de conditions de ressources), peut être très faible (Bourguignon, 1998). Ainsi, les premiers euros tirés d'une insertion sur le marché du travail peuvent être implicitement taxés à un taux marginal très élevé, surtout au voisinage de certains seuils. Si l'existence de ces "trappes à pauvreté" est claire d'un point de vue théorique et si la mise en évidence empirique de l'importance de ces effets désincitatifs sur l'offre de travail est particulièrement complexe (Piketty, 1999), il conviendra d'en tenir compte pour estimer l'impact d'une couverture publique sous condition de ressources sur l'insertion professionnelle.

Par ailleurs, l'analyse *théorique* permet de soupçonner un impact négatif des cotisations sociales ou des prélèvements destinés à financer une mesure comme la CMU sur l'emploi, à travers un effet négatif sur la demande (augmentation du coût du travail) ou sur l'offre (baisse du revenu net tiré de l'activité salariée). Les analyses empiriques de l'impact du coût du travail sur l'emploi sont aussi délicates. La plupart des analyses sur données agrégées (par ex. Bazen et Martin, 1995) ne montrent pas d'impact significatif du salaire minimum sur le niveau de l'emploi en France ; en revanche, les exploitations des données microéconomiques de l'Enquête Emploi, montrent qu'une augmentation de 1% du salaire minimum diminue la probabilité d'emploi d'un travailleur au salaire minimum de 1,3% (Abowd et al., 1999). En tout état de cause, même si nous gardons cette idée à l'esprit, il nous semble que l'impact de la CMU sur les prélèvements est peu susceptible d'avoir des conséquences autres

que marginales. Nous la mentionnons donc pour mémoire et avons choisi de ne pas y revenir dans ce travail.

De façon plus générale, l'identification des différentes causes du non-emploi (non-emploi "volontaire", chômage "structurel" lié au coût du travail, chômage "conjoncturel" de type Keynésien lié à une faiblesse de la demande) est particulièrement délicate, puisqu'une faible "employabilité" peut décourager la recherche d'emploi et ranger au sein de la catégorie "non-emploi volontaire", des chômeurs qui répondraient simplement à un déséquilibre de la demande de travail (productivité inférieure au salaire minimum). Une analyse récente (Laroque et Salanié, 2000) sur données françaises estime que 53% du non-emploi serait "volontaire", avec toutes les réserves qui s'imposent, mais il semble que le débat sur ce point soit loin d'être clos.

## 1.2. Plan du rapport

Pour contribuer à faire avancer la connaissance sur ces différents sujets, nous avons dans un premier temps cherché à faire le point sur l'état des connaissances sur les trois grands thèmes que nous venons d'évoquer (partie 2). Nous proposons donc des revues de littérature qui portent sur les sujets suivants :

1. Conséquences de l'assurance et la consommation de soins sur l'état de santé ;
2. Impact de la santé sur l'emploi, la productivité et la croissance économique ;
3. Effets délétères possibles de l'assurance. Nous avons plus précisément choisi de nous centrer sur la notion de trappe à pauvreté et celle d'éviction de l'assurance privée par l'assurance publique.

Dans un second temps, nous avons élaboré un modèle théorique, adapté au cas français, qui rend compte des liens ci-dessus entre assurance santé d'une part et offre de travail d'autre part. Il met en évidence :

- d'une part les effets positifs de la CCMU sur la santé (par le biais du taux de salaire) et les effets de redistribution indirecte (puisque le pouvoir d'achat des bénéficiaires augmente)
- mais aussi les effets négatifs possibles de l'introduction de la CCMU ("trappe à pauvreté" et éviction de l'assurance privée).

La quatrième et dernière partie de ce rapport est une contribution originale, sur données françaises, au débat sur le lien entre consommation de soins et état de santé. On présente les résultats d'une étude longitudinale des liens entre consommation médicale à une date donnée et état de santé ultérieur. Basée sur les données de l'enquête Santé Protection Sociale (ESPS) appariées aux données de remboursements de la CNAMTS, et panélisées, elle étudie l'impact de la consommation médicale pendant une année sur l'état de santé des enquêtés quatre années plus tard.





## **2. Les liens entre assurance, santé, productivité et offre de travail : revues de littérature**

---



## **2. Les liens entre assurance, santé, productivité et offre de travail : revues de littérature**

---

### **2.1. L'assurance, la consommation de soins et l'état de santé<sup>2</sup>**

Nous présentons une revue des études qui analysent l'impact de la couverture financière des soins médicaux sur la consommation de soins et l'état de santé.

Les analyses du lien entre couverture et consommations de soins sont de deux types opposés : les premières cherchent à évaluer le risque moral, ou « sur-consommation » liée à la couverture collective ; les secondes, qui nous intéressent plus ici, cherchent au contraire à évaluer l'impact d'une absence de couverture en « sous-consommation » de soins, et donc, a contrario, l'impact positif de l'assurance sur l'accès aux soins. Par sous-consommation, on entend le plus souvent une consommation plus faible qu'une norme à état de santé donné et, donc, par accès aux soins, accès des plus pauvres à une consommation jugée normale dans leur environnement. Cette littérature sur l'impact de l'assurance en matière d'accès aux soins des plus pauvres s'inscrit dans une analyse des inégalités sociales de santé et pose la question suivante : en quoi une assurance maladie universelle ou ciblée sur les plus pauvres est-elle un instrument de réduction des inégalités sociales de santé ? C'est sous cet angle que nous présentons donc les études analysant le lien entre couverture, consommation de soins et état de santé.

#### **2.1.1. Inégalités sociales de santé : le constat**

Les inégalités sociales de santé sont partout largement observées, notamment aux Etats-Unis, en Grande-Bretagne et en France (cf. graphique page suivante). L'assurance maladie publique est traditionnellement considérée comme un instrument de lutte pour la réduction de ces inégalités.

Les études qui, dans la littérature internationale, ont tenté d'analyser l'impact de l'assurance maladie sur l'état de santé, montrent assez bien que l'assurance maladie entraîne une augmentation de la consommation de soins, mais l'effet de cette consommation sur l'état de santé est plus difficile à évaluer d'un point de vue méthodologique. Cependant, l'assurance maladie apparaît améliorer l'état de santé des populations pauvres, cette amélioration passant plus particulièrement par la réduction des risques liés à l'hypertension, des maladies infantiles et des problèmes de vision.

D'autres analyses suggèrent un effet indirect de l'assurance maladie (effet revenu) : en évitant que les dépenses de santé grèvent le budget, elle permet le maintien de consommations non médicales susceptibles d'avoir des répercussions positives sur l'état de santé, comme le logement ou l'alimentation, notamment dans les populations les plus pauvres.

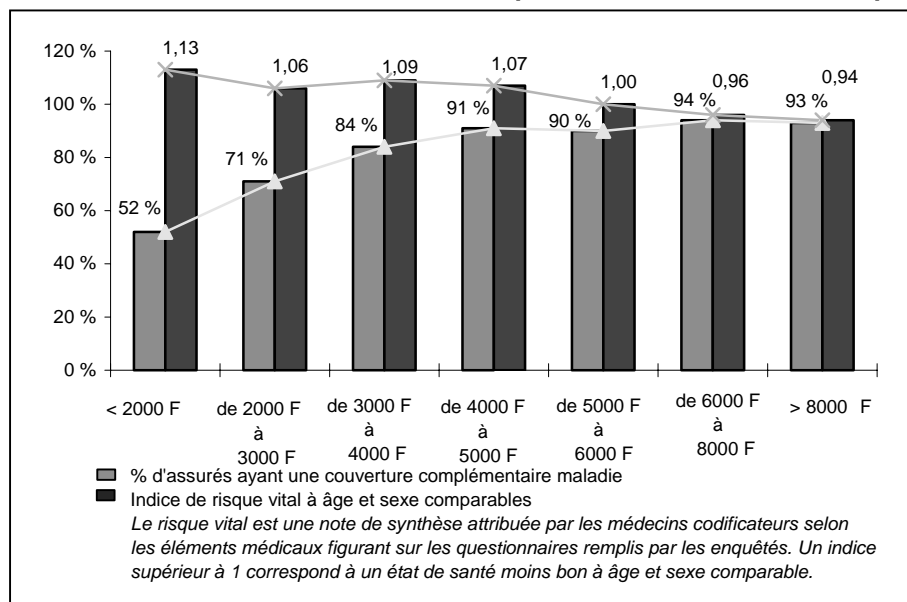
De nombreuses études ont mis en évidence un lien positif entre le niveau social, l'éducation, le revenu d'une part et la santé d'autre part. Regroupés sous le terme d'inégalités sociales de santé, ces éléments sont largement observés, en Grande Bretagne (Black Report, 1988, Whitehall, 1984, 1991) et aux Etats Unis (Smith, 1999). En France, Mesrine (1999) montre que durant la période 1982-96, un ouvrier de 35 ans avait en moyenne 38 ans à vivre, contre 44,5 pour un cadre du même âge. Ces inégalités concernent en premier lieu les personnes exclues du marché du travail : le risque de mortalité des chômeurs, sur la période 1990-95 est près de trois fois plus élevé que celui des actifs occupés, celui des inactifs près de cinq fois plus élevé (Mesrine, 2000).

---

<sup>2</sup> Cette partie reprend partiellement la publication « L'assurance maladie réduit-elle les inégalités sociales de santé ? » une revue de littérature, CREDES, Questions d'Economie de la Santé, décembre 2001.

Parallèlement, on observe aussi des disparités selon le niveau de revenu au sein de la population insérée sur le marché du travail et on peut parler de continuum d'inégalités sociales devant la santé (ESPS 1998, cf. graphique). Enfin, ces inégalités ne tendent pas à se réduire : la diminution des taux de mortalité observée sur la période 1987-1993 par rapport à la période 1979-1985 a beaucoup moins touché les ouvriers et les employés que les cadres supérieurs et professions libérales (Jouglà et al. , 2000).

**Graphique n° 3**  
**Etat de santé et niveau de couverture complémentaire selon le revenu par UC**



Par ailleurs, on observe que le degré de couverture du risque maladie augmente avec le revenu, même en France où il existe une couverture obligatoire. En effet la Sécurité sociale ne couvre que 75 % des dépenses de santé, le solde pouvant être couvert par une assurance complémentaire. Or le taux de souscription à une assurance complémentaire augmente avec le revenu (cf. graphique). De plus, le niveau des garanties des contrats, notamment optique et dentaire, augmente lui aussi avec le revenu : parmi les ménages gagnant moins de 3000 F par Unité de Consommation<sup>3</sup>, 65 % des individus disposent d'une complémentaire faible ou nulle, contre 28 % dans les ménages dont les revenus dépassent 8000 F par UC (Bocognano et al., 1999).

Nous présentons les conclusions issues de la littérature portant sur le lien entre ces deux séries de faits stylisés : en quoi une assurance maladie peut-elle contribuer à réduire les inégalités sociales de santé ?

On peut distinguer deux grands mécanismes par lesquels l'assurance peut jouer sur les inégalités de santé. Le premier met en jeu le système de soins : l'assurance, en réduisant le coût des soins (effet prix), permet théoriquement aux pauvres comme aux riches d'accéder à des services médicaux bénéfiques pour leur santé (partie 2.1.2) . Dans ce modèle, pour que l'assurance ait un impact réel sur la santé, deux conditions doivent être réunies : d'une part l'assurance doit augmenter effectivement la consommation de soins des plus pauvres ; d'autre part cette augmentation des soins doit améliorer l'état de santé. On présentera ensuite les résultats des études reliant directement l'augmentation de l'assurance maladie publique à l'amélioration de la santé.

<sup>3</sup> Le revenu par unité de consommation est égal au revenu du ménage divisé par le nombre d'individus du ménage, chaque individu étant pondéré (1 pour le premier adulte, 0,5 pour le deuxième adulte éventuel, 0,3 pour chaque enfant)

Un second mécanisme (partie 2.1.3) suppose que l'assurance peut agir de manière indirecte sur les inégalités sociales de santé, non par le biais des consommations de soins mais par le biais des autres consommations (effet revenu). Toute dégradation de l'état de santé entraîne des dépenses de soins supplémentaires et donc une diminution des consommations non médicales via la baisse du revenu disponible, diminution d'autant plus forte que le niveau d'assurance est faible. Cette diminution du revenu disponible peut entraîner une dégradation de l'état de santé sous l'hypothèse que certaines consommations non médicales sont favorables à la santé.

Dans chacun de ces mécanismes, un financement équitable du système d'assurance santé demeure une condition nécessaire à la réduction des inégalités sociales de santé. Le paiement d'une prime d'assurance trop élevée mettrait en effet en péril le budget des plus pauvres. On tiendra dans la suite pour acquis le fait que le système de soins met en œuvre une subvention des plus pauvres par les plus riches.

## **2.1.2. L'assurance maladie peut elle réduire les inégalités sociales de santé en favorisant la consommation de soins?**

### ***L'effet de l'assurance sur les consommations de soins***

Les enquêtes sur la santé et les soins montrent que la consommation médicale dépend du revenu. Si le montant total des dépenses n'augmente que légèrement avec le revenu, la structure des soins y est très sensible. Les plus pauvres consomment moins de soins de spécialistes, de soins dentaires et d'optique mais plus fréquemment des soins hospitaliers et infirmiers (Bocognano et al., 1999). Cette sous-consommation de soins ambulatoires résulte principalement d'un recours moins fréquent au système de soins, et non d'une dépense plus faible une fois l'épisode de soins engagé (Breuil-Genier et al. 1999).

Plusieurs facteurs peuvent rendre compte de ces disparités de recours aux soins selon le niveau de revenu.

Une première hypothèse, dite d'induction de la demande (Rochaix, 1997), serait que les plus riches consommeraient plus de soins parce que les médecins imposeraient à ceux qui peuvent le payer un sur - volume d'actes destiné à garantir leur revenu. Cette hypothèse ne rend cependant pas compte du fait que les riches ont plus de recours spontanés que les pauvres, comme on l'a vu ci-dessus.

L'accès à l'assurance ne garantit pas toujours l'accès à l'ensemble des soins. Les assurés publics peuvent subir un rationnement de l'offre de soins, lorsque ils doivent bénéficier de tarifs opposables, inférieurs ceux pratiqués pour les autres patients, comme dans le cadre de Medicaid aux USA (Currie, 2000).

Un autre facteur possible est que le niveau d'éducation et d'information sur la santé conditionne le recours aux soins, notamment préventifs (Kenkel, 1994) ; or, les individus à bas revenus ont aussi plus souvent un niveau d'éducation plus bas.

On peut aussi soupçonner l'existence d'effets « culturels » ou de l'environnement social, les différentes classes sociales ayant des conceptions différentes de leur santé et de leur corps. Par exemple, les individus précaires tendraient à consulter avec retard, même quand ils peuvent accéder à des soins gratuits (Collet et Menahem, 2002). De même, les bénéficiaires de l'Aide Médicale Gratuite privilégieraient les soins curatifs, en particulier hospitaliers, au détriment des soins préventifs (Breuil-Genier et al. 1999).

En dehors de ces facteurs indirectement liés au revenu, le revenu des patients conditionne directement leurs décisions de consommations de soins. En effet, ce recours plus rare apparaît plus subi que choisi : si, en 1997, 14 % de la population déclare avoir renoncé à des soins pour des raisons financières, cette proportion atteint 24 % parmi les personnes disposant d'un revenu inférieur à 3000 F par Unité de Consommation (Bocognano, *et al.*, 1999).

Le modèle de capital humain appliqué à la santé par Grossman (1972) et Cropper (1977) explique le recours supérieur des riches par leur intérêt bien compris : les individus les plus productifs ont intérêt à investir dans leur santé pour ne pas diminuer leur capacité à travailler, et pour profiter des satisfactions que leur procure leur revenu. La santé est en effet un bien intermédiaire, qui permet d'augmenter son revenu et de profiter de ses autres biens (on profite plus d'un séjour au ski quand on est en bonne santé). Inversement, les pauvres ne peuvent pas toujours se permettre d'investir dans la santé, si cet investissement se fait au détriment de consommations plus immédiatement nécessaires, comme l'alimentation ou le logement.

Si les consommations de soins sont croissantes avec le revenu, on peut comprendre que le recours aux soins des plus pauvres soit sensible à leur degré de couverture maladie : en dotant les individus les plus pauvres d'une couverture qui réduit le coût des soins au moment de la consommation, cela leur permet d'accéder aux mêmes soins que les plus riches, et d'investir à leur tour dans leur capital santé. En revanche, si l'offre de soins, l'éducation ou la culture sont les facteurs les plus déterminants de l'accès aux soins, il n'y aura pas de lien clair entre degré de couverture et accès aux soins, même chez les pauvres. La question du lien entre couverture et accès aux soins est donc une question empirique, qui doit être départagée par les données d'enquête.

Les études réalisées en France montrent que les dépenses de spécialistes, comme de soins ambulatoires des personnes disposant d'une assurance complémentaire sont plus élevées toutes choses égales par ailleurs (Caussat et Glaude 1990, Breuil-Genier *et al.* 1999). Aligon et Grignon (1999) montrent que, parmi les individus les plus pauvres, ceux qui sont couverts par une complémentaire atteignent le niveau de dépenses des non pauvres, mais Breuil-Genier *et al.* (1999) montrent que, en se restreignant à l'ambulatoire, la consommation reste croissante en fonction du revenu parmi les assurés complémentaires. Buchmueller *et al.* (2002) montrent que le niveau de la couverture complémentaire influence la probabilité de recourir au spécialiste, mais qu'il subsiste un effet revenu à niveau de couverture donné. Cet effet de la couverture complémentaire peut passer par la réduction du prix apparent des soins (en prenant en charge les tickets modérateurs ou les dépassements de prix), mais aussi par le tiers payant, qui permet d'éviter les renoncements dus aux problèmes de trésorerie (Dourgnon et Grignon, 2000).

Cependant, ces études ne permettent pas de contrôler rigoureusement un biais possible lié à l'autosélection : les personnes en mauvaise santé souscriraient un contrat d'assurance plus adapté à des dépenses de soins anticipées importantes (Geoffard, 2000, Couffinhal, 2000) : le lien constaté entre couverture et consommation reflète peut-être pour une part le fait que les individus anticipant des dépenses ont souscrit un contrat.

Pour contrôler rigoureusement cet effet, les économistes de la Rand Corporation (Newhouse, 1994) ont mené au cours des années 70 une expérience en grandeur réelle, qui reste à ce jour unique : ils ont attribué aléatoirement à des familles américaines des contrats de couverture maladie différant par le taux de remboursement des soins et par le plafond de dépenses de soins annuelles à la charge du ménage, et ont alors observé leurs consommations de soins pendant trois à cinq ans. Cette étude a montré l'existence d'un effet très net de la couverture sur la consommation : les personnes couvertes totalement avaient des dépenses 30 à 40 % supérieures à celles des personnes ayant à leur charge 95 % du coût des soins. Elle a montré aussi que dès qu'on dépassait 25 % du coût à la charge du patient (soit le montant des dépenses non couvertes en France approximativement), on diminuait fortement le volume consommé ; en fait, l'essentiel de la réduction de consommation est constatée entre 0 % et 25 % à la charge du patient (Newhouse, 1994).

D'autres études ont abordé cette question à partir de l'impact de l'accès aux programmes d'assurance maladie à financement public aux USA. Le principal programme public d'assurance maladie aux USA est Medicaid, qui s'adresse aux bénéficiaires de l'aide sociale, soit en majorité les femmes et les enfants pauvres. Il couvre les soins (y compris les soins préventifs) sans ticket modérateur ni franchise. Ce programme constitue un bon cas d'étude de l'impact de l'assurance sur les soins reçus parce que l'implantation s'en est faite progressivement et différemment d'un Etat à l'autre. En juillet 1991, tous les Etats ont été obligés de couvrir tous les enfants pauvres, ce qui a doublé la population potentiellement éligible à Medicaid (de 15 % à 35 % des femmes en âge d'avoir des enfants).

Currie (2000) résume les principales études portant sur l'impact de Medicaid sur la consommation de soins, qui montrent que l'ouverture des droits à l'assurance augmente le recours aux soins : devenir un assuré Medicaid permet d'atteindre le même nombre de visites curatives que les enfants assurés du privé, et plus de visites préventives.

Les mêmes conclusions se retrouvent pour des programmes d'assurance publique autres que Medicaid, tels que le CHIP (*Children Health Insurance Program*) étudié par Tilford *et al.*, 1999, ou des programmes à destination des travailleurs pauvres dans certains états (Kilbreth *et al.* 1998).

Enfin, hors des USA, Nanda (1999) montre qu'un programme de micro-crédit permet de solvabiliser l'accès aux soins. Elle montre que l'éligibilité au programme a un impact fort sur les modes de recours aux soins des femmes, l'éligibilité augmentant le recours à la médecine moderne, notamment en clinique.

### ***L'impact des soins sur l'état de santé est difficile à évaluer***

Nous venons de voir que l'assurance maladie a un impact sur le recours aux soins, notamment des plus pauvres. Il reste donc à déterminer si ce recours aux soins supérieur améliore l'état de santé. C'est uniquement si ces deux conditions sont vérifiées, rappelons le, que l'assurance aura un impact sur la santé.

Il est cependant difficile de vérifier empiriquement l'effet des soins sur la santé, car, à un instant donné, le lien positif éventuel entre la consommation de soins et la santé future peut être masqué par le fait que ce sont en général les personnes malades qui consomment le plus de soins. En cherchant à établir que celles qui se soignent le plus sont en meilleure santé, on observe en fait le contraire : les personnes en plus mauvaise santé se soignent davantage.

Deux possibilités s'offrent alors pour franchir l'obstacle. La première consiste, dans une approche normative, à adosser l'étude de l'impact de l'assurance sur la consommation de soins à des études médicales ayant prouvé l'efficacité de certains soins, en particulier de soins préventifs. Ce type d'approche permet de travailler sur des données transversales courantes. On relève ci-dessous trois études américaines, le problème de la non assurance, notamment des malades chroniques ou des femmes enceintes, étant plus répandu aux USA qu'en Europe.

Dans leur étude sur les recommandations de mammographie, O'Malley *et al.* (2001) justifient leur conclusions en faveur d'une extension de la couverture maladie aux femmes les plus pauvres en montrant que les recommandations de mammographie augmentent avec l'assurance et le statut socio-économique des patientes (et aussi qu'elles varient avec la spécialité du médecin) ; or, d'autres études ont montré que de telles recommandations incitent fortement les femmes à recourir à ce type de prévention et, surtout, que l'effet de la mammographie sur l'état de santé est médicalement prouvé. Il peuvent donc conclure, dans le cas précis des recommandations de mammographie, à un effet positif de l'assurance sur l'état de santé.

Pour leur part, Ayanian *et al.* (2000) étudient l'effet de l'assurance sur le renoncement, pour des raisons financières, à des soins jugés médicalement adéquats, compte tenu de leur âge et leurs maladies chroniques. La typologie utilisée est dérivée des référentiels de bonnes pratiques sur les

examens réguliers de médecine préventive, concernant en particulier la surveillance de l'hypertension, du diabète (examens du pied, ...) ou encore la détection de certains cancers. Ils concluent à un effet positif de l'assurance sur l'accès à ces soins adéquats.

Enfin, en estimant à dire d'experts les gains de santé infantile liés aux différents types de soins, Cole (1994) cherche à mesurer le type de soins auxquels accèdent les nouveaux assurés Medicaid, en distinguant notamment les soins préventifs, plus efficaces selon elle. Elle trouve que l'augmentation des droits à Medicaid diminue la proportion de femmes ne recevant pas de soins prénataux au cours des trois premiers mois de 22 % à 17 %. L'effet est plus fort dans les groupes à risque (mères adolescentes et célibataires).

La deuxième approche, qu'on retient dans la partie 4 du présent travail, consiste à observer l'effet d'une consommation présente sur la santé future. Si la méthode doit estomper au moins en partie l'effet de la santé sur la consommation, elle nécessite de disposer de données longitudinales sur la santé, la consommation de soins et l'assurance, collectées sur une période suffisamment longue.

Avant de présenter les premiers résultats obtenus pour la France (partie 4 ci-dessous), nous pouvons toutefois apporter une réponse partielle à cette question à la lumière de l'expérience de la Rand, que nous avons déjà mentionnée (Newhouse, 1994). Au cours de cette étude, Newhouse et al. ont comparé l'évolution de l'état de santé des personnes couvertes par les différents contrats d'assurance. Il est apparu que, en dépit de son influence sur la quantité de soins consommés, la part des dépenses à la charge des patients n'a pas eu d'effet visible sur les différentes mesures de l'état de santé général<sup>4</sup>, établies à l'aide d'un questionnaire médical auto-administré à l'entrée et à la sortie de l'expérience pour l'ensemble de la population enquêtée. Néanmoins un diagnostic médical, réalisé sur 60 % de l'échantillon au début de l'expérience et sur la totalité à la sortie, a permis de constater une dégradation relative de deux mesures physiologiques, la vision et l'hypertension, chez les pauvres payant 95 % du coût des soins.

Les consultations ophtalmologiques ont été plus fréquentes en cas de gratuité de soins (90 % contre 76 %), la prescription de lunettes étant alors quasi identique selon les plans. Parmi les pauvres, l'effet de l'assurance complète est logiquement plus marqué : 78 % des assurés à 100 % consultent contre 59 % des autres ; la consultation entraîne alors une prescription de lunettes pour 18 % des assurés à 100 % et seulement 8% des autres. Même si la consommation de soins des plus riches est toujours plus élevée, la gratuité des soins permise par l'assurance diminue les inégalités sociales de santé : en fin d'étude, les pauvres couverts à 100 % avaient une vision correctement corrigée dans une proportion non statistiquement différente de celle des plus riches (80 % contre 83 %) alors qu'il subsistait un écart statistiquement significatif entre riches et pauvres dans les autres plans (76 % contre 81 %).

Des résultats comparables sont apparus dans le domaine de l'hypertension : les personnes couvertes à 100 % avaient une pression sanguine diastolique significativement inférieure à celle des individus couverts par les autres plans (différence de 1.9 mm de Hg), cette différence étant encore plus marquée pour les plus pauvres (différence de 3.5 mm de Hg). Cela a permis d'estimer que la couverture totale des soins réduisait de 10 % la probabilité de décès des pauvres en mauvaise santé . Cette étude a surtout montré l'importance du diagnostic de la maladie sur les comportements de soins et donc l'état de santé puisque les personnes connaissant leur problème d'hypertension avant l'expérience ont eu une consommation similaire quel que soit leur plan d'assurance. En permettant un meilleur accès au système de soins, l'assurance permet un meilleur accès à la prévention et à l'information. Ce résultat confirme que l'assurance a un effet sur l'état de santé via un meilleur accès aux soins préventifs.

---

<sup>4</sup> Capacité fonctionnelle, taux d'invalidité, risque vital, santé mentale, note subjective et bien-être ressenti.



### **Quelques études reliant directement assurance et santé**

En dehors de l'expérience de la Rand, quelques études ont analysé directement le lien entre la qualité ou l'absence de l'assurance et, d'une part, la consommation de soins et, d'autre part, l'état de santé général, sans étudier spécifiquement l'effet des soins sur la santé.

Kasper et al. (2000) ont utilisé l'expérience naturelle que constituent les changements d'assurance maladie, fréquents aux Etats Unis. Ils cherchent ainsi à étudier l'effet de l'assurance maladie sur l'état de santé en mesurant l'effet de la perte ou du gain de l'assurance maladie publique Medicaid d'une part, et de l'assurance privée d'autre part, sur l'accès aux soins et l'évolution de l'état de santé. Ils montrent que la part des personnes en mauvaise santé (évaluation subjective) semblait s'accroître avec la perte de l'assurance, que celle-ci soit publique ou privée, mais ce de façon non statistiquement significative, malgré un effet positif de l'assurance sur la consommation de soins.

Se basant sur les données 1995 à 1998 de l'échantillon « *Aging, Status and the Sense of Control* » (ASOC), Ross et Mirowsky (2000) analysent l'état de santé en 1998 ajusté sur l'état de santé en 1995. Ils montrent qu'il n'y a pas de différence de santé entre assurés privés et non assurés, les assurés publics étant même en plus mauvaise santé finale que les non assurés (ces résultats sont surtout visibles sur le nombre de maladies chroniques, plus que la santé déclarée ou le degré d'invalidité). Il n'y aurait pas d'évidence, selon eux, que l'accès à l'assurance permette d'améliorer la santé des personnes défavorisées.

Ces études apportent cependant moins de garanties que l'étude menée par la Rand. En particulier, l'existence de biais de sélection des personnes couvertes par l'assurance invalide la mesure de l'effet de l'assurance sur l'évolution de l'état de santé. Ces études ne contrôlent pas les biais d'endogénéité. En particulier, il est probable que les changements de statut d'assurance ne soient pas distribués aléatoirement, mais dépendent principalement de l'évolution de l'état de santé (notamment dans le cas de Medicaid). De même l'éligibilité à un programme d'assurance publique, sélectionne des personnes ayant un état de santé moyen plus faible. Or on peut penser que l'évolution de l'état de santé est conditionnée par l'état de santé initial et, en particulier, que l'état de santé se dégrade plus vite lorsque l'état de santé initial est bas.

De fait, plusieurs études, résumées par Currie (2000), aboutissent à la conclusion d'un lien positif entre assurance et état de santé. Ces études portent sur la santé des enfants, dont l'état de santé actuel dépend peu par construction de décisions antérieures. Elles utilisent l'expérience naturelle de l'extension du programme Medicaid, qui limite les effets de sélection. Les résultats principaux en sont que l'augmentation de l'accès à Medicaid dans les années 80 a diminué, toutes choses égales par ailleurs, de 2 % l'incidence de naissances à faible poids (moins de 3 kg), de 8,5 % la mortalité avant le premier anniversaire et de 5 % la mortalité des enfants de plus d'un an. Cette baisse de la mortalité s'explique par la diminution de la mortalité par maladie, plus que par la diminution de la mortalité par accidents, ce qui accredit l'hypothèse d'un rôle positif des soins médicaux auxquels l'assurance permet d'accéder.

#### **2.1.3. L'effet indirect de l'assurance sur l'état de santé**

Le modèle sous-jacent aux travaux empiriques présentés ci-dessus repose sur l'idée que les soins sont le chaînon entre extension de l'assurance et amélioration éventuelle de l'état de santé. Une approche alternative consiste à supposer que l'extension de l'assurance maladie améliore l'état de santé sans pour autant que les assurés consomment plus de soins.

Les soins médicaux sont parfois consommés pour des raisons impératives liées à la survie de l'individu, et, dans ce cas, le fait de disposer d'une assurance couvrant les dépenses de soins médicaux permet d'éviter que ces dépenses vitales ne mettent en péril le budget global du ménage ou n'obligent le ménage à ponctionner sur d'autres postes de dépenses pouvant contribuer à l'état de santé de ses membres, comme l'éducation ou le logement.

Pour que ce mécanisme soit plausible, il faut que l'état de santé soit sensible à certaines dépenses du ménage, autres que les dépenses médicales. Il y a peu de résultats empiriques sur ce point. Olsen et Wolpin (1983) montrent cependant que le fait d'avoir accès à une salle de bains dans la maison, ou le fait que le logement soit équipé d'électricité, ou encore le nombre de chambres à coucher du logement, sont des déterminants importants de la survie des enfants en Malaisie. Une littérature historique vaste cherche à déterminer l'effet propre de l'alimentation ou de la richesse sur la santé. Cette idée est reprise par l'OMS (2000), qui considère comme une marque de non équité du système de soins le fait que des ménages aient à supporter des dépenses de soins de leur poche qui représentent une part importante de leur budget. Du reste, l'assurance maladie s'est développée dans beaucoup de pays d'Europe sous la forme d'une garantie contre les pertes de revenus liés à l'arrêt d'activité du père de famille salarié.

Ross et Mirowsky (2000) suggèrent que l'assurance pourrait avoir un effet protecteur sur la santé en évitant les difficultés économiques de l'assuré : ils montrent d'une part que l'augmentation du nombre de maladies chroniques est corrélée avec les difficultés de trésorerie et d'autre part que l'assurance réduit les difficultés de paiement des soins nécessaires. Ils en déduisent que l'assurance peut avoir un effet sur la santé en évitant que les dépenses de soins nécessaires soient une source de difficultés de trésorerie. Cependant, ils ne mettent pas directement en relation les difficultés de trésorerie avec les dépenses de soins. De plus, cette interprétation semble contradictoire avec leur résultat principal : à difficultés économiques données, l'état de santé des personnes assurées par Medicare se dégrade davantage.

Le mécanisme décrit par Ross et Mirowsky sous-entend que les épisodes de précarité ont des effets néfastes sur la santé. A partir des données du "*Panel Study of Income Dynamics*" entre 1968 et 1989, McDonough et al. (1997) montrent que les personnes âgées de plus de 45 ans ont un risque de décès décroissant en fonction de leur revenu moyen sur la période considérée. Cet effet est d'autant plus marqué que leur revenu moyen est bas et qu'ils ont vécu des épisodes de pauvreté. La moyenne des revenus sur cinq ans est corrélée négativement avec le risque de décéder durant les cinq années suivantes. Les épisodes de pauvreté (correspondant à une baisse de plus de 50 % du revenu annuel) impliquent une augmentation de la probabilité de décès des plus pauvres mais aussi des revenus moyens. L'étude ne montre pas si l'effet protecteur du revenu passe par le système de soins. En revanche, les auteurs montrent que l'effet protecteur du revenu sur la santé est plus faible après 65 ans. Cela peut alors être expliqué soit par un effet de sélection (les pauvres qui ont dépassé 65 ans sont en meilleure santé), soit par la généralisation de l'assurance Medicare au delà de 65 ans.

Benzeval et Judge (2001) étudient les effets du revenu de long terme et des épisodes de pauvreté sur la santé à partir des données du *British Household Panel Survey*, de 1991 à 1996/97. Ils montrent en particulier que la pauvreté a d'autant plus d'impact sur la santé qu'elle est persistante. Ils dénotent que les baisses de revenu ont plus d'effet sur la santé que les hausses ; une assurance qui protégerait des pertes imprévisibles de revenus serait donc aussi une assurance santé. A l'instar de McDonough et al., ils constatent que le lien entre revenu et santé est moins visible chez les personnes âgées, ce qu'ils expliquent d'une part par un effet de survie et d'autre part parce que les mesures du revenu des personnes âgées sont moins représentatives de leur trésorerie.

En conclusion, les études semblent converger sur l'évidence d'un lien positif entre niveau d'assurance et niveau de recours aux soins. En revanche, l'impact de la consommation de soins permise par l'assurance sur l'état de santé n'est démontré que dans des domaines particuliers : la vision et l'hypertension dans l'expérience de la Rand, la mortalité des enfants par les études sur Medicaid, la prévention primaire ou secondaire pour les études normatives ; sur des indicateurs plus généraux d'état de santé, l'horizon d'observation de ces études ne permet pas de conclure à une amélioration. Enfin, les gains observés sur l'état de santé sont plus importants pour les bas revenus.

Le fait que l'assurance santé ait un rôle plus protecteur sur la santé des pauvres que sur celle des riches tend à confirmer l'hypothèse de l'efficacité de l'assurance maladie en tant qu'instrument de lutte contre les inégalités sociales de santé.

Si ces études ne débouchent pas sur des conclusions plus tranchées, c'est sans doute parce qu'il est difficile d'établir des relations causales sur des périodes courtes et, *a fortiori*, sur des données transversales. De ce point de vue, le dispositif d'enquête Santé Protection Sociale du CREDES permet maintenant de disposer d'un panel de 3900 personnes et de trois points d'observation à quatre ans d'intervalle. Ce panel nous permettra d'étudier longitudinalement l'évolution de l'état de santé et de ses déterminants, qu'il s'agisse de la consommation de soins, du niveau d'assurance, des revenus.

## 2.2. Impact de la santé sur la croissance économique

Comme l'a rappelé la partie précédente, l'accès à l'assurance permet d'améliorer l'accès aux soins médicaux, et une consommation de soins plus importante et plus précoce est liée à une amélioration de l'état de santé ; ce dernier point est plus difficile cependant à établir sur données empiriques et les études analysées concernent avant tout certaines populations (pauvres, enfants) et certains problèmes de santé (hypertension, vue, ouïe).

Une telle amélioration de l'état de santé est déjà un gain en soi, car l'état de santé est une composante du bien-être des individus. Cependant, pour que l'assurance ait non seulement un impact positif sur le bien-être de ses bénéficiaires, mais aussi sur la richesse de la nation (idée suggérée par exemple par Diamond, 1996), il faut que l'amélioration de l'état de santé achetée avec la consommation de soins se traduise par une augmentation de l'effort de travail ou de la productivité individuelle.

On s'intéresse surtout ici aux mesures empiriques du lien entre l'état de santé et le revenu tiré de l'activité, supposé dépendre de la productivité.

On présente tout d'abord les concepts théoriques et empiriques utilisés dans l'étude des liens entre santé, productivité et croissance (partie 2.2.1). On commence par mettre en évidence les mécanismes par lesquels la santé peut avoir une influence sur la productivité et / ou la croissance (partie 2.2.1.1). Ce modèle théorique nous permettra de mettre l'accent sur deux problèmes d'estimation (partie 2.2.1.2) :

- le choix de l'indicateur décrivant l'état de santé ;
- l'interprétation de la corrélation en termes de causalité : si la santé détermine les gains d'activité, il est aussi avéré par exemple que l'état de santé dépend du revenu. Il s'agit là d'une des formes d'endogénéité que l'on doit prendre en compte dans les études empiriques.

La partie 2.2.2 présente alors des éléments empiriques liant santé et productivité individuelles. En premier lieu (partie 2.2.2.1), nous cadrans le propos par des éléments descriptifs croisant les variables qui nous intéressent. Nous présentons en particulier une analyse originale des corrélations statistiques entre revenu et grandeurs anthropométriques dans le cas de la France. Nous revenons ensuite à la revue de littérature afin d'interpréter ces corrélations, en présentant les résultats empiriques obtenus dans les pays en développement (partie 2.2.2.2), puis dans les pays riches (partie 2.2.2.3).

L'essentiel de ce travail porte sur l'impact de la santé sur la richesse (niveau) et non sur la croissance (progression du stock). De nombreuses études confirment l'effet de la santé de la population sur le niveau de richesse. Seule une minorité d'études, portant sur les données agrégées, permet d'envisager qu'une population en meilleure santé est non seulement plus productive, mais aussi de plus en plus productive (relativement à une population en moins bonne santé moyenne). La dernière partie recense cependant ces quelques éléments empiriques liant état de santé de la population et croissance de l'économie (partie 2.2.3).

## 2.2.1. Cadre d'analyse

### 2.2.1.1. Santé, productivité, croissance : mécanismes théoriques

#### a) Santé et productivité

L'état de santé d'un individu peut avoir un impact sur sa productivité par de nombreux canaux : un individu en mauvaise santé ressent plus de désagrément à travailler (l'effort est plus coûteux pour lui), il peut avoir des difficultés à se concentrer ou à produire un effort physique. La santé est donc un élément du capital humain, au même titre que l'éducation (Becker, 1990). En outre, l'état de santé pendant les études peut avoir un impact sur la réussite scolaire : la santé a donc non seulement un effet direct sur la productivité, mais aussi un effet indirect par le biais de son impact sur l'éducation.

Pour estimer l'impact de l'état de santé sur la capacité productive d'un individu, il faut tenir compte du fait que la fonction de production de capital humain à partir de la santé fait partie d'un ensemble plus vaste de décisions que l'individu doit prendre simultanément. En effet, les individus ne cherchent pas tant à maximiser leur capacité productive qu'à atteindre le niveau maximum de bien-être.

On peut dire que le bien-être (encore appelé niveau d'utilité) dépend de trois quantités : l'état de santé atteint (car on profite directement de l'état de santé dont on dispose), les biens de consommation qu'on achète sur le marché, et le temps dont on dispose hors du marché du travail. Ces deux dernières quantités ne procurent pas de bien-être en soi, elles permettent d'en produire, au sein d'une fonction de production classique : l'individu combine des biens achetés et du temps (dit improprement de loisir) pour produire du bien-être.

L'arbitrage que réalise l'individu dépend des contraintes auxquelles il est soumis : tout d'abord, la fonction de production de bien-être à partir des biens achetés et du temps, qu'on a déjà présentée. Ensuite, le revenu dont il peut disposer, produit de son salaire horaire et du temps qu'il consacre au travail ; enfin, le temps total disponible, qu'il doit allouer au marché (temps consacré au travail) et au « loisir ».

La santé intervient alors plusieurs fois dans ces relations :

1. L'état de santé peut modifier la fonction de production de bien-être à partir du temps et des biens de consommation ; il est difficile de prévoir dans quel sens peut jouer cet effet<sup>5</sup> : une meilleure santé peut rendre l'individu plus efficace dans la production domestique, ce qui lui dégage du temps pour gagner de l'argent sur le marché du travail. Réciproquement, une meilleure santé peut aussi rendre le temps de loisir pur plus attirant en soi et pousser l'individu à arbitrer en faveur de moins de temps de travail ; cet effet de la santé sur la production de bien-être permet d'introduire une distinction importante au sein des modèles d'impact de la santé sur la richesse : la santé influence à la fois la productivité (déterminant du gain horaire) et le volume travaillé (déterminant du revenu total à gain horaire fixé).
2. L'état de santé a toutes chances de modifier la contrainte de temps : Grossman (1972) a suggéré que l'individu investit dans sa santé entre autres pour éviter les journées de maladie non-travaillées (motif d'investissement). L'individu en bonne santé dispose de plus de temps total à allouer au travail rémunéré et aux travaux domestiques, ce qui modifie le choix qu'il peut faire dans la première contrainte (fonction de production de bien-être à partir du temps et des biens) ;

---

<sup>5</sup> En outre, la santé modifie l'utilité marginale de la consommation (donc de l'épargne) : Lillard et Weiss (1993) trouvent qu'une bonne santé encourage la consommation, Viscusi et Evans (1990) trouvent le contraire (la diminution d'espérance de vie pousse à la désépargne), Phelan et Rust trouvent une corrélation nulle. Les ménages peuvent aussi jouer sur le legs aux descendants en cas d'événements de santé imprévu.

3. Enfin, ce qu'on cherche à étudier ici, l'état de santé peut modifier la fonction de gains horaire. Il s'agit là de l'idée de capital humain développée plus haut.

L'individu va donc choisir conjointement un état de santé, un temps travaillé et un niveau de consommation, sachant que ces trois grandeurs sont liées par des contraintes de revenus et de temps.

En outre, il convient de tenir compte du fait que l'individu ne choisit pas directement son état de santé : il le produit, là encore, à partir de temps et de consommations qui ont un impact positif, comme les soins médicaux ou les nutriments, ou négatif, comme le tabac. Dans les pays pauvres, le lien direct entre rémunération et état de santé (réciproque de celui que nous cherchons à mettre en évidence) est certainement très important : une rémunération trop faible peut entraîner une nutrition insuffisante, source de retard de développement physique, de vulnérabilité aux maladies et de difficultés à résister à l'effet invalidant des maladies.

Enfin, on peut signaler un effet externe de façon certaine de la santé sur l'activité : la participation (volume travaillé) peut être affectée par la santé d'un proche, conjoint, enfant ou parent. Les résultats empiriques sur cet effet sont contrastés (Stern, 1996) : ce qui compte réellement, c'est le fait de s'occuper du proche en question. Dans ce cas, l'impact est important, conduisant à une réduction moyenne de la durée travaillée de 20 % environ.

## **b) Santé et croissance**

Les éléments que nous venons de recenser au niveau individuel se traduisent au niveau macroéconomique par le fait qu'une population en meilleure santé et mieux éduquée est un facteur de développement économique supérieur.

Cependant, au niveau macroéconomique, on ne s'interroge pas seulement sur le niveau de richesse atteint, mais aussi sur l'impact éventuel de la santé sur la croissance économique.

La santé peut intervenir sur les décisions d'investissement (en capital humain et capital physique) et par là influencer la croissance économique :

1. La maladie et la mort prématurée d'adultes pèsent financièrement sur la production (effet niveau) et peuvent précipiter des ménages entiers dans la pauvreté, cf. par exemple Banque Mondiale 2001);
2. La mortalité infantile explique en partie des taux de fécondité trop élevés pour atteindre le degré d'investissement optimal par enfant en nutrition et éducation : les pays dont le taux de mortalité infantile (TMI) est inférieur à 20 ont en moyenne 1,7 enfants par femme, alors que les pays avec un TMI de plus de 100 ont en moyenne 6,2 enfants par femme (Sachs, 2002) ;
3. La maladie diminue le rendement des investissements en capital physique : la mauvaise santé entraîne ici un effet d'externalité négative liée au turnover du personnel (les entreprises subissent des coûts frictionnels de remplacement) ; de nombreuses entreprises affirment reporter leurs investissements en Afrique australe à cause de la prévalence du SIDA, qui conduit à une forte rotation des personnes (« il faut trois personnes sur chaque poste »). Un exemple classique d'effet négatif sur le fonctionnement d'une entreprise serait celui du percement du canal de Panama par F. de Lesseps, lequel n'avait pas prévu l'impact du paludisme et de la fièvre jaune. D'autres externalités sont possibles en cas d'épidémie ou de mortalité trop forte, comme une baisse de la confiance des individus dans la communauté et l'avenir, des coûts sociaux de prise en charge des orphelins, des distorsions dans l'allocation des ressources publiques (trop de médecine, pas assez d'éducation).

Ces externalités sont à l'origine des théories de la croissance endogène : alors que les facteurs de production classique sont à rendements décroissants, le capital humain (dont fait partie la santé de la population) serait à rendement constants (pour des synthèses cf. Ulmann, 1999 ou Barro et Sala-i-Martin, 1995).

Ces éléments semblent convaincants dans le cadre des économies pauvres et des problèmes de santé les plus graves, mais demandent à être confirmés statistiquement pour les économies riches connaissant des problèmes de santé moins spectaculaires.

Comme le soulignent Barghava et al. 2001 (page 424) :

« il est plus subtil de quantifier la relation entre indicateurs de santé et productivité économique dans les pays développés. Par exemple, les effets de l'invalidité sur le statut d'activité ont été testés aux Pays Bas (Stronks et al., 1997) ; la relation est plus forte pour les activités physiques, dans lesquelles les revenus sont plus faibles. Les revenus d'une grande partie de la population, cependant, dépendent de leur état général de santé et de leur bien-être, y compris de la santé mentale. Même si les psychologues ont examiné la diminution de certaines aptitudes cognitives avec l'âge (Horn et Hofer, 1992), les effets de tels facteurs sur la productivité individuelle restent largement peu explorés ».

### **2.2.1.2. Problèmes empiriques**

Après avoir présenté ce cadre théorique général, et avant de présenter la littérature empirique disponible, il semble nécessaire de rendre compte ici de deux débats transversaux qui la concernent et qui facilitent sa lecture critique. En premier lieu, la santé étant un concept multidimensionnel, un certain nombre d'auteurs se sont penchés sur la façon dont il conviendrait de la mesurer dans le cadre qui nous intéresse. Ensuite, la problématique exposée ci-dessus illustre la complexité des liens qu'entretiennent santé, travail et loisir. En termes de stratégie d'estimation, cette complexité se traduit essentiellement par des problèmes d'*endogénéité* que nous recensons rapidement.

#### **a) Choix d'un indicateur d'état de santé**

Un premier problème rencontré dans la littérature sur l'effet de l'état de santé sur le revenu est que l'indicateur retenu pour décrire la santé varie fortement d'une étude à l'autre. Currie et Madrian (1999) font le point sur cette question.

Il existe 8 mesures classiques de l'état de santé :

- Note subjective auto-évaluée
- Auto-évaluation de limitations de l'effort de travail dues à la santé
- Incapacités fonctionnelles dans la vie quotidienne (ADLs)
- Présence de maladies
- Recours aux soins
- Evaluation clinique de problèmes de santé mentale ou d'alcoolisme
- Taille, poids, IMC (*nutritional status* que nous qualifions ici de mesures anthropométriques)
- Espérance de vie

L'estimation de l'impact de la santé sur l'offre de travail est sensible à l'indicateur retenu pour mesurer la santé. Sur une étude disposant de plusieurs indicateurs, Blau et al. 1997 montrent que la note subjective et les limitations de l'effort de travail sont les plus significatives, suivies par les incapacités fonctionnelles. En revanche, ni les maladies ni les mesures anthropométriques ne ressortent. Malgré tout, ces mesures anthropométriques, qui présentent l'intérêt de limiter les biais de déclaration et de

codage, s'avèrent expliquer assez bien l'évolution de la richesse économique (Fogel, 1994, Strauss et Thomas 1998).

Le problème posé par les mesures auto-évaluées, notamment les limitations de l'effort de travail, est qu'elles sont vraisemblablement endogènes : les individus qui travaillent moins, ou plus du tout, peuvent être tentés de se justifier en invoquant un état de santé limitant leur effort de travail. Selon Currie et Madrian (1999), et il semble que ce soit la doxa générale en économétrie de la santé, ce biais expliquerait que les mesures auto-évaluées soient « meilleures » comme explicatives que les mesures « objectives » : les « objectives » sont en fait des mesures entachées d'erreur, donc le coefficient du lien entre la mesure et l'expliquée est biaisé; les subjectives sont aussi mesurées avec erreur, mais l'endogénéité introduit un biais en sens contraire et on peut donc espérer que les deux erreurs se corrigent partiellement.

Savoca (1995) conclut dans le même sens à propos d'une des mesures les plus susceptibles d'être entachées d'erreur : la santé mentale auto-estimée. L'erreur sur la santé mentale est plus gênante que l'erreur sur les autres domaines de santé car elle risque de biaiser les coefficients des autres variables de capital humain. En effet, les individus des statuts sociaux les plus bas ne déclarent pas leurs problèmes de santé mentale comme les autres. Elle compare sur données empiriques les trois stratégies : mesure à erreur purement aléatoire (diagnostic réalisé par un médecin), mesure à erreur potentiellement liée à des facteurs affectant l'équation de salaire (la santé mentale auto-déclarée), omission pure et simple de la santé mentale dans l'équation de salaire. Elle trouve que l'omission est la pire des solutions, mais, contrairement à ce que l'on aurait pu penser, il n'y a pas d'écart entre l'emploi d'un diagnostic « objectif » et l'emploi de mesures auto-déclarées.

## **b) Problème d'estimation : l'endogénéité**

Sur le plan économétrique, l'estimation de l'effet causal de la santé sur l'activité pose un problème d'endogénéité. En effet, les liens multiples entre salaire, temps travaillé et santé rendent les variables de santé endogènes dans l'équation liant revenu et santé. Or, l'endogénéité conduit à une estimation biaisée des coefficients pour ces variables : on n'est pas certain que la valeur estimée exprime un lien causal qu'on puisse extrapoler à d'autres cas de figure ou d'autres populations. On ne peut pas dire, par exemple, quand la variable explicative est endogène, qu'une modification de X de sa valeur **entraînerait** une modification de bX de la valeur de la variable expliquée, mais seulement que, dans la population observée, une modification de X de la valeur de l'explicative **s'accompagne d'**une modification de bX de l'expliquée. Or, dans l'optique qui nous intéresse (évaluer l'effet de la CCMU sur la richesse), on doit mesurer en quoi une amélioration de l'état de santé entraînerait une augmentation de la productivité.

Il existe en fait trois sources d'endogénéité.

### **1. La causalité réciproque**

Quand on observe une corrélation entre mauvais état de santé et pauvreté, on ne sait pas distinguer ce qui procède d'un effet propre de la santé sur l'activité (je travaille moins parce que je suis malade), du fait que la pauvreté peut affecter la santé (cf. partie précédente).

Ce problème se pose avec acuité dans le cas des pays en voie de développement : quand les ressources sont proches du niveau de subsistance, le revenu disponible joue fortement et rapidement sur l'état de santé, notamment parce que moins de revenu signifie très vite moins à manger et des problèmes de santé liés à la sous-nutrition. Constaté une corrélation positive entre état de santé et revenu ne dirait donc rien quant à l'impact propre de la santé sur la productivité. Pour corriger partiellement cet effet, la plupart des études documentées dans le tiers-monde reposent sur des expériences contrôlées, parfois jugées inacceptables sur le plan éthique.

Même s'il se pose avec moins d'acuité que dans les pays pauvres, le problème de la causalité inverse peut aussi affecter les liens entre santé et revenu dans les pays riches : comme on l'a montré précédemment, être moins riche signifie moins consommer de soins et peut entraîner une dégradation de l'état de santé.

## 2. L'endogénéité structurelle

Une autre source d'endogénéité réside dans le fait que les décisions d'investissement dans la santé et de participation sur le marché du travail sont conjointes : l'individu adulte pourrait modifier son état de santé, d'une part parce que la santé lui apporte du bien-être, mais aussi parce que sa santé est un déterminant de son capital humain, donc de sa capacité à tirer un revenu du travail (Grossman, 1972). Si l'individu détermine simultanément son capital santé (qui influence son salaire) et son offre de travail (qui dépend du salaire qu'il peut espérer), le lien établi dans les études à santé exogène surestime l'impact de la santé sur le revenu.

Pour corriger ce biais, appelé aussi biais de simultanéité (Manski, 1986) et produire des coefficients extrapolables, on doit dans l'idéal construire un modèle structurel, qui estime simultanément les équations liant le salaire horaire à l'état de santé et au temps travaillé (ce dernier effet reflète le caractère cumulatif de l'expérience professionnelle), l'état de santé au temps travaillé et au salaire, et le temps travaillé à l'état de santé et au salaire espéré.

Un modèle simultané sera donc de la forme (empruntée à Haveman et al., 1994) :

$$\begin{aligned}H_{i,t} &= \beta_0 + \beta_1 W_{i,t} + \beta_2 PH_{i,t} + \beta_3 OH_{i,t} + \beta_4 R_{i,t} + e_{i,t} \\W_{i,t} &= \alpha_0 + \alpha_1 H_{i,t-1} + \alpha_2 R_{i,t} + \alpha_3 PW_{i,t} + \alpha_4 OW_{i,t} + u_{i,t} \\R_{i,t} &= \pi_0 + \pi_1 H_{i,t-1} + \pi_2 W_{i,t-1} + \pi_3 PR_{i,t} + v_{i,t}\end{aligned}$$

où :

- H est l'état de santé de l'individu i au temps t,
- W le temps travaillé,
- R le salaire,
- PH désigne des déterminants personnels de l'état de santé (divorce ou séparation, âge, éducation),
- PW des déterminants personnels du temps travaillé (le nombre d'enfants),
- PR des déterminants personnels du salaire (éducation, résidence géographique),
- OH désigne des caractéristiques de l'emploi ayant un impact sur l'état de santé (exigence physique du travail, risques liés au travail)
- et OW désigne des caractéristiques de l'emploi ayant un impact sur le temps travaillé (le fait d'être indépendant).

Dans la pratique, on n'estime pas le modèle entier, mais on utilise l'équation de santé pour produire des instruments (c'est-à-dire une combinaison de variables corrélées à l'état de santé mais non déterminées par le salaire ou le volume travaillé), instruments substitués à la santé observée dans les équations de salaire ou de temps travaillé. Si les instruments sont de bonne qualité, le coefficient mesuré est causal et les variations sont extrapolables. Lee (1982), Wagstaff (1986) et Haveman et al. (1994) ont testé de tels modèles à santé endogène, qui indiquent un lien fort entre état de santé et revenu, mais posent cependant des problèmes d'estimation, portant entre autres sur la variable utilisée pour décrire l'état de santé (Butler et al., 1987, Currie et Madrian, 2000).



Un problème de même nature, qui ne semble que rarement traité, est que la participation constatée au marché du travail résulte à la fois de l'offre de travail de l'individu et de la demande des entreprises. Seules les études tentant de mesurer la discrimination des handicapés par les employeurs traitent d'un effet spécifique de la santé sur la demande de travail indépendamment de l'offre et nous les présenterons à part dans ce document.

### **3. L'endogénéité statistique**

Pour finir, le modèle que nous avons présenté ci-dessus montre aussi qu'il peut exister des endogénéités non structurelles (on les dit statistiques) entre l'état de santé, la rémunération unitaire et le volume travaillé : si une même caractéristique, non observable, influence la capacité à produire de la santé à partir des consommations, des privations et du temps, la capacité productive sur le marché du travail et la préférence pour le loisir, les coefficients estimés seront là aussi biaisés. La solution pour s'affranchir de cette endogénéité statistique (encore appelée biais d'hétérogénéité non observée) consiste à estimer l'impact des variations de la santé sur les variations de la rémunération et non l'impact de l'état de santé sur le niveau de la rémunération. On parle de modèles à effet fixe individuel ; ils nécessitent, pour leur estimation, des observations longitudinales, c'est-à-dire répétées pour les mêmes individus.

Une autre manière de s'affranchir du biais d'hétérogénéité (classique en médico-économie) consiste à disposer d'observations contrôlées, dans lesquelles un groupe tiré au hasard (donc sans lien avec sa caractéristique non observable) subit un « traitement », pendant que l'autre groupe sert de témoin. Pour étudier l'impact de la santé ou de la consommation médicale sur le revenu, il faut donc mettre au point des expériences dans lesquelles certains individus sont bien soignés et d'autres non, et mesurer populations de pays pauvres (Fenwick et Figenshou ,1972).

## **2.2.2. Santé et productivité : éléments empiriques**

Parmi les études qui traitent sur données individuelles du lien entre santé et productivité, nous avons choisi de distinguer trois groupes. Les premières traitent l'état de santé comme exogène (partie 2.2.2.1) et étudient des corrélations entre différentes variables. Cette littérature, qui ne corrige pas les biais d'endogénéité mentionnés ci-dessus, permet cependant de mettre en lumière quelques faits stylisés notamment en France (a). Nous la complétons par une analyse originale à partir des données de l'ESPS (l'enquête sur la santé et la protection sociale réalisée par le CREDES) qui met en regard le revenu et quelques mesures anthropométriques (b). Nous nous tournons ensuite vers des études de type expérimentales portant sur les pays en voie de développement (2.2.2.2) puis les pays développés (2.2.2.3).

### **2.2.2.1. Corrélations entre activité et santé**

#### **a) Quelques faits stylisés**

##### ***Participation au marché du travail***

On trouve tout d'abord dans cette série d'études de nombreux résultats concernant le lien entre santé et participation au marché du travail en France.

En premier lieu, parmi la population en âge de travailler, on constate que les personnes inactives (au sens de l'INSEE<sup>6</sup>) ont un état de santé beaucoup moins bon que les personnes actives, occupées ou au chômage : sur la période 1990-1995, les hommes inactifs, âgés de 30 à 64 ans ont eu un risque de mortalité 5.1 fois supérieur à celui des actifs occupés (Mesrine, 2000). Cet effet de sur-mortalité reste significatif (+3.7) après correction par le niveau de diplôme et le statut matrimonial (Mesrine, 2000).

---

<sup>6</sup> Selon l'Insee, une personne est inactive si elle est sans emploi et n'en recherche pas. Ainsi les chômeurs ne sont pas classés parmi les inactifs.

La santé joue aussi un rôle sur la différence entre chômeurs et occupés. Tout d'abord, 8.9 % des chômeurs, interrogés entre 1988 et 1991 dans le cadre de l'enquête ESPS déclaraient ne pas travailler pour des raisons de santé. La proportion est plus élevée pour les hommes, 12.3 %, que pour les femmes, 6.5 % . Le nombre de chômeurs pour raison de santé est particulièrement élevé à partir de 50 ans, où ils représentent plus de 18 % des chômeurs (Grandfils et Le Fur, 1993).

Dans les études du CREDES, certaines des pathologies citées (cancer, maladie congénitale) ainsi que la façon dont la question est posée (les personnes sont inactives *pour raison de santé*) présupposent une forme de causalité, mais il n'est pas possible – et c'est encore moins le cas pour l'étude de Mesrine – de déterminer s'il s'agit d'un effet "pur".

Sur la population des plus pauvres, bénéficiaires du RMI, on montre aussi qu'un mauvais état de santé pénalise l'emploi.

Gadreau et Goujon (1994) relèvent que l'état de santé des bénéficiaires du RMI est à l'origine de leur difficulté à s'insérer sur le marché du travail. En 1991, dans cinq centres (IRSA, Vannes, Verdun, Mulhouse et Rennes), des bénéficiaires ont effectué volontairement des bilans de santé. Schaezel et Quérouil, 1991, ont analysé ces bilans de santé et ont trouvé une sur-morbidity sur toutes les maladies, notamment les problèmes de santé mentale (50 % contre 27 % en population générale d'après l'enquête ESSM 82). Or, cette même étude montre que, parmi les individus ayant déclaré des troubles de santé mentale, 41 % présentent une réduction de la capacité de travail et 53 % une annulation de la capacité de travail (il ne reste donc que 6 % d'indemnes).

D'après l'enquête CERC, toujours reprise dans Gadreau et Goujon (1994) sur les bénéficiaires du RMI, environ 30 % des allocataires déclarent un problème de santé ayant une incidence sur leur capacité à travailler. Toujours d'après la même source, 37 % des allocataires inactifs depuis au moins 5 ans ont un problème de santé, contre 17 % des inactifs depuis moins d'un an.

### ***Santé et mobilité sur le marché du travail***

Cette vulnérabilité supérieure par rapport au marché du travail associée à une moins bonne santé se retrouve également dans les changements d'emploi pour les actifs occupés. Une étude menée en France de 1980 à 1985 a ainsi montré que les retraités ayant eu un nombre d'emplois et de branches d'activité supérieur à la moyenne de l'échantillon, après correction par la durée d'activité et de la profession déclarée, avaient un état de santé dégradé. A profession et contraintes professionnelles données, les personnes ayant eu une forte mobilité professionnelle avaient une probabilité 50 % plus élevée de présenter des poly-pathologies. Cet effet de sélection touche là encore davantage les ouvriers, pour lesquels la fréquence de troubles physiques nombreux est 2 fois plus élevée (Volkoff et al. 1996).

Fox et al. (1976) avaient aussi montré sur données US que, parmi les employés d'une industrie, les personnes restées plus de 15 ans dans la branche avaient une mortalité plus faible que les personnes l'ayant quittée. Cependant, on ne peut exclure un effet propre de la mobilité sur la mortalité puisque Kaplan et al. (1971) ont montré que les personnes ayant amélioré leur statut professionnel par un changement d'emploi, présentaient également plus de maladies coronariennes.

L'état de santé semble également expliquer le reclassement professionnel. L'analyse de la mortalité des travailleurs d'EDF, par le suivi de la cohorte GAZEL, a ainsi montré, en dehors des inégalités de mortalité entre ouvriers, agents de maîtrise et cadres, une mortalité élevée des huissiers, standardistes et agents attachés aux œuvres sociales. La profession étant enregistrée au moment du décès, ceci semble s'expliquer par un reclassement professionnel des personnes en mauvaise santé vers des professions moins exposées (Chevalier et al., 1987).

Cependant, s'il y a des changements d'emploi et des reclassements professionnels, il n'y a pas d'évidence de déclassement professionnel dû à l'état de santé. Selon les données britanniques du

*Longitudinal Survey*, les écarts de mortalité des personnes décédées entre 1976 et 1981 sont les mêmes selon que l'on considère la profession enregistrée au décès ou la profession enregistrée au recensement en 1971 (Wilkinson, 1986).

### **Mesures anthropométriques**

Les travaux sur l'histoire des pays d'Europe et les Etats Unis d'Amérique ont montré un lien fort entre la taille moyenne des individus, leur indice de masse corporelle et le volume qu'ils étaient capables de produire (Fogel, 1994). La taille des individus est un marqueur plus sensible qu'il n'y paraît aux évolutions de la richesse économique : Strauss et Thomas (1998) montrent ainsi qu'au Vietnam, la taille moyenne des différentes générations d'hommes reflète assez bien et assez vite les fluctuations importantes dues aux événements politiques (guerres et privations).

Il est alors intéressant de constater que, pour une même génération, toujours parmi la population masculine, le revenu d'un individu est assez bien corrélé (positivement) à sa taille : au Brésil, l'élasticité atteint +8.0, et aux USA, +1.0, ce qui signifie qu'un pour cent de taille en plus est lié à un pour cent de salaire en plus. On constate aussi que ce lien entre taille physique et salaire se maintient au sein de sous-populations homogènes par leur niveau d'étude.

Comme la taille peut refléter un investissement en capital humain dont l'individu a été doté dans l'enfance par ses parents, au même titre que sa capacité à gagner de l'argent par son travail, la corrélation entre taille et revenu n'entraîne pas de lien causal. Plus intéressant est, à ce titre la corrélation entre l'indice de masse corporelle et le salaire : aux USA, la corrélation est faible mais sensible tant que l'IMC est inférieur à 24 ; au Brésil, elle est forte jusqu'à IMC = 26, et nulle ensuite<sup>7</sup>.

En France, rien n'a été publié jusqu'à ce jour sur ce thème, sans doute parce qu'il est difficile de trouver dans la même enquête des informations fiables sur la taille ou l'IMC d'une part, et le salaire d'autre part.

#### **b) Mesures anthropométriques : une application en France**

On utilise ici l'enquête Santé et Protection Sociale (ESPS) 2000 du CREDES. On ne connaît pas, dans cette enquête, le salaire individuel, mais on dispose des éléments suivants : le niveau de salaire gagné par le ménage auquel appartient l'individu, le nombre d'heures travaillées par semaine par l'individu, le statut de l'individu par rapport au marché du travail. En outre, on connaît, pour ceux qui ont rempli un carnet de soins exploitable (75 % environ des enquêtés), la taille en cm., le poids, et on peut donc calculer un IMC.

En considérant le montant total du salaire gagné par le ménage auquel appartient l'individu, et en se restreignant aux seuls hommes actifs occupés, on trouve une corrélation simple et positive entre taille physique et salaire, comme l'indique le tableau ci-après.

---

<sup>7</sup> Pour mémoire, un IMC entre 20 et 25 correspond à la norme, l'obésité est caractérisée par un IMC supérieur à 30.

**Tableau n° 1**  
**Salaire médian des ménages auxquels appartient un homme**  
**selon sa taille en cm, hommes actifs occupés**

Taille de l'homme	Salaire médian mensuel du ménage (en FF 2000)	Effectif de la catégorie (nb. de ménages dans lequel vit un homme actif occupé ayant perçu un salaire)
Inférieure à 165 cm	11 000	124
165 ≤ T < 170	13 000	300
170 ≤ T < 175	15 000	769
175 ≤ T < 180	16 000	681
180 ≤ T < 185	15 000	559
185 ≤ T < 190	17 000	177
T ≥ 190	16 000	61

Guide de lecture : le niveau de salaire médian des ménages dans lesquels vit un homme actif occupé et mesurant moins de 1m65 est de 11 000 FF par mois en 2000.

Ce tableau est évidemment purement illustratif et ne saurait indiquer un lien de cause à effet entre taille physique et salaire.

La première critique qu'on peut lui adresser est qu'on ne connaît que le salaire du ménage et non celui de l'individu<sup>8</sup>. Si les individus plus grands sont aussi plus souvent en couple, la progression du salaire du ménage avec l'âge peut simplement refléter la plus grande probabilité que le ménage se compose d'un plus grand nombre de salariés. On pourrait certes diviser le revenu salarial du ménage par le nombre de salariés du ménage, mais on ferait alors une hypothèse d'équi-répartition des salaires au sein du ménage, qu'on ne saurait justifier plus que la précédente (dans laquelle, implicitement, l'homme s'accapare tout le revenu salarial du ménage<sup>9</sup>).

On peut aussi penser que la taille n'est qu'un reflet de différences sociales, dont la corrélation avec le salaire est attendue : si les individus nés dans des milieux sociaux favorisés sont plus grands en moyenne, il est logique de trouver un lien positif entre salaire du ménage et taille de l'individu. Pour tenir compte de cette endogénéité statistique entre salaire et taille liée au milieu social, on peut mesurer l'effet de la taille sur le salaire du ménage à niveau de diplôme donné (ESPS ne fournit pas le milieu social d'origine des individus, mais on peut penser que le niveau de diplôme est un des vecteurs les plus importants de transmission du niveau social).

<sup>8</sup> Cette limitation est liée à la manière dont la question sur les revenus est posée dans l'enquête ESPS : on s'intéresse aux revenus du ménage et non des individus le composant.

<sup>9</sup> Pour tester la sensibilité des résultats à cette hypothèse de répartition du salaire au sein du ménage, on a mené d'autres analyses en supposant que dans un ménage à plusieurs actifs l'homme ne gagne que 56 % du salaire du ménage. Les résultats ne sont pas différents. Pour autant il convient de signaler que les résultats présentés ici sont purement indicatifs.

Une manière simple de contrôler ce premier effet consiste à mesurer le salaire médian au sein de deux sous populations, celle des hommes à diplôme au mieux égal au BEPC et celle des hommes ayant au moins le baccalauréat. Le tableau suivant montre que l'effet taille reste significatif parmi les hommes peu diplômés, mais beaucoup moins net parmi les hommes diplômés ; en outre, un effet de décroissance au delà de 1m80 apparaît dans la catégorie des moins diplômés.

**Tableau n° 2**  
**Salaire médian des ménages auxquels appartient un homme**  
**selon sa taille en cm et son niveau de diplôme, hommes actifs occupés**

Taille de l'homme	Diplôme maximum BEPC : salaire médian (et effectif concerné)	Diplôme au moins égal au baccalauréat : salaire médian (et effectif concerné)
Inférieure à 165 cm	11 000 (87)	18 000 (37)
165 ≤ T < 170	12 000 (189)	17 000 (111)
170 ≤ T < 175	13 000 (448)	20 000 (321)
175 ≤ T < 180	14 000 (349)	20 000 (332)
180 ≤ T < 185	13 000 (269)	20 000 (290)
185 ≤ T < 190	12 700 (70)	20 000 (107)
T ≥ 190	12 000 (22)	21 000 (39)

Guide de lecture : le revenu médian des ménages auxquels appartiennent un homme de taille inférieure à 1m65 et de niveau d'éducation au mieux égal au BEPC est de 11 000 FF par mois.

Si les individus d'origine sociale élevée sont à la fois plus grands et plus productifs sur le marché du travail, en sens inverse, les individus plus jeunes sont à la fois plus grands (en moyenne) que ceux de la génération précédente et disposent de niveaux de salaires plus faibles (là encore en moyenne) que leurs aînés ; cette endogénéité pourrait conduire à sous-estimer l'effet de la taille sur le salaire.

Pour corriger simultanément ces deux effets, on mène une régression du niveau de salaire du ménage sur l'âge (et l'âge au carré) de l'individu, la taille (et la taille au carré), l'indice de masse corporelle (et son carré), ainsi qu'une indicatrice du fait que l'individu a arrêté ses études au BEPC, et une indicatrice du fait que l'individu a un diplôme universitaire en plus du baccalauréat. On se restreint aux seuls hommes actifs occupés et on élimine les individus appartenant à des ménages ayant déclaré un salaire supérieur à 160 000 FF par mois (soit la moyenne plus deux écart types).

**Tableau n° 3**  
**Coefficients de la régression du salaire du ménage sur les caractéristiques individuelles d'âge,**  
**de niveau d'éducation, de taille et d'IMC de l'homme**

Variable	Valeur et significativité
IMC	+ 2 460 (5 %)
IMC <sup>2</sup>	- 43,6 (10 %)
Diplôme inférieur au BEPC	- 4 901 (0.01 %)

On ne fait figurer sur ce tableau que les coefficients significatifs au seuil de 10 %.

Parmi les caractéristiques de constitution (taille et IMC), l'IMC joue un rôle significatif au seuil de 5 % : pour les IMC inférieurs à 28,5, un indice de masse corporelle croissant est lié, à âge et diplôme constant, à un salaire supérieur. Passer de 24 à 24,5 (l'IMC médian de cette population) est lié à une augmentation du salaire du ménage de 187 FF par mois, soit 1,2 % du salaire médian (ce qu'on peut encore exprimer par une élasticité du salaire à l'IMC de +0.6). Passer de 24,5 à 25 est lié à une augmentation du salaire du ménage de 166 FF par mois.

Au-delà d'un IMC de 29, cependant, la croissance de l'IMC fait diminuer le salaire : passer de 29 à 29,5 est lié à une diminution du salaire du ménage de 28 FF par mois.

D'autres régressions (logistiques) indiquent aussi que la taille et l'IMC influencent la probabilité d'être actif occupé (parmi les hommes âgés de 25 à 55 ans) en contrôlant par le niveau de diplôme et l'âge, les coefficients étant significatifs au seuil de 5 % : la taille augmente la probabilité d'être actif occupé, avec un rendement décroissant (la taille au carré a un coefficient négatif). Il en va de même pour l'IMC. Enfin, la taille n'a pas d'effet sur le temps de travail hebdomadaire des hommes (de 25 à 55 ans), mais l'IMC influence positivement le temps de travail sur toute la gamme d'IMC observable (il faut attendre IMC = 58 pour que le lien entre IMC et temps de travail soit négatif).

Les coefficients estimés pour la taille et la taille au carré ne sont pas significativement différents de 0 (au seuil de 15 %) quand l'IMC est aussi introduit dans le modèle. Eliminer l'IMC du modèle ne change pas grand-chose cependant. Si on retient quand même les valeurs estimées pour les coefficients, le salaire du ménage est lié positivement à la taille jusqu'à une valeur comprise entre 1m78 et 1m79, puis décroît ensuite.

Pour la France, comme pour le Brésil et les USA, il existe donc un lien statistique entre caractéristiques anthropométriques et salaire. Ce lien statistique exprime-t-il une relation causale entre l'état de santé et la capacité à gagner de l'argent sur le marché du travail, et si oui, laquelle ? Nous nous tournons dans la suite de ce travail sur des études qui tentent de corriger les biais d'endogénéité évoqués plus haut.

### **2.2.2.2. Pays en voie de développement**

Les résultats des études menées dans les pays en voie de développement sont difficilement transposables au cas des économies riches, notamment parce que, dans les pays pauvres, l'état de santé se manifeste surtout par la force physique et la capacité à travailler longtemps dans des conditions difficiles.

On s'intéresse cependant à ces études pour deux raisons :

1. La présentation qui en est proposée par Strauss et Thomas (1998) permet de détailler le modèle économique sous-jacent et les principales hypothèses comportementales à tester par les estimations empiriques du lien entre santé et revenu.
2. Les pays pauvres sont plus souvent l'objet d'expériences contrôlées, qui seraient, à juste titre, non admises dans les pays plus riches, et qui apportent une information sur les liens dynamiques entre santé et productivité.

En Tanzanie, parmi des ouvriers d'un même site de récolte de canne à sucre et souffrant de schistosomiase, on a observé les différences de revenu entre des individus traités et d'autres qui reçoivent un placebo. Fenwick et Figenshou (1972) trouvent que le revenu des ouvriers traités devient rapidement supérieur à celui des ouvriers du groupe témoin (tous sont payés à la tâche). Cependant, les malades traités gagnent toujours moins que les ouvriers non malades. Pour cette maladie particulière, et dans le cas de travailleurs de force, il y aurait donc un impact de la morbidité sur le revenu d'activité. Cependant, la même expérience, répétée au Cameroun, n'a pas montré de différence significative entre les deux groupes (Gateff et al. 1971).

Une autre expérience<sup>10</sup>, menée aux Philippines, a consisté à diminuer arbitrairement dans certaines zones géographiques la subvention publique aux soins de santé. Il en a résulté une hausse brutale des prix et une diminution sensible des recours aux soins. Gertler et Molyneaux (1996) observent alors une diminution du temps travaillé dans les zones traitement, surtout pour les travailleurs les moins éduqués. Cependant, Dow et al. (1997), estimant les mêmes données dans un modèle multivarié trouvent des résultats plus contrastés : les individus du groupe traitement souffrant d'incapacités fonctionnelles dans la vie quotidienne (IADL) diminuent effectivement leur volume travaillé entre les deux dates (avant le traitement et après) et perdent du revenu. En revanche, la morbidité et l'état de santé général n'ont pas d'effet sur le volume travaillé ; ceci est peut-être dû au fait que la diminution du recours a modifié la déclaration des morbidités dans la zone traitement, les individus étant moins au courant de leurs maladies. De fait, Dow et al. (1997) constatent une amélioration de la morbidité déclarée dans les zones traitement.

En conclusion, seule une partie de ces études, menées dans les pays en voie de développement, trouvent un impact entre santé et revenu, en mesurant la santé par des caractéristiques physiques (taille, indice de masse corporelle), des indicateurs d'invalidité ou de morbidités spécifiques des individus dont on mesure par ailleurs la durée de travail et / ou le revenu tiré du travail.

### **2.2.2.3. Pays riches**

Parmi les études réalisées dans les pays développés, nous distinguons plusieurs cas :

- celles qui étudient les liens entre santé et travail et tiennent plus ou moins explicitement compte du caractère endogène de l'état de santé (a). Nous présentons d'abord les études longitudinales puis les modèles structurels ;
- Nous nous penchons ensuite sur les études consacrées au lien entre santé dans l'enfance et richesse à l'âge adulte pour lesquelles, par nature, il n'est pas nécessaire d'étudier les choix d'investissement dans la santé (b) ;
- La santé mentale est traitée à part car il est difficile de ne prononcer sur le caractère endogène ou exogène de cette caractéristique dans la détermination de la productivité (c) ;
- Pour finir nous présentons quelques résultats sur la demande de travail (d).

#### **a) Marché du travail et santé : études traitant le caractère endogène de la santé**

##### ***Etudes longitudinales 1 : effet de la santé passée sur le revenu du moment***

Une première série d'études s'affranchit en partie des biais d'endogénéité en éliminant l'effet de causalité réciproque : en coupe instantanée, une corrélation entre santé et revenu du travail peut provenir soit d'un effet de la santé sur l'activité, soit d'un effet du revenu et/ou des conditions de travail sur la santé. Si on étudie l'impact de l'état de santé passé sur la participation actuelle au marché du travail, on élimine par construction le deuxième type d'impact. Cependant, ces études longitudinales ne s'affranchissent pas des autres causes d'endogénéité, notamment la détermination conjointe du capital santé et de l'offre de travail de la part des individus.

##### ***La participation au marché du travail***

L'enquête ESTEV (enquête santé travail et vieillissement) a permis de mettre en évidence directement l'effet de la santé sur les sorties d'activité pour raison de santé. En 1990, des médecins du travail ont interrogé 20 000 personnes salariées. Si toutes les personnes avaient un emploi en 1990, 9.3 % des personnes ré-interrogées, en âge d'avoir un emploi, n'avaient plus d'emploi en 1995. Il est alors

---

<sup>10</sup> Indonesian Resource Mobilization Study (IRMS).

apparu que le fait d'être sans emploi en 1995 était largement expliqué par l'état de santé en 1990, quelque soit l'indicateur d'état de santé retenu et ce, de manière plus marquée pour les hommes que pour les femmes. En particulier les hommes ayant déclaré en 1990 des troubles physiques tels que des douleurs ou une mobilité physique altérée avaient un risque 2 fois plus élevé d'être sans emploi en 1995. Les troubles psychiques augmentent également le risque de sortie d'emploi, mais de manière moins marquée. La sélection touche en premier les personnes exposées à des contraintes physiques dans leur travail, les contraintes mentales n'ayant pas d'effet significatifs. Les taux de chômage plus élevé des ouvriers pourraient être expliqués en partie par cet effet (Saurel-Cubizolles & al, 2001).

Rioux (2001) de son côté a utilisé l'enquête « suivi du RMI » (dite aussi « sortants du RMI ») pour modéliser l'impact de l'état de santé sur l'intensité de la recherche d'emploi (variable de score construite par l'auteur<sup>11</sup>), puis l'impact de l'intensité de recherche sur la probabilité de trouver un emploi.

Dans ce modèle, le fait d'avoir un problème de santé<sup>12</sup> diminue l'effort de 1,23 (pour un effort moyen non conditionnel de 5 environ). Cela est plus élevé que l'effet de l'indice de difficultés financières (qui pousse à un effort supplémentaire de 0,26) ou que celui de l'indice de difficultés matérielles (qui diminue l'effort de 0,22).

Ensuite, il apparaît nettement que l'effort de recherche explique la probabilité de trouver un emploi (ré-interrogation neuf mois après, en septembre 98 des enquêtés de janvier).

Ces résultats plaident donc en faveur de l'existence d'un effet santé sur l'offre de travail, tout au moins dans la population vraiment pauvre (les 2,5 % les plus pauvres). L'effort de recherche influence aussi le type d'emploi trouvé (CDD, CDI ou aidé), mais le type de contrat n'a semble-t-il aucune influence sur la probabilité d'être toujours occupé neuf mois plus tard (régression logistique sur le fait d'être occupé en septembre 98 connaissant les caractéristiques en janvier).

### *Santé et retraite*

Un aspect particulier de l'impact de la santé sur le travail concerne ce qu'on appelle communément l'attachement au marché du travail, c'est-à-dire la probabilité de prendre sa retraite à un âge donné.

Plusieurs études ont permis de mettre en évidence des départs à la retraite anticipée pour raison de santé. En France, toujours d'après l'enquête ESTEV entre 1990 et 1995, les départs à la retraite étaient plus fréquents parmi les personnes ayant une mobilité physique altérée. En Allemagne, Arndt

---

<sup>11</sup> Score d'intensité de recherche : les trois quarts des allocataires RMI de décembre 96 à la recherche d'un emploi (certains sont inactifs) ont fait au moins une démarche de recherche parmi :

- faire une démarche directe auprès d'un employeur
- répondre à une annonce
- passer une annonce
- s'adresser à l'ANPE, l'APEC ou la mission locale
- faire appel à ses relations personnelles
- prendre contact avec une agence de travail temporaire
- prendre des dispositions pour se mettre à son compte
- passer un concours de recrutement

En revanche, lire les petites annonces ou s'inscrire à l'ANPE n'est pas considéré comme une démarche de recherche, même si le BIT le fait. L'effort est mesuré comme suit : sur chacune des 8 dimensions ci-dessus, on compte 0 point si l'individu n'a fait aucune démarche dans les six derniers mois, 1 point si elle l'a utilisé une seule fois, 2 points si elle l'a utilisé plusieurs fois, ce qui donne un score total compris entre 0 et 16. La distribution est répartie équitablement entre les classes {0, 1-4, 5-7, 8-16}.

<sup>12</sup> Non explicité dans cet article, mais le travail de Blanpain et Eneau (INSEE première 655) fait état de plusieurs variables possibles : « a en permanence des problèmes de santé qui l'empêche de travailler » (17%), « a du mal à se déplacer » (14%) « a du mal à se concentrer » (21%) « a des absences qui interdisent la conduite en voiture » (13%). Ils construisent un indicateur sur la base des trois derniers, qui réunit 35% des allocataires.



et al (1996) ont montré que les départs précoces à la retraite dans le secteur de la construction étaient corrélés avec les troubles du système musculo-squelettique et les atteintes cardiovasculaires. Enfin Smith et al (1997) ont mis en évidence, sur données US (enquête *Health and Retirement Survey*) que la nature des revenus expliquait davantage les différences d'état de santé des personnes âgées de plus de 70 ans que le montant total de leur revenu. Ainsi, les personnes disposant d'un revenu d'activité souffrent d'un nombre de limitations fonctionnelles beaucoup plus faible que les personnes percevant une retraite. On peut en déduire l'existence d'un effet de sélection selon lequel seules les personnes âgées en bonne santé peuvent continuer à travailler.

Siddiqui (1997) montre, sur données allemandes, que l'existence d'une maladie chronique augmente significativement le risque de sortie en retraite, une fois contrôlées les caractéristiques de l'individu (sexe, statut privé ou public, taux de chômage du groupe démographique, statut matrimonial, niveau d'éducation). L'effet est plus fort sur les seuls Allemands (en enlevant les étrangers), mais l'auteur n'a pu contrôler l'endogénéité possible de l'état de santé dans cette équation.

Diamond et Hausman (1984) trouvent que la santé auto-évaluée est un bon prédicteur de la retraite, en fait le meilleur parmi l'éducation, le statut matrimonial, le nombre d'enfants et la richesse. Cet effet semble robuste quand on contrôle par l'endogénéité de la variable de santé (Stern, 1996)<sup>13</sup>.

### *Santé et revenu du travail*

L'étude de Rioux précédemment citée porte aussi sur le revenu d'activité des RMistes : toutes choses égales par ailleurs, et pour ceux qui travaillent à la fois en janvier et septembre, le fait d'avoir un problème de santé diminue de 0,11 le taux de croissance du salaire mensuel. Cet effet existe en contrôlant l'impact du nombre d'heures travaillées : un moins bon état de santé diminue donc la probabilité d'être augmenté pour les plus pauvres.

Chirikos et Nestel, (1985) présentent une estimation jointe de l'effet de l'état de santé sur la rémunération unitaire (taux de salaire) et le volume travaillé, sachant que les individus ajustent leur offre de travail selon le salaire qu'ils peuvent espérer gagner.

Une première équation estime le salaire à partir entre autres de l'état de santé, en tenant compte du biais de sélection lié au fait que les salaires des inactifs ne sont pas observés. Une deuxième équation estime le temps de travail à partir du salaire espéré et de l'état de santé.

L'état de santé est ici une histoire de l'état de santé reconstituée à partir d'un panel (le *National Longitudinal Survey*) ; les salaires et les temps de travail sont connus pour 1976 (hommes) ou 1977 (femmes), les mesures d'état de santé (auto-évaluation des limitations fonctionnelles ou des gênes pour marcher, se pencher, porter, voir, entendre etc., note en 4 positions de l'état de santé, estimation de l'évolution passée de la santé, et auto-évaluation de l'impact de la santé sur l'effort de travail) sont connus depuis 1968 pour certains individus. Sur cette base historique, la variable construite est la suivante : une première catégorie regroupe les individus n'ayant connu aucun problème de santé, ceux qui n'ont jamais répondu favorablement, ceux qui montrent une amélioration, les autres.

La population étudiée a au moins 45 ans et des effets différents de l'état de santé sont estimés pour les hommes blancs, les hommes noirs, les femmes blanches et les femmes noires.

Le fait d'avoir eu à un moment une moins bonne santé pèse négativement sur le salaire des blancs (hommes et femmes de manière comparable), presque tous les effets étant significatifs à 5 %, mais

---

<sup>13</sup> Il convient cependant de signaler une forme d'endogénéité complexe non testée, suggérée par French et Zarkin, 1995 : si les individus en moins bonne santé (dans leur suggestion, les alcooliques), ont un profil de revenu moins élevé que les autres, ils épargnent moins tout au long de la vie, et sont donc poussés à travailler plus longtemps toutes choses égales par ailleurs.

n'a aucun impact significatif sur le salaire des noirs. Chez les blancs, l'effet « toujours en mauvaise santé » sur le salaire est 2 à 3 fois plus fort que l'effet « santé variable ».

Une amélioration de l'état de santé conduit à une durée supérieure de travail chez les blancs, identique chez les hommes noirs, et plus faible chez les femmes noires. Une détérioration de l'état de santé conduit à une diminution du temps de travail, sauf chez les femmes blanches. Une santé toujours mauvaise conduit à une diminution du temps de travail, sauf chez les femmes blanches. La diminution est toujours plus forte chez les noirs (hommes et femmes) que chez les hommes blancs (et *a fortiori* que chez les femmes blanches).

Enfin, les auteurs calculent l'effet total de la santé sur le temps travaillé (effet direct plus effet via le salaire) : chez les noirs, l'effet indirect est le même que l'effet direct, puisque l'état de santé n'a pas d'impact sur le salaire. Chez les blancs, l'effet total est nul chez les hommes dont la santé s'améliore (l'effet direct compense l'effet salaire), et négatif dans les deux autres catégories masculines (les deux effets s'additionnent). Chez les femmes blanches, l'effet total est positif si la santé s'améliore et négatif dans les deux autres catégories.

L'impact sur le revenu combine l'effet sur le salaire, puis l'effet total (direct et via le salaire) sur le temps travaillé : les hommes blancs ayant une santé non toujours bonne perdent en moyenne 21 % de leur revenu annuel initial (par rapport aux en toujours bonne santé), les hommes noirs perdent 22 %, les femmes blanches perdent 13 % et les femmes noires 28 %. L'impact sur le revenu familial est respectivement de 12 %, 10 %, 6 % et 22 %.

Lechene et Magnac (1994) tentent d'estimer un effet dynamique de l'état de santé sur la rémunération : leur idée est qu'une maladie a un effet direct de perte de revenu (par l'absence), un effet à long terme (parce que l'individu qui s'est absenté pour maladie a moins d'expérience professionnelle toutes choses égales par ailleurs), mais ils cherchent à savoir si la maladie entraîne aussi une moindre aptitude à progresser dans l'échelle des revenus (ce qui signerait un réel effet de perte de capital humain).

Les données sont tirées de l'enquête conditions de vie 1986-87 de l'INSEE, qui contient des éléments sur la carrière professionnelle et quelques éléments sur les accidents et événements de santé passés (handicaps et accidents graves).

La population étudiée est composée des salariés, pour lesquels on connaît le revenu de l'année 1985 et le statut et le nombre d'heures travaillées au moment de l'enquête.

Le principal résultat de cette étude est que le handicap ou l'accident de santé grave n'a aucune incidence sur l'investissement en capital humain, donc pas d'effet permanent hors l'effet de perte d'expérience<sup>14</sup>. Les victimes de ces accidents graves gagnent moins uniquement parce que l'accident les a éloigné du marché du travail pendant une période où d'autres, semblables en tous points, accumulaient de l'expérience professionnelle.

Avec des informations différentes sur la santé, et avec un modèle dans le même esprit, Chowdury et Nickell, (1985) trouvent que « l'effet permanent d'un épisode de chômage est nul alors qu'une maladie longue de plus de dix semaines a des effets permanents ».

---

<sup>14</sup> Lechene et Magnac estiment deux versions différentes du modèle, afin de tenir compte d'un possible biais d'endogénéité de l'expérience professionnelle sur le salaire et l'offre de travail, mais les conclusions quant à l'impact des accidents de santé sont robustes d'une spécification à l'autre.

## **Etudes longitudinales 2 : les chocs exogènes de santé**

Une première manière de s'affranchir de l'endogénéité de la santé consiste à mesurer l'impact d'un choc de santé sur le revenu (ou la richesse), en étant certain que le ménage ou l'individu ne l'a pas anticipé. Du point de vue économétrique, cela signifie qu'il faut contrôler l'effet de l'apparition d'une maladie chronique par tous les prédicteurs possibles de son apparition, notamment les habituels facteurs structurels (vie sédentaire, surpoids, tabagisme, alcoolisme, hypertension, antécédents familiaux), mais aussi les histoires personnelles (facteurs de risque passés, mais aussi anticipations des individus sur leur espérance de vie).

Enfin, il faut ajouter des valeurs retardées de l'état de santé, car une mauvaise santé peut avoir des effets dans le temps, pas seulement en année courante.

Smith (1999) estime un tel modèle au moyen des trois premières vagues de l'enquête *Health and Retirement Survey*. L'enquête HRS est réalisée auprès de ménages dont un des membres est âgé de 51 à 61 ans en 1992. Une première régression permet d'obtenir l'impact sur la richesse<sup>15</sup>, la dépense médicale totale et le reste à charge (RAC), mesurés en troisième vague, de l'incidence en première vague d'une maladie légère ou grave. Smith décompose aussi l'effet entre première - deuxième vague et deuxième - troisième vague en utilisant des moyennes empiriques simples.

En cas d'incidence de maladie légère, la dépense médicale totale moyenne est de \$ 2 555, le RAC de \$ 635, mais la diminution de l'épargne est, en moyenne, de \$ 3 620. Le RAC est donc loin de rendre compte de la baisse d'épargne, sauf à imaginer une assurance avec un système de bonus - malus très fort.

Le volume travaillé par semaine diminue de 1,45 heures en première inter-période, puis se stabilise, la probabilité de rester au travail diminue de 5 % en première inter-période puis se stabilise, le revenu personnel diminue au total de \$ 1 600, principalement à cause de la réduction du temps de travail.

En cas d'incidence de maladie grave, la diminution d'épargne est de \$ 17 000, soit 7 % de la richesse totale. Le RAC est de \$ 2 266, la dépense totale de \$ 29 000. L'effet RAC est de \$ 1 600 en première inter-période et de \$ 800 en deuxième inter-période, la diminution du temps travaillé est de 4,13 heures par semaine puis se stabilise, la probabilité de rester au travail diminue d'abord de 15 % puis de 6 %, la baisse totale de revenu personnel est de \$ 2 600. La diminution du revenu total du ménage est à peu près égale à celle du revenu personnel.

Cette réduction de revenu est importante, mais reste nettement inférieure à la diminution de patrimoine (\$ 17 000 contre \$ 2 600). La diminution d'offre de travail et le RAC expliquent à eux deux environ \$ 5 000, soit seulement 30 % de la diminution totale d'épargne.

Cette analyse met en évidence un effet propre des chocs de santé sur le volume de travail et montre qu'à court terme, la baisse du revenu est due principalement à la diminution du temps travaillé plus qu'à un effet de capital humain sur la rémunération horaire. Elle montre aussi une réduction du patrimoine plus élevée que la réduction du revenu, peut-être liée à une révision à la baisse de l'espérance de vie anticipée : en cas d'incidence de maladie sévère, la probabilité estimée de survie à 75 ans diminue de 7 % en première inter-période et de 3 % en deuxième.

Cette révision à la baisse de la durée de vie anticipée peut à son tour affecter les décisions que prennent les individus quant à leur maintien sur le marché du travail ou leur passage en retraite.

---

<sup>15</sup> Patrimoine immobilier net d'emprunts, autre patrimoine foncier, automobiles, parts de société, valeurs financières, y compris les droits à retraite.

### **Des modèles structurels complets**

Des travaux sur salaire et santé menés dans le cadre du modèle de Grossman (Lee, 1982, et Wagstaff 1986) ont montré que salaire et santé étaient déterminés de manière jointe. Lee montre que le salaire exerce une influence positive et significative sur la demande de santé et une bonne santé augmente le salaire. Wagstaff quant à lui conclut qu'un mauvais état de santé exerce une influence négative sur le salaire, dans une équation auxiliaire à l'équation de demande de santé.

Haveman, Wolfe, Kreider et Stone (1994) proposent un modèle à trois équations simultanées de décisions sur la santé, le temps de travail offert et le revenu.

Leur modèle a déjà été présenté, la seule différence étant que le revenu horaire a maintenant disparu de l'équation de santé (pas d'effet à court terme du revenu sur la santé dans les pays riches) :

$$\begin{aligned}H_{i,t} &= \beta_0 + \beta_1 W_{i,t} + \beta_2 PH_{i,t} + \beta_3 OH_{i,t} + e_{i,t} \\W_{i,t} &= \alpha_0 + \alpha_1 H_{i,t-1} + \alpha_2 R_{i,t} + \alpha_3 PW_{i,t} + \alpha_4 OW_{i,t} + u_{i,t} \\R_{i,t} &= \pi_0 + \pi_1 H_{i,t-1} + \pi_2 W_{i,t-1} + \pi_3 PR_{i,t} + v_{i,t}\end{aligned}$$

L'état de santé dépend du temps travaillé, le temps travaillé dépend de l'état de santé antérieur et du salaire espéré, le salaire dépend de l'état de santé antérieur et du temps travaillé antérieurement (expérience professionnelle). L'estimation est menée par la méthode des moments généralisés.

Les données sont les observations annuelles issues du *Panel Study of Income Dynamics*, sur 613 individus masculins et blancs âgés de 21 ans au moins en 1976, fournissant 4640 individus – dates (huit années d'observation, entre 1976 et 1983). Les étudiants et les retraités sont exclus du fichier.

H est mesuré par deux questions : une première question demande si l'individu souffre d'une maladie physique ou nerveuse qui limite le type de travail ou le montant de travail qu'il peut faire ; si la réponse est oui, on lui demande à quel point (entre 1 et 3). Les auteurs construisent donc un indicateur en 4 positions (0 si aucune maladie).

Les principaux résultats sont les suivants :

- Le temps de travail n'est pas un déterminant exogène de la santé (mesurée comme gêne pour le travail) ;
- La santé dépend surtout des risques encourus sur le lieu de travail ;
- Une santé antérieure limitant l'accès au travail diminue effectivement le temps travaillé ;
- Plus intéressant, cette santé antérieure limitant l'accès au travail pèse négativement sur le salaire espéré.

Le modèle avec santé endogène conduit donc à la conclusion qu'il existe un effet fort de la santé sur le salaire (la productivité), par un effet de capital humain incorporé, même une fois contrôlé l'effet du choix par l'individu de son niveau de santé optimal. Une intervention publique visant à améliorer la santé toutes choses égales par ailleurs augmenterait donc significativement le capital humain et la capacité productive des individus.

Currie et Madrian (2000) critiquent cependant ce résultat sur trois points :

- on ne mesure que le salaire comme variable de rémunération, or les individus en moins bonne santé peuvent aussi préférer des avantages en nature (horaires souples ou assurance maladie) au salaire, ce qui pourrait biaiser vers le haut le lien entre santé et salaire ;
- l'état de santé pourrait affecter la variance des revenus dans le temps plutôt que le salaire moyen ;

- les conditions d'identification proposées par Haveman et al. pour les trois équations sont peu défendables sur le plan théorique : pourquoi le statut d'indépendant jouerait-il sur le volume travaillé mais pas sur la rémunération ?

## **b) L'effet de la santé dans l'enfance sur les revenus à l'âge adulte**

Un mécanisme par lequel la santé pourrait avoir un impact sur le revenu, sans que l'individu puisse arbitrer sur son niveau de santé serait que la santé dans l'enfance détermine l'aptitude à gagner de l'argent sur le marché du travail. La santé de l'enfant (mesurée le plus souvent par des éléments « objectifs » comme le poids à la naissance) dépend de son patrimoine génétique, de son histoire et des investissements de ses parents. Elle peut donc être considérée comme largement indépendante des préférences de l'individu adulte. Un tel impact est évidemment affranchi de tout biais d'endogénéité par décision jointe, dans la mesure où les enfants ne font pas eux-mêmes les choix sur leur capital santé.

Cette idée a donné lieu à une littérature empirique peu abondante (Wolfe, 1985, Wadsworth, 1986, Kaestner et Corman, 1995, Currie et Hyson, 1999), car nécessitant des suivis individuels sur très longue période, mais néanmoins controversée, car il n'y a pas d'unanimité sur l'existence d'un lien entre état de santé dans l'enfance et capacités productives à l'âge adulte.

Une littérature médicale abondante montre qu'un faible poids à la naissance entraîne des déficits cognitifs et des problèmes comportementaux chez les jeunes enfants et le problème semble s'aggraver pour les très petits poids de naissance. De même, d'autres études montrent une corrélation positive et forte entre développement cognitif d'une part (le plus souvent mesuré par des tests comme le QI ou le *Peabody Individual Achievement Test*, PIAT, test d'aptitude scolaire en mathématiques et littérature) et des mesures de santé comme le poids, la taille ou des relevés de handicaps.

### ***Etat de santé et développement cognitif des enfants***

Kaestner et Corman (1995) mesurent cet impact de la santé de l'enfant sur son développement cognitif à court terme (deux ans) dans un modèle dynamique et en tentant de contrôler les endogénéités possibles : le développement cognitif peut modifier l'état de santé (endogénéité structurelle), et un facteur non observable individuel peut expliquer à la fois un développement plus rapide et une meilleure santé (endogénéité statistique). Un modèle à effet fixe permet de contrôler l'endogénéité statistique, mais le contrôle de l'endogénéité structurelle n'est pas réalisable sur les données. Moyennant cet avertissement, leur principal résultat est qu'il n'y a que peu d'effet de la santé sur le développement cognitif sur deux ans<sup>16</sup> : les variables de santé courante ne sont pas significatives, les variables anthropométriques ont un effet dans le sens attendu (les enfants très petits ou très maigres ont un développement cognitif retardé) mais faible.

Wolfe (1985) étudie l'impact de l'état de santé courant des enfants (maladies au cours de l'année écoulée et consommations de soins) sur leurs performances scolaires, dans un modèle lui permettant de séparer l'effet direct de la santé sur les performances et l'effet *via* la baisse éventuelle d'assiduité. Elle contrôle par le fait que la baisse des performances peut entraîner une diminution d'assiduité. Les données sont issues du *Child health survey* de Rochester (état de New York), au début des années 70, menée auprès de 248 enfants. Les tests de réussite scolaire varient d'une école à l'autre et un effort d'harmonisation a été réalisé par école (classification en cinq catégories). Les maladies déclarées à l'enquête sont recodées par des médecins en fonction de leur capacité à créer des

---

<sup>16</sup> Un autre avertissement tient aux données utilisées : il s'agit d'une enquête menée pour la première fois en 1979 auprès de jeunes de 14 à 21 ans (National Longitudinal Survey of Youth), suivis ensuite. En 1986-90, les enquêtés initiaux ont entre 21 et 34 ans et certains ont des enfants. Ces enfants passent des évaluations de développement cognitifs et l'article repose sur les tests passés par les enfants de cinq ans au moins (tests de lecture et de mathématiques). Le modèle est estimé par différence entre deux vagues (deux ans).

problèmes de concentration, à gêner l'activité physique ou la communication, à créer des problèmes pour les activités fatigantes, à créer des problèmes dans les activités ordinaires, à engendrer un inconfort psychologique ; une variable capture la durée de la maladie dans la durée de vie totale de l'enfant, une autre le nombre de séances de médecins, une indicatrice de séjour hospitalier dans l'année écoulée<sup>17</sup>. Elle trouve que les problèmes de santé ont en général peu d'effets. Seules les maladies entraînant des problèmes d'activité physique ou de communication (effet sur les performances via la baisse d'assiduité massive), les maladies à problèmes sur les activités pénibles, et les maladies entraînant un problème psychologique.

### ***Santé dans l'enfance et situation à l'âge adulte***

En dépit de ces faibles impacts à court terme de la santé sur les performances scolaires ou le développement cognitif, certains auteurs ont cherché à mesurer un impact à très long terme, sur les résultats en fin de scolarité ou la position sociale à l'âge adulte.

Wadsworth (1986) cherche à mesurer l'impact des maladies dans l'enfance sur la position sociale à l'âge adulte. Il utilise une étude longitudinale menée sur des enfants nés une semaine donnée en mars 1946 en Angleterre, Pays de Galles et Ecosse et de leurs descendants, soit 5 362 personnes au total et interrogés tous les deux ans dans l'enfance, à plus longs intervalles à l'âge adulte, avec un dernier contact en 1982 (ils ont donc 36 ans). L'information sur l'état de santé provient du comptage des maladies classées CIM (Classification International des Maladies), avec un indicateur de gravité fonction de la durée ou de l'hospitalisation, plus des données sur la taille physique de l'individu à 15 ans.

Il observe qu'une maladie grave dans l'enfance diminue la probabilité de réussite scolaire, surtout chez les garçons, mais il s'agit d'un artefact, lié au fait que les statuts socio-économiques (SES) correspondant à des professions manuelles ont à la fois plus de maladies dans l'enfance et moins de réussite scolaire : l'effet n'est pas significatif une fois qu'on contrôle par la classe sociale d'origine.

La maladie grave dans l'enfance augmente la probabilité de déclin social : les hommes des classes aisées dans l'enfance se retrouvent plus fréquemment dans les métiers manuels s'ils ont été malades dans l'enfance, et ceux issus de milieux populaires se retrouvent plus souvent sans travail.

La taille à 15 ans est aussi fortement associée à la mobilité sociale : ceux qui passent des classes populaires aux classes aisées sont plus grands (significatif au seuil de 1 %), ceux qui descendent des classes aisées aux populaires sont plus petits (significatif au seuil de 1 %) ; plus intéressant encore, ces différences tiennent même une fois qu'on contrôle par la réussite scolaire : donc, outre le diplôme, la santé joue sur la réussite sociale. Chez les femmes, celles qui épousent des hommes des classes aisées sont plus grandes, en contrôlant par le niveau social et éducatif des femmes.

Currie et Hyson (1999) cherchent un lien entre le poids à la naissance et les performances scolaires ou les revenus à l'âge adulte. Elles utilisent l'enquête britannique de 1958 sur la cohorte de nouveaux nés suivis pendant au moins 33 ans (*National Child Development Survey*). Tous les enfants nés en Grande Bretagne entre le 3 et le 9 mars 1958 (soit un effectif de 17 000) sont inclus ; un premier relevé est mené à la naissance (*Perinatal Mortality Survey*), puis 5 relevés ont été effectués, dont deux entretiens (en 1981 et 1991) et une enquête auprès des écoles en 1978 pour obtenir les résultats aux *O levels*.

En contrôlant par le statut socio-économique (SES) du père, le fait d'avoir un jumeau, les niveaux d'études de la mère et du père, les SES des grands parents paternels, le fait d'être enfant d'une mère célibataire, que la mère ait fumé pendant la grossesse, la taille de famille, le rang de naissance, et

---

<sup>17</sup> L'auteur tente de tester l'impact d'une maladie grave d'un membre de la fratrie sur le développement de l'enfant (le temps des parents est accaparé par ce frère ou sœur), mais l'enquête ne connaît pas les caractéristiques des frères et sœurs, sauf s'ils sont eux mêmes dans l'enquête.

l'âge de la mère à la naissance, elles trouvent un effet significatif et négatif du faible poids de naissance sur les résultats aux *O levels*.

A 23 ans, l'effet sur la probabilité d'être actif occupé est significatif et négatif pour les hommes et peu significatif pour les femmes (à 10 %), l'effet sur le salaire horaire à 23 ans est nul pour les hommes, et significativement négatif pour les femmes. Toujours à 23 ans, le fait d'avoir eu un faible poids à la naissance conduit les femmes à se déclarer en plus mauvaise santé, mais n'a pas d'impact pour la santé déclarée des hommes. A 33 ans, l'impact sur la probabilité d'être actif occupé est significativement négatif pour les hommes (l'effet est plus fort qu'à 23 ans), mais nul pour les femmes ; l'effet sur le salaire horaire est nul pour les hommes et les femmes. Ce sont maintenant les hommes qui se déclarent plus souvent en mauvaise santé, l'effet étant nul pour les femmes ; il y a aussi un effet limite à l'hypertension pour les hommes (seuil de 10 %).

Il convient de signaler que ces résultats décrivent une réalité vieille en fait de 40 ans. On mesure l'impact d'être né à un faible poids de naissance à une époque antérieure aux progrès de la médecine néo-natale. Pour les cohortes nées aujourd'hui, l'effet de ce « choc de santé » sera peut être moindre.

### **c) Impact de la santé mentale**

#### ***Pourquoi s'intéresser à la santé mentale ?***

Nous choisissons de traiter à part l'impact de la santé mentale principalement parce qu'il paraît difficile de considérer l'état de santé mental ou le degré et la nature des troubles psychologiques, au même titre que son degré de santé physique, comme un choix délibéré effectué par l'individu et donnant lieu à arbitrage dans une approche à la Grossman. En effet, si on peut imaginer qu'un individu arbitre entre des plaisirs immédiats et une perte physique ultérieure (cas évident du tabagisme et du cancer du poumon), il paraît plus difficile de penser qu'un individu choisit rationnellement de devenir moins rationnel. L'alcoolisme ou la toxicomanie pourraient fournir des contre-exemples, mais il faudrait pour cela prouver que l'addiction à l'alcool ou aux autres drogues affectant le comportement est parfaitement rationnelle. Cette particularité des troubles psychologiques a deux conséquences :

- D'un point de vue positif, on peut considérer que le modèle structurel de choix simultané d'un état de santé, de participation au marché du travail et d'investissement en capital humain ne s'applique pas à la santé mentale, ce qui permet de s'affranchir d'un cas d'endogénéité structurelle dans l'estimation de l'impact de la santé sur le revenu.
- D'un point de vue normatif, on peut considérer que de nombreuses défaillances de santé mentale sont liées à un défaut de prise en charge médicale et non à un libre choix de l'individu. Il y aurait alors une parfaite légitimité du régulateur à intervenir pour pallier des défauts de soins, y compris en subventionnant largement la prise en charge des soins de santé mentale. Cette légitimité est renforcée en outre par le fait qu'une partie des baisses de revenu occasionnées par les troubles mentaux vient de discriminations, les troubles émotionnels étant classés comme les moins bien acceptés par la population en général, sans doute parce qu'ils envoient un signal négatif sur l'ensemble de la personnalité de l'individu (Goffman, 1961).

Une autre raison pour laquelle la santé mentale est traitée à part est sa capacité à changer les préférences des individus. Il y aurait là une source importante d'irréversibilité et de trappe de pauvreté ; pour autant, les résultats empiriques disponibles à l'heure actuelle ne permettent pas de séparer, dans la baisse de revenu liée à la santé mentale, ce qui ressort d'une baisse de la productivité de l'individu, d'effets de discrimination et d'effets des changements éventuels de préférence de l'individu face au travail.

La mise en évidence de ce lien fort entre santé mentale et capacité à gagner de l'argent par son travail pourrait être particulièrement intéressante pour notre propos, s'il apparaissait que les troubles psychologiques sont ceux qui ont le plus à gagner à être traités précocement et de manière continue.

Ce problème a été peu étudié à notre connaissance. On peut seulement noter que, d'après Lecomte et Le Pape (1999), environ 50 % des personnes détectées comme dépressives dans l'enquête ESPS 1996 ne sont pas traitées.

### ***Etudes de l'impact de la santé mentale sur l'activité, sans tenir compte d'une possible causalité réciproque***

Sur données en coupe instantanée, Bartel et Taubman (1986) rapportent qu'un trouble psychologique (dépression, sentiment d'anxiété ou de détresse, maladie mentale) est lié à un revenu moindre de 24 % ; un trouble survenu 15 ans avant est aussi lié à un revenu courant moindre.

En 1989, trois articles ont repris cette question du lien entre santé mentale et gains d'activité en utilisant des données dynamiques issues des ECA (*Epidemiologic Catchment Area*) Survey, enquêtes sur les symptômes mentaux et psychologiques menée dans cinq zones géographiques contrastées (Baltimore, New Haven CT, Los Angeles, Saint Louis et Durham, NC). Cette enquête est la première en population générale relevant des symptômes mentaux précis et non seulement des auto-évaluations (Mullahy et Sindelar, 1989) et elle repose sur des séries d'entretiens individuels à un an d'intervalle, permettant d'estimer l'évolution de la santé mentale et des troubles psychologiques.

Mitchell et Anderson (1989) utilisent trois zones de l'enquête, St Louis et Durham ayant des résultats non valides. Leur propos est de mesurer l'impact du stress au travail sur la décision de rester actif de la part des travailleurs âgés (50-64 ans). Deux équations indépendantes sont estimées : l'une mesurant l'impact des conditions de travail sur la santé mentale, l'autre mesurant l'impact de la santé mentale sur la décision de rester au travail d'autre part. Du fait que ces équations soient estimées de façon indépendante et non simultanée, l'étude ne peut s'affranchir d'un risque de biais de causalité réciproque du travail sur la santé mentale.

La variable de santé mentale est un score calculé à partir d'une batterie de questions relevant les symptômes de dépression et d'alcoolisme (*alcohol abuse*) dans les questionnaires *Diagnostic Interview Schedule* (DIS), qui peuvent être posés par des non-médecins. Les réponses aux questionnaires sont ensuite codées dans le cadre DSM III<sup>18</sup>. La variable « conditions de travail » se limite en fait à une distinction entre cols blancs et cols bleus.

Les résultats sont contrôlés par l'âge, le diplôme, le nombre d'enfants, le statut matrimonial (actuel et passé), la race, le revenu, l'éligibilité à la retraite publique, le fait d'avoir été militaire, des indicatrices de zone géographique et des symptômes de santé physique (douleur à l'estomac, au dos, dans les membres, les articulations, la poitrine et la tête).

Deux modèles séparés sont estimés pour les hommes et les femmes (soit quatre équations au total). Pour les femmes, le fait d'être col blanc n'a aucun impact sur la santé mentale, et la santé mentale n'a aucun impact sur le fait de prendre sa retraite. Pour les hommes, en revanche, si le fait d'être col blanc n'a pas non plus d'effet sur la santé mentale, l'indicateur de santé mentale explique de manière significative le fait de prendre sa retraite.

Au total, il n'y aurait donc pas d'effet du stress au travail sur la décision de prendre sa retraite, mais les auteurs mettent en évidence un effet de la santé mentale (au sens large) sur le maintien en activité. Selon elles, l'augmentation de ces troubles dans la population expliquerait la diminution des taux d'activité au delà de 50 ans dans un contexte d'amélioration de la santé physique (notamment de diminution de la mortalité à ces âges).

Mullahy et Sindelar (1989) étudient le lien entre alcoolisme et gains d'activité chez les hommes âgés de 25 à 59 ans dans l'enquête ECA de New Haven, Connecticut (544 observations). L'alcoolisme est selon eux un bon sujet d'étude car, si les symptômes DIS sont en général seulement faiblement

---

<sup>18</sup> Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders (troisième édition) American Psychiatric Association.



corrélés aux diagnostics réalisés par des psychiatres (Anthony et al. 1985), l'alcoolisme est en revanche repéré de manière similaire par le DIS et les examens médicaux<sup>19</sup>. D'après leur variable, 10 % des individus ont un problème courant avec l'alcool (hommes seulement), 8 % ont eu un problème ayant débuté avant 18 ans, et 6,4 % un problème ayant débuté entre 19 et 22 ans.

L'enquête contient des questions sur l'âge d'initiation du problème avec l'alcool et sur l'état courant de ce problème.

L'impact de l'alcoolisme est estimé à travers deux équations : une équation d'éducation (impact de l'alcoolisme précoce, avant 18 ans ou entre 18 et 22 ans) et une équation de gains à éducation donnée (impact de l'alcoolisme courant). L'alcoolisme peut donc jouer directement sur le gain, ou indirectement, à travers l'effet de l'alcoolisme précoce sur l'éducation.

Deux spécifications sont retenues pour l'équation de gains, une simple et une autre dans laquelle le symptôme d'alcoolisme courant est instrumenté pour tenir compte d'une possible simultanéité (détermination jointe du revenu et du comportement face à l'alcool, par exemple parce que les individus alcooliques préfèrent un emploi moins bien payé mais doté d'avantages en nature). Les instruments sont l'alcoolisme précoce, et des caractéristiques du milieu social d'origine.

L'alcoolisme précoce joue sur le niveau d'éducation, les individus déclarant des problèmes avec l'alcool avant 18 ans ayant suivi 1 à 1,5 année d'éducation en moins toutes choses égales par ailleurs. En revanche, l'alcoolisme ne joue pas de manière significative sur le gain à éducation donnée. Enfin, l'instrumentation change notablement la valeur estimée et on peut donc conclure à une endogénéité du symptôme d'alcoolisme courant dans l'équation de gain.

Au total, le problème avec l'alcool ne jouerait sur les gains d'activité qu'à travers l'impact de l'alcoolisme précoce (avant 18 ans) sur la réussite scolaire.

Depuis cette étude pionnière, d'autres résultats ont été publiés sur les liens entre alcoolisme et revenus d'activité ; ils sont résumés par Ettner et al (1997) : Miller et Kelman (1992), sur les enquêtes ECA, trouvent que l'alcoolisme réduit le revenu (entre 1 et 10 % chez les hommes, entre 1 et 21 % chez les femmes), Mullahy et Sindelar, toujours sur les mêmes données, trouvent que le fait d'avoir connu des problèmes d'alcoolisme réduit la probabilité d'être actif occupé et le revenu des 30-59 ans, mais l'alcoolisme récent n'ajoute pas de pouvoir explicatif. Enfin, Kenkel et Ribar (1994) sur le *National Longitudinal Survey of Youth*, trouvent que l'alcoolisme pèse négativement sur le revenu des hommes, mais augmente celui des femmes, surtout via une augmentation de leurs heures travaillées. Ce dernier résultat, paradoxal, est robuste à une spécification tenant compte de la causalité réciproque.

Frank et Gertler (1989) proposent d'expliquer le revenu par la santé mentale et d'autres facteurs. Leur modèle ne fait pas d'hypothèse de détermination jointe de la santé mentale et du revenu. Le modèle est estimé sur l'enquête ECA pour Baltimore et utilise les 3 481 observations disponibles. Les variables de santé mentale utilisées pour construire l'indicateur de « *mental health need* » sont : le DIS, l'auto-évaluation de la perte d'une journée à cause d'un problème émotionnel, et une version abrégée (20 items) du *General Health Questionnaire*, qui identifie des symptômes de détresse et démoralisation. 12 % des personnes interrogées sont classées en situation de besoin de santé mentale d'après cet indice.

L'indice de santé mentale joue sur le revenu des hommes, en contrôlant par l'âge, la race, le statut marital, les nombres d'enfants et d'adultes du foyer, le handicap, et les droits à la retraite, au chômage ou à l'aide sociale : les individus classés en besoin de santé mentale gagnent 21 % de moins toutes

---

<sup>19</sup> L'expérience en France est pourtant que les déclarations de problème avec l'alcool dans les enquêtes en population générale sont fortement biaisées.

choses égales par ailleurs. L'effet sur le revenu des femmes est à la limite de la significativité et inférieur à 10 % toutes choses égales par ailleurs.

Ces trois premières études confirment l'existence d'un lien entre troubles psychologiques et gains d'activité : des troubles conduisent plus souvent à prendre sa retraite et diminuent les gains des actifs, l'alcoolisme précoce diminue les résultats scolaires.

### ***Etudes testant l'effet propre de la santé mentale sur l'activité***

Deux études récentes (Hamilton et al. 1997 et Ettner et al. 1997) intègrent les équations d'impact de la santé mentale sur les gains d'activité dans des modèles structurels prenant en compte une possible endogénéité (par causalité réciproque) de la santé mentale dans l'équation expliquant la participation au marché du travail, le volume travaillé ou le revenu.

Ces deux études confirment l'impact négatif des troubles psychologiques, à la fois sur les gains et sur la participation au marché du travail.

L'endogénéité provient principalement d'une relation de causalité réciproque : l'éloignement du marché du travail peut affecter la santé mentale, l'individu étant coupé de support social, perdant son estime de soi. Inversement, le fait de travailler peut engendrer un stress susceptible d'augmenter le risque de troubles psychologiques (hypothèse testée, et rejetée, dans le cas des 50 ans et plus, par Mitchell et Anderson, 1989).

La première étude (Hamilton, Merrigan et Dufresne, 1997) utilise une enquête longitudinale auprès de 680 personnes (mais seulement 447 suivies tout au long du panel), interrogées tous les trois mois entre novembre 1985 et janvier 1987, à Montréal, dans une zone défavorisée. Le caractère longitudinal n'est pas vraiment employé : chaque individu-trimestre est considéré comme une observation et ils testent la corrélation entre santé mentale et emploi sur ce total d'observations (1788), en corrigeant de l'autocorrélation.

La santé mentale est mesurée par un score, compris entre 1 et 81, issu d'un questionnaire standard (*Psychiatric Symptom Index*, PSI), établi sur 29 questions ou dimensions de la santé mentale. La capacité à être employé est mesurée par une variable binaire (actif occupé ou non), exprimant une variable latente. La relation est contrôlée par le fait de vivre en couple, le support social ressenti, les événements stressants autres que le chômage, un indice d'activité physique, le nombre d'enfants, le taux de chômage local, l'âge en tranches, le niveau d'étude, et la santé mentale avant l'entrée dans l'enquête (mesuré sans le PSI).

Les actifs occupés ont un score moyen de PSI de 12.86 contre 16.54 aux chômeurs ; passer du chômage à l'emploi diminue le score de 15.91 à 11.26, et passer au chômage fait croître le score de 12.99 à 13.71. Le coefficient du PSI sur la capacité à occuper un emploi est négatif et significatif, ce qui permet de conclure qu'il existe un effet propre de la santé mentale sur la capacité à travailler.

La seconde étude (Ettner, Frank et Kessler, 1997) utilise le *National Comorbidity Survey*, enquête menée aux USA entre septembre 1990 et février 1992 auprès de 5 877 enquêtés (4 625 sont utilisés dans l'étude). Cette enquête contient un questionnaire très détaillé sur les troubles psychologiques. Environ 30 % des enquêtés sont concernés par au moins un trouble.

Trois équations sont estimées : une équation de participation au marché du travail, une équation de volume travaillé (conditionnellement au fait de travailler) et une équation de revenus annuels. Cette dernière est estimée pour toute la population, actifs ou non, car l'enquête ne fournit que le revenu annuel de l'année précédente et le statut d'activité au moment de l'entretien (on ne peut donc être certain que les revenus correspondent au statut d'activité déclaré). Ces trois équations sont considérées comme indépendantes et l'impact des troubles sur les déterminants indirects de l'activité (éducation) n'est pas estimé.

Pour tenir compte de l'endogénéité, les auteurs utilisent une stratégie de doubles moindres carrés, en remplaçant l'indicateur de trouble psychologique observé par un indicateur estimé à partir des problèmes psychologiques des parents de l'enquêté, ainsi que des troubles survenus chez l'individu avant 18 ans. Ce choix est fondé sur des résultats épidémiologiques selon lesquels les problèmes psychologiques et psychiatriques à l'âge adulte ont des causes principalement génétiques (d'où l'utilisation des problèmes des parents) et liées aux conditions de vie dans l'enfance.

En contrôlant par le statut marital, la race, le type de résidence (urbain / rural), l'éducation, le lieu de naissance (US / étranger), le nombre d'enfants dans le ménage, le taux de chômage local, le niveau d'éducation du père ou de la mère, le niveau d'éducation du conjoint éventuel, les auteurs trouvent un effet fort de la santé sur les gains : l'impact sur le nombre d'heures travaillées serait faible (conditionnellement au fait de rester employé), mais l'impact sur le revenu total serait fort (-30 % pour les femmes, -10 % pour les hommes toutes choses égales par ailleurs). Un point intéressant est que le contrôle du biais d'endogénéité conduit à des coefficients estimés proches (et légèrement plus élevés en valeur absolue) que ceux estimés sous l'hypothèse de santé mentale exogène : ce résultat tendrait à montrer d'une part que l'endogénéité est faible, d'autre part que l'effet négatif du travail sur la santé mentale (stress) l'emporterait sur l'effet positif (support social et estime de soi).

#### **d) L'effet des discriminations sur l'employabilité**

Pour finir, rappelons que, dans le cadre général du modèle introductif, nous avons émis l'hypothèse que la santé des individus pouvait avoir un impact sur la demande de travail qui leur était adressée.

La plupart des modèles traitent de participation au marché du travail, sans formaliser explicitement le fait qu'il s'agit là du résultat d'une offre confrontée à une demande. Or, un mécanisme selon lequel la santé pourrait avoir un impact sur le revenu sans passer par le capital humain que l'individu investit en lui serait que certains aspects de la santé envoient un signal négatif sur le marché du travail (Johnson et Lambrinos, 1987, Salkever et Domino, 1997).

Dans ce type de modèles, la santé de l'individu agit comme un signal pour l'employeur : si une moins bonne santé suppose des coûts supérieurs de mise au travail (par exemple en cas d'infirmité), ou si l'employeur a un goût moindre pour les gens en mauvaise santé (on parle alors de discrimination par l'employabilité), la mauvaise santé diminuera la rémunération horaire, même si l'individu est toujours aussi productif. La plupart de ces études du côté de la demande de travail portent sur le salaire des actifs et non sur la participation au marché du travail ; les résultats sont sensibles aux hypothèses et varient d'une base de données à l'autre, mais ils semblent indiquer l'existence d'un effet de discrimination contre les handicapés (au sens large), qui expliquerait que leur rémunération soit inférieure à leur productivité.

Salkever et Domino (1997) font le point sur une littérature assez restreinte, portant sur la mesure des effets de discrimination sur le marché du travail dont sont victimes les handicapés.

Une méthode classique pour mesurer l'effet de la discrimination consiste à expliquer la variable d'intérêt  $Y$  (salaire par exemple) dans deux sous populations, la population non discriminée d'une part, la population discriminée d'autre part, en fonction de caractéristiques observables  $X$ . Dans la population non discriminée, on obtient  $Y_F = b_F X_F$ , et dans la discriminée, on obtient  $Y_D = b_D X_D$ . Si les coefficients sont différents, c'est qu'il y a discrimination et on mesure le degré de discrimination comme l'écart résiduel sur  $Y$  lié à la différence entre les valeurs des coefficients, à  $X$  donné.

Cette méthode peut poser des problèmes néanmoins :

- S'il existe un facteur  $z$  (par exemple, la force physique), influençant  $Y$  (le salaire) de la même manière dans les deux groupes (handicapés  $D$ , et autres,  $F$ ), mais étant inégalement représenté dans les deux groupes (il y a plus d'individus forts dans le groupe  $F$ ), et omis dans  $X$ , l'ensemble des variables explicatives retenues, on attribuera à tort à de la discrimination ce qui n'est qu'un effet objectif de différence entre les deux groupes.
- Si un des facteurs contenus dans  $X$  a un effet linéaire par morceaux sur  $Y$ , et que les deux « morceaux » ne sont pas également représentés dans les deux sous populations, on pourra là encore attribuer à tort à la discrimination des effets de structure.

Pour résoudre ces questions, une littérature adopte un point de vue différent : chercher un facteur continu de discrimination et mesurer, à l'intérieur de la seule population potentiellement discriminée, un effet de ce facteur. L'idée est que la population potentiellement discriminée est en fait hétérogène, certains étant plus proches que d'autres de la « normalité ». Selon ces auteurs, le test est le suivant : si, parmi les discriminés potentiels, les plus proches de la normalité ont aussi un salaire plus élevé, il y a discrimination.

Quel facteur continu de discrimination ?

Tringo (1970) a mis au point une mesure de « distance sociale » des handicaps, qui relève, par enquête, une note moyenne de refus d'accepter tel ou tel handicap par la population générale (pour chaque handicap, on peut répondre de « pourrait se marier avec » à « se tient à l'écart », voire, « condamnerait à mort »). Le mieux accepté est la cécité, le moins bien accepté est « troubles émotionnels ». L'idée est d'affecter à chaque individu une note de distance sociale en fonction de son handicap et de mesurer, parmi la population souffrant d'un handicap l'effet toutes choses égales par ailleurs de cette note sur la probabilité d'occuper un emploi et le salaire perçu.

Johnson et Lambrinos (1987) ont été les premiers à proposer cette mesure de distance sociale de Tringo pour mesurer l'effet de la discrimination par la méthode de l'hétérogénéité de la population discriminée. Ils trouvent un impact fort pour les hommes, mais pas pour les femmes.

Baldwin et Johnson (1994) ont mené une comparaison des « *disabled* » (handicap non relevé dans Tringo + les cinq mieux acceptés) et des « *handicapped* » (handicaps lourds relevés dans Tringo). Le salaire des *disabled* est 12 % plus faible que celui des « normaux », celui des *handicapped* est 15 % plus faible. L'hétérogénéité est limitée, mais existe. Si on pouvait montrer que les handicaps à préjugé n'entraînent pas une productivité moindre que les handicaps sans préjugé, on aurait prouvé une discrimination.

Johnson et Baldwin (1993) estiment l'effet de certains handicaps sur le salaire (enquête SIPP, *Survey of Income and Program Participation*). Ils classent les handicaps selon les valeurs des coefficients estimés, puis comparent ce classement au classement des handicaps selon la distance sociale de Tringo. Ils trouvent une corrélation de rang faible, et en déduisent un faible effet de discrimination lié au handicap : les handicaps socialement mal acceptés ne sont pas ceux qui entraînent la plus forte diminution de salaire. Leur résultat est critiqué cependant car certains coefficients de l'équation de salaire sont faiblement significatifs. Johnson et Baldwin (1993) remplacent alors l'échelle de Tringo par une échelle d'employabilité de Yuker (enquête auprès d'employeurs) et trouvent des résultats indiquant une discrimination : les handicaps jugés les moins employables reçoivent effectivement des salaires plus faibles toutes choses égales par ailleurs.

Sur les données du *National Consumer Survey of People with Developmental Disabilities and Their Families*, de 1980 (environ 7 000 observations utilisables), Salkever et Domino (1997) étudient deux discriminations : à l'embauche (sur le marché des emplois non-aidés), et au salaire.

Les facteurs de contrôle sont le niveau d'éducation, la taille de famille, l'indicateur de vie en couple, la mobilité résidentielle, l'âge, le sexe, la race, mais il n'y a rien sur le type d'emploi ou l'ancienneté professionnelle, ce qui est évidemment gênant pour l'équation de salaire.

Ils trouvent que la distance sociale a un impact significatif, mais positif (ce qui est contre-intuitif), sur la probabilité d'être occupé et fortement négatif sur le salaire : le coefficient signifie que le handicap le moins rejeté peut espérer un salaire plus élevé de 54 % toutes choses égales par ailleurs que le handicap le plus rejeté. En remplaçant la distance sociale de Tringo par le score d'employabilité de Yuker, ils trouvent une discrimination moindre.

Enfin, en revenant à la distance sociale, mais en éliminant les réponses correspondant aux 11 Etats pour lesquels les valeurs moyennes de salaires relevés étaient vraiment très basses, ils ne trouvent plus aucun effet de discrimination.

### 2.2.3. Le lien entre santé et croissance

Pour aller jusqu'au bout du raisonnement, la dernière étape de cette revue de littérature consiste à passer au niveau macro-économique et faire le lien avec la croissance. Nous avons signalé en introduction que les études étaient assez rares, mais nous les présentons dans cette dernière partie.

Les approches sur données agrégées mettent en relation l'état de santé, en général mesuré par l'espérance de vie ou des taux de survie à différents âges (mortalité infantile, par exemple, mesurée par le TMI ou pourcentage d'individus de 15 ans qui atteindront 60, mesuré par le ASR, *adult survival rate*), et la croissance du revenu par tête dans l'économie sur une période donnée. L'idée est bien de mesurer le lien entre santé et croissance et non celui entre santé et richesse. En effet, il est évident que le lien entre santé et richesse s'explique par l'impact positif sur la santé du pouvoir de consommation (en nutrition et en soins médicaux) apporté par la richesse par tête (aux effets de répartition près) bien plus que par l'effet de la santé sur la production. En revanche, il n'y a aucune raison pour que la croissance explique l'état de santé et on peut donc déduire d'une corrélation l'idée d'une causalité.

Le récent rapport « Sachs » avance une corrélation entre mortalité infantile en 1965 et taux de croissance de la richesse par tête entre 1965 et 1994 (page suivante).

**Tableau n° 4**  
**Taux de croissance de la richesse par tête entre 1965 et 1994,**  
**selon le taux de mortalité infantile initial et pour différents niveau de richesse par tête initial :**

<b>Mortalité infantile initiale</b>	<b>TMI ≤ 50 par naissance</b>	<b>50 ≤ TMI ≤ 100</b>	<b>100 ≤ TMI ≤ 150</b>	<b>TMI ≥ 150</b>
<b>Revenu par tête initial</b>				
≤ 750	.	3.7	1.0	0.1
750 ≤ ≤ 1 500	.	3.4	1.1	-0.7
1 500 ≤ ≤ 3 000	5.9	1.8	1.1	2.5
3 000 ≤ ≤ 6 000	2.8	1.7	0.3	.
6 000 ≤	1.9	-0.5	.	.

Guide de lecture : parmi les pays dont la richesse par tête en 1965 était inférieure à 750 \$ PPA (de 1990), ceux dont le TMI était compris entre 50 (pour mille) et 100 ont connu, dans les trente années suivantes, un taux de croissance annuelle moyen de 3,7 %, alors que les pays de même niveau de richesse initial, mais à TMI supérieur à 150 ont connu un taux de croissance annuelle moyen de 0.1 % seulement. NB : les effectifs dans certaines cellules sont faibles, les résultats doivent donc être interprétés avec prudence. Source: Sachs 2001.

Au total, une différence positive de 10 % sur l'espérance de vie serait liée à une croissance supérieure de 0.3 à 0.4 points par an, dans un modèle contrôlant l'impact du niveau de richesse par tête initial, des variables de politiques économiques classiques et des caractéristiques structurelles de l'économie. La différence d'espérance de vie entre les pays les plus riches et les plus pauvres conduirait à elle seule à une croissance par tête supérieure de 1.6 point par an dans les pays les plus riches.

Encore une fois, cette corrélation simple ne signifie cependant nullement qu'il y ait un lien de cause à effet : si une même caractéristique (non-capturée dans le tableau, ou dans un modèle sur données agrégées, comme, par exemple le degré d'alphabétisation, ou l'égalité de la distribution des revenus dans le pays) explique à la fois une moindre mortalité infantile et une meilleure aptitude à la croissance économique, on trouve exactement le même tableau, sans aucune relation causale entre santé et croissance économique.

L'idée d'un mécanisme causal repose sur l'idée que la santé est, comme l'éducation, un élément du capital incorporé dans l'individu. Ce capital permet non seulement de produire plus (effet de niveau), il permet aussi d'augmenter plus vite la production (effet de croissance).

Deux modèles tentent d'estimer un lien entre santé de la population et croissance économique sur un ensemble de pays incluant les pays riches.

Knowles et Owen (1997) proposent un modèle dit « à croissance endogène », parce que la croissance de l'économie n'est pas plafonnée par le volume total des facteurs (capital et travail) mobilisé. Dans leur modèle, le capital humain joue principalement le rôle d'augmentation du travail : la population fournit un travail brut (*raw labour input*) et les apports en santé (X, mesuré par l'écart entre l'espérance de vie du pays et 80 ans) et en éducation (E) multiplient ce montant brut L par un facteur de qualité conduisant à la notion de travail effectif (*effective labour*) :

$$\tilde{L}_{i,t} = A_{i,t} E_{i,t}^{\theta_1} X_{i,t}^{\theta_2} L_{i,t}. \text{ Avec } A \text{ un facteur technologique, } i \text{ le pays et } t \text{ la date d'observation.}$$

Il résulte de ce modèle que, même si la production par travailleur effectif tend vers un état d'équilibre, les taux de croissance par travailleur ne sont pas nécessairement identiques d'un pays à l'autre, même à l'état d'équilibre.

Le modèle estimé sur l'ensemble des 77 pays, dont 22 riches, montre un effet fort et significatif du paramètre « santé » et un effet non significatif du paramètre « éducation ». Cependant, quand le modèle est estimé sur les 22 pays riches seulement, le paramètre de santé n'est plus significatif, sans doute en raison de la faible variation de l'indicateur de santé retenu sur ces pays riches.

Barghava et al. (2001) estiment, sur 92 pays observés à 5 dates différentes (de 1965 à 1990), un lien additif entre croissance moyenne du revenu par tête sur cinq ans, d'une part, et, d'autre part, ASR, le taux de fécondité, la richesse par tête (en \$PPA de 1985) et le taux d'investissement en capital physique, ces quatre premières variables étant mesurées à la date initiale de la période de cinq ans et en logarithme ; les autres facteurs entrés dans l'équation sont la part de la superficie du pays située en zone tropicale et un indicateur d'ouverture de l'économie aux marchés internationaux.

Le modèle tente de contrôler le fait que la survie des adultes est partiellement expliquée par le taux de croissance de l'économie (mécanisme évoqué ci-dessus, selon lequel une variable cachée explique à la fois la croissance et la santé d'un pays).

Un terme d'interaction entre richesse par tête et taux de survie permet de mesurer le niveau de richesse par tête au delà duquel la santé (mesurée par la survie) n'a plus d'effet sur la croissance, voire un effet négatif.

L'impact du taux de survie sur la croissance est toujours significatif dans les pays pauvres : une augmentation de 1 % du taux de survie augmente la croissance de 0.05 % (soit légèrement plus que le + 0.04 % proposé par Sachs 2001), ce qu'on peut comparer au fait qu'une augmentation de 1 % du taux d'investissement n'augmente la croissance que de 0.014 %.

Cependant, le terme d'interaction entre richesse et survie montre que, pour une richesse par tête située au delà de 580 à 2 123 \$ PPA de 1985 (selon les spécifications), l'impact du taux de survie des adultes devient négatif : faire survivre les adultes plus longtemps, c'est augmenter le taux de dépendance, ce qui pèserait sur la croissance de l'économie. Si la santé est mesurée par la seule survie des adultes jusqu'à 60 ans<sup>20</sup>, l'impact d'une amélioration de la santé de la population sur la croissance économique deviendrait donc négatif au delà d'un niveau de richesse par tête assez bas (plus bas en tout cas que le niveau atteint par la plupart des pays riches). La conclusion des auteurs est donc plus pessimiste que celle du modèle de croissance endogène : non seulement la dépense médicale n'apporte rien en termes de croissance, mais elle pénaliserait même cette croissance.

Au total, les études sur données agrégées (nationales) montrent un impact positif et fort de la santé sur la richesse ou la croissance dans les pays en voie de développement, mais pas pour les pays les plus riches. Ce résultat tient principalement au fait que la santé est mesurée par la survie à l'âge adulte et non par des indicateurs de morbidité ou de santé ressentie.

### **2.3. Trappe à pauvreté et éviction de l'assurance : une revue ciblée de la littérature**

Après avoir exploré les facteurs qui pourraient expliquer l'impact positif sur l'emploi, et donc indirectement sur la croissance, d'une assurance maladie publique destinée aux plus pauvres, il nous reste à déterminer ses possibles conséquences délétères. L'analyse économique suggère qu'elles sont de trois ordres.

En premier lieu, dans la mesure où elle augmenterait le coût du travail, l'assurance pourrait avoir un impact négatif sur la demande de travail formulée par les entreprises. Etant donné le caractère marginal de la CCMU (complémentaire CMU) au sein des dépenses publiques, nous choisissons de ne pas traiter cette problématique.

En second lieu, le droit à la CCMU est ouvert aux personnes dont le revenu est inférieur à un certain seuil. La participation au marché du travail peut conduire à dépasser ledit seuil, et faire perdre le bénéfice de la CCMU. L'instauration de cette dernière pourrait donc avoir un impact négatif sur l'offre de travail ; on parle, à propos de cette désincitation possible à travailler liée au risque de perdre une prestation sociale, de trappe à pauvreté, traduction de « poverty trap ». Cette expression évoque le fait que l'aide même qui était censée atténuer les conséquences financières de l'exclusion du marché du travail dissuade l'individu d'y entrer.

Enfin, les personnes qui bénéficient avant l'instauration de la CCMU d'une complémentaire privée qu'elles paient peuvent avoir intérêt à la délaissier au bénéfice de la première. Cette question de l'éviction de l'assurance privée par l'assurance publique est d'autant plus intéressante que la CMU semble plus généreuse que la plupart des contrats privés de complémentaire dont bénéficient les personnes relativement moins favorisées (Bocognano et al. 2000). Ceci dit, quand bien même l'assurance publique se substituerait à l'assurance privée, il demeure utile de s'interroger sur son éventuel effet négatif.

---

<sup>20</sup> Conscient des limites de cet indicateur de santé pour les pays riches, les auteurs recommandent que des questions sur la santé soient ajoutées aux enquêtes sur l'emploi.

Dans une première approche, nous avons choisi de traiter les deux dernières questions par une revue de littérature<sup>21</sup>. Ces questions ont été essentiellement traitées dans le contexte des Etats-Unis où l'organisation du système d'assurance et les évolutions des programmes d'assistance aux personnes les plus pauvres ont permis d'observer ces différents phénomènes, notamment en analyse dynamique.

### 2.3.1. Eléments de contexte

Pour mieux cerner la partie de la littérature américaine susceptible d'éclairer la situation française, nous allons au préalable dresser une comparaison rapide des enjeux pour une personne prenant des décisions conjointes en matière de participation au marché du travail et de couverture maladie dans les deux systèmes.

Rappelons au préalable quelques éléments sur le système américain.

Tout d'abord, seul un quart des personnes sont couvertes par une assurance publique<sup>22</sup>. Le reste de la population est partagé en trois groupes :

- les non-assurés (14% de la population) ;
- les personnes qui obtiennent une couverture sur le marché individuel ;
- les personnes couvertes par un contrat collectif (un tel contrat est généralement moins cher qu'un contrat individuel, d'autant que des exonérations fiscales spécifiques liées à l'achat d'une couverture d'entreprise en diminuent encore le coût apparent pour l'assuré).

En matière de couverture d'entreprise, la souscription n'est jamais obligatoire. Comme le contrat d'assurance porte sur l'ensemble du risque, accès à une couverture et participation au marché du travail sont des décisions fortement imbriquées<sup>23</sup>. Plus précisément, le fait de pouvoir souscrire ou non une couverture maladie pour soi, son conjoint ou ses enfants sont des éléments importants dans le choix d'un emploi ou dans la décision de travailler. Cet effet est notamment sensible pour les actifs âgés qui souhaitent partir à la retraite. Alors qu'ils bénéficient à plein de la péréquation des risques au sein de l'entreprise, le fait de partir à la retraite avant 65 ans (âge à partir duquel ils sont couverts par Medicare cf. ci-dessous) leur fait perdre le bénéfice d'une telle couverture. De nombreux travaux empiriques montrent ainsi que la décision de partir à la retraite est fortement influencée par le fait que l'employeur continue ou non à couvrir ses anciens employés.

Parmi les personnes qui bénéficient d'une couverture publique aux Etats-Unis, on trouve essentiellement des personnes âgées ou handicapées (couvertes par le programme Medicare) et des personnes dont le revenu est très faible qui peuvent bénéficier sous certaines conditions du programme Medicaid. La partie fédérale de la législation concernant Medicaid détermine les personnes qui *a minima* doivent être couvertes, les Etats étant libres d'étendre ce champ (on regroupe ces programmes sous le terme *State Medically Needy Programs*). Parmi les personnes couvertes systématiquement, on trouve les femmes enceintes pauvres et les enfants, en fonction de leur âge et du niveau de pauvreté du ménage auxquels ils appartiennent. Les critères d'éligibilité à Medicaid ont été étendu pour les enfants pendant la seconde moitié des années quatre-vingt dix, notamment après que la législation CHIP (*Children's Health Insurance Program*) a été votée en 1997. Jusqu'à une période relativement récente, pour être couverts par Medicaid, les adultes devaient être bénéficiaires de certaines aides en espèce. La plus connue est l'AFDC (*Aid to Families with Dependent Children*)

---

<sup>21</sup> Dans la suite de ce rapport, nous proposons une formalisation.

<sup>22</sup> Les chiffres sont issus de la *Current Population Survey 2000* (US Census Bureau).

<sup>23</sup> Une première conséquence de ce phénomène, qui ne concerne que peu notre système, est que par crainte de perdre leur couverture maladie, de nombreux américains hésitent à changer d'emploi.



qui s'appelle maintenant le TANF (*Temporary Assistance for Needy Families*) et concerne les femmes seules avec enfant(s). Une autre concerne les personnes âgées ou handicapées : si elles reçoivent le SSI (*Supplemental Security Income*), elles sont couvertes par Medicaid (en plus de Medicare). Les adultes qui reçoivent ce type d'aide en nature ne peuvent généralement prétendre qu'à des emplois peu rémunérés et peu qualifiés, pour lesquels la couverture maladie d'entreprise est rarement proposée<sup>24</sup>. Entrer sur le marché du travail peut donc faire perdre à ces personnes non seulement l'aide en espèces mais aussi l'aide en nature que représente l'assurance publique. Pour contrer cet effet jugé indésirable et encourager fortement la reprise d'un emploi et / ou pour déconnecter la perte de la couverture de la reprise du travail, les programmes d'aide sociale sont régulièrement réformés, par exemple, en augmentant au niveau de l'Etat le seuil de revenu en dessous duquel on bénéficie de Medicaid.

Ces différences d'une partie du pays à l'autre et ces évolutions au cours du temps ont permis de réaliser de nombreuses études empiriques sur la trappe à pauvreté.

Pour finir, signalons que la question de l'éviction de l'assurance privée par l'assurance publique est un autre sujet d'étude important aux Etats-Unis : de façon naturelle, à partir du moment où on bénéficie d'une couverture publique "gratuite", l'intérêt de souscrire un contrat à titre privé est nettement amoindri. D'une certaine façon, l'assurance publique évince l'assurance privée et, tout en se posant la question de savoir si c'est une bonne ou une mauvaise chose, de nombreuses études cherchent à vérifier cette intuition.

Faisons maintenant le parallèle avec la situation française. On peut souligner en premier lieu le caractère marginal de la complémentaire par rapport au risque maladie. Si l'on parvenait à établir l'existence d'un lien entre assurance et participation au marché du travail en France, il serait vraisemblablement de moindre ampleur que dans le contexte américain.

Le graphique suivant tente de cerner les arbitrages en matière d'offre de travail et de couverture santé auxquels les personnes d'âge actif en France peuvent être confrontés. Il distingue deux grandes situations : le cas où une couverture complémentaire est imposée par l'employeur et le cas où l'individu a le choix d'une complémentaire.

Cette première situation ne peut se produire que dans le cas où la personne travaille (les traits épais caractérisent des alternatives qui ne sont possibles que lorsque l'individu travaille)<sup>25</sup>. Ce premier cas n'est évidemment pas étudié dans le contexte américain puisque la couverture n'y est jamais obligatoire. Il convient cependant de souligner qu'il complique l'analyse du point de vue théorique puisque le calcul du bénéfice tiré par l'individu du fait de travailler doit (le cas échéant) inclure celui d'une assurance qu'il ne choisit pas et qu'il finance plus ou moins directement. Travailler pourrait ainsi signifier le passage d'une CMU "gratuite" pour tout le ménage à une couverture obligatoire et payante ne couvrant qu'un individu dans le ménage.

En dehors des cas où on "impose" une complémentaire à l'individu conjointement à son emploi, il peut être amené à arbitrer entre plusieurs décisions : la souscription d'un contrat de groupe non obligatoire (s'il travaille), celle d'un contrat individuel ou la non-couverture. Lorsque son revenu est faible :

- il peut bénéficier de la CCMU. Le fait que son revenu soit faible peut dépendre de sa décision de participer ou non au marché du travail ;
- en outre, il peut décider d'abandonner une couverture qu'il souscrivait au profit de la CCMU.

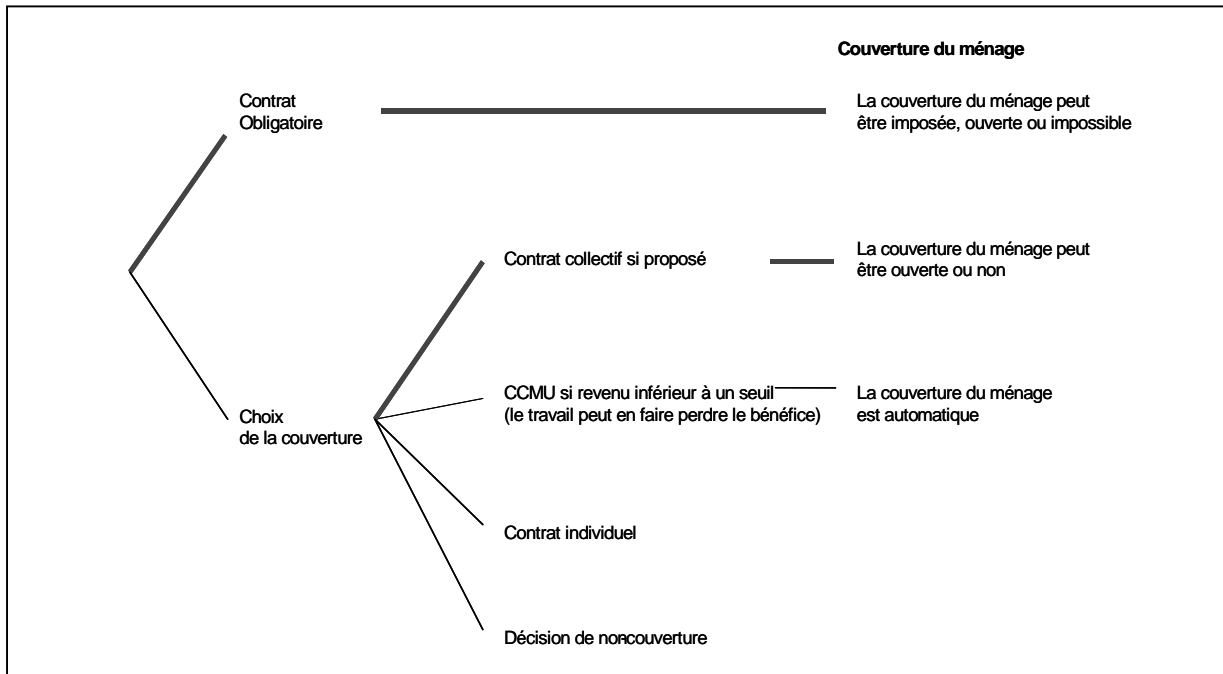
---

<sup>24</sup> Quand bien même elle le serait, les personnes dont le revenu est modeste sont celles qui souscrivent relativement moins souvent.

<sup>25</sup> Ce graphique ne rend pas compte du cas où la personne est couverte par la complémentaire de son conjoint (de façon obligatoire ou optionnelle), car on estime alors que l'impact sur son offre de travail est négligeable.

D'un point de vue théorique, il est donc possible que la CCMU évince l'assurance privée et ait un effet "trappe à pauvreté".

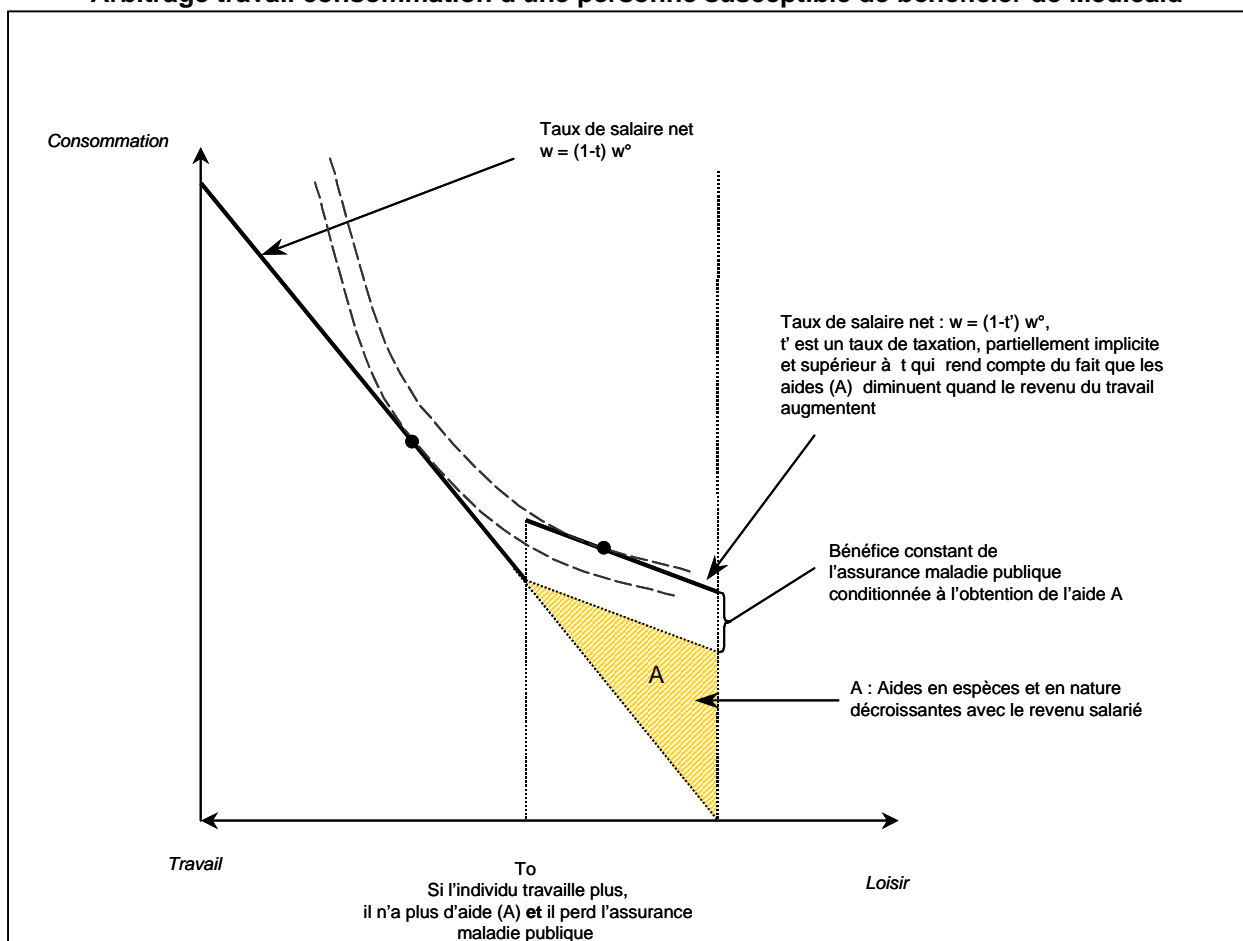
**Graphique n° 4**  
**Assurance complémentaires et travail : les termes de l'arbitrages dans le cadre français**



### 2.3.2. L'assurance publique a-t-elle engendré une trappe à pauvreté aux Etats-Unis ?

Un cadre d'analyse simple de la relation entre ce qui s'appelait à l'époque l'AFDC et Medicaid d'un côté et la participation au marché du travail de l'autre a été proposé par Yelowitz (1995) pour mettre en évidence l'effet désincitatif au travail de Medicaid. Il est repris dans le graphique suivant qui décrit l'arbitrage travail consommation d'une personne dont le taux de salaire potentiel sur le marché du travail est  $w^o$ . Cette personne reçoit une aide en espèces, qui diminue au fur et à mesure que son revenu (du travail) augmente. A partir du moment où elle travaille plus que  $T^o$  (seuil au delà duquel on ne reçoit plus d'aide en espèces), elle va perdre le bénéfice de l'assurance publique. Si ses préférences se traduisent par les courbes d'indifférence représentées sur le graphique, elle va choisir de travailler sous le seuil  $T_0$ , de bénéficier de l'aide en espèces et de Medicaid. Quand bien même l'aide en espèces serait maintenue, si elle ne s'accompagnait pas du bénéfice de Medicaid, la personne travaillerait plus, ce qui signifie à contrario que Medicaid a un effet désincitatif propre.

**Graphique n° 5**  
**Arbitrage travail consommation d'une personne susceptible de bénéficier de Medicaid**



Source : d'après Yelowitz 1995

Dans une revue de littérature publiée en 1992, Moffitt soulignait que peu d'études portaient sur l'existence d'une trappe à pauvreté liée à Medicaid. Cette carence a été en partie comblée depuis par des études qui portent essentiellement sur la population des femmes seules avec enfant, que Gruber (2000) classe selon les méthodes utilisées pour mesurer l'effet de cette trappe éventuelle.

Une première méthode consiste à comparer la participation au marché du travail et / ou la sortie des programmes d'aide en espèces des personnes pour lesquelles la valeur implicite de Medicaid (liée par exemple à la dépense de soins) est plus ou moins élevée. Ces études montrent qu'un bénéfice tiré de Medicaid plus élevé est associé à une probabilité d'être bénéficiaire d'un programme public plus grande et une probabilité d'entrer sur le marché du travail plus faible (Moffitt et Wolfe, 1992). Ce genre d'étude souffre d'un problème d'endogénéité : il est difficile de trouver des caractéristiques influençant la valeur implicite de l'assurance mais pas la participation au marché du travail. On a en effet de bonnes raisons de penser qu'une personne dont les dépenses de santé (ou celles de ses enfants) sont plus élevées aura (indépendamment du bénéfice perdu de la couverture elle-même) une plus grande réticence à entrer sur le marché du travail.

La seconde méthode consiste à comparer des Etats qui proposent des garanties différentes ou à comparer des situations avant-après réformes. C'est l'approche utilisée notamment par Yelowitz (1995) : il compare des familles "identiques" qui, parce qu'elles habitent dans des Etats différents, sont soumises à des règles différentes et perdent ou non le bénéfice de l'assurance lorsqu'elles augmentent leur offre de travail. Il montre ainsi qu'en augmentant le seuil de revenu qui permet de bénéficier de Medicaid de 25 % du seuil de pauvreté, on diminue la participation à l'AFDC de 4.6 % et on augmente la participation au marché du travail de 3.3 %. Si ce second type d'étude est plus

satisfaisant sur le plan méthodologique, il pose des problèmes de généralisation dans la mesure où l'analyse ne concerne que les personnes dont les droits ont été modifiés et non le stock des bénéficiaires des aides publiques. Toutefois, l'ensemble de la littérature<sup>26</sup> présentée par Gruber semble confirmer l'existence d'une trappe et donne des pistes pour tenter de les atténuer, principalement la déconnexion des droits à l'assurance publique de ceux à l'aide sociale.

Une étude plus récente du travail des femmes seules avec enfant relativise toutefois l'importance de l'accès à l'assurance maladie dans les décisions de participer au marché du travail. Durant la période pendant laquelle les seuils de Medicaid étaient étendus, une série d'autres mesures ont été prises au niveau fédéral comme au niveau des Etats pour inciter les populations concernées à entrer sur le marché du travail :

- développement massif de l'impôt négatif (*Earned Income Tax Credit*) bénéficiant aux travailleurs à faibles revenus, notamment s'ils ont des enfants,
- mesures incitatives à la reprise d'activité portant sur l'aide sociale, par exemple en limitant la durée de perception,
- formation professionnelle et aide à la garde des enfants.

Meyer et Rosebaum (2001) étudient à partir d'une série d'enquêtes de la période 1984 à 1996 l'impact de ces différentes mesures sur le travail des femmes seules avec enfant (participation et nombre d'heures travaillées). Leur étude montre que 60 % de l'augmentation de l'offre de travail des mères par rapport aux femmes célibataires s'explique par les aides fiscales. Les réformes de l'aide sociale viennent en seconde place, l'impact des autres mesures comme l'extension de Medicaid étant considérablement plus faible. Ils en concluent que l'effet propre de Medicaid sur l'offre de travail a probablement été sur-évalué dans les précédentes études.

Pour finir, rappelons que les réformes que nous venons d'évoquer ont été consolidées en 1996 dans la loi dite PRWORA (*Personal Responsibility and Work Opportunity Reconciliation Act*) qui a modifié l'ensemble de l'aide sociale. Les principes centraux de cette réforme sont l'accès ou le retour à l'emploi pour les bénéficiaires et la valorisation du travail (Bontout, Gilles et Lequet-Slama, 2002). Ces réformes, mises en place en période de forte croissance, se sont effectivement accompagnées d'une augmentation de la participation au marché du travail mais les travaux empiriques ne permettent pas de trancher sur la part de la croissance économique dans ce résultat. En tout état de cause, il semble que la pauvreté des mères seules les plus défavorisées se soit accrue.

Sur le plan de l'accès à la couverture, la réforme des critères d'attribution de Medicaid ne semble pas avoir eu un impact aussi positif qu'attendu sur l'accès à l'assurance des plus pauvres. Nous allons nous tourner vers cette question de l'articulation entre les différents types (publique et privé) de couverture. (Cf. Bontout, Gilles et Lequet-Slama, 2002, et Gilles et Parent, 2002, pour des explications détaillées et un bilan de cette réforme 5 ans après)

### **2.3.3. L'articulation entre assurance publique et privée**

Un autre débat qui suscite l'intérêt des chercheurs américains est celui de l'impact de l'assurance publique sur le marché privé. A partir du moment où certaines personnes (ou leurs enfants) peuvent être couvertes par une assurance publique gratuite, elles peuvent avoir intérêt à utiliser ce droit plutôt qu'à consacrer une partie de leurs ressources à la souscription d'un contrat privé. Parallèlement, des employeurs qui emploient des proportions élevées de travailleurs peu qualifiés, sachant que leurs employés peuvent bénéficier d'une couverture publique, peuvent être encouragés à ne pas proposer de contrats. Du côté de l'offre par les employeurs et de la demande par les ménages, il se peut très bien que l'assurance publique évince l'assurance privée.

---

<sup>26</sup> Des études comparables ont été menées notamment par Yelowitz sur les bénéficiaires âgés ou handicapés du *Supplemental Security Income*.

En préalable, notons qu'il n'y a pas de consensus (en particulier aux Etats-Unis) sur le caractère néfaste d'une telle éviction.

L'argument selon lequel l'éviction de l'assurance privée par l'assurance publique est néfaste se déroule comme suit :

Tout d'abord, dans le cadre idéal de l'économie du bien-être, une redistribution en nature (qui consiste à favoriser l'accès à un bien particulier, ici l'assurance santé) est toujours moins efficace socialement qu'une redistribution par transfert monétaire. Parmi les formes de redistribution en nature, la fourniture directe d'un bien uniforme est la moins efficace possible. Il serait préférable de subventionner l'achat de l'assurance santé en laissant à l'individu le choix de la quantité et de la qualité d'assurance.

Cependant, la redistribution en nature peut avoir un intérêt dans le cas d'échecs de marché (biens sujets à externalités ou asymétries d'informations diverses). Or, le fait même que l'assurance publique se substitue à de l'assurance privée montre que le marché privé fonctionnait. Le prélèvement public utilisé pour financer Medicaid pourrait donc être alloué plus efficacement.

A l'inverse, certains mettent en avant l'efficacité de Medicaid :

- En matière de redistribution : Medicaid constitue une forme implicite de transfert de revenu en faveur de populations au bénéfice desquelles il s'est avéré par le passé difficile de mettre en place d'autres formes de redistribution (Cutler et Gruber, 1997b) ;
- Sur le marché du travail : d'une part, Medicaid constitue une forme indirecte de réduction des charges, qui peut avoir un impact positif sur l'emploi de catégories de personnes qui ont plus de mal à entrer sur le marché du travail. D'autre part, Medicaid facilite la mobilité professionnelle puisque la couverture n'est pas liée à l'emploi *per se*.

A la limite, dans ce cadre, l'existence d'un effet d'éviction témoigne de l'efficacité de Medicaid.

Enfin, si la couverture proposée par Medicaid est de meilleure qualité que l'assurance privée précédemment souscrite, elle peut, en améliorant l'accès aux soins des personnes concernées avoir un bénéfice supplémentaire (cf. revue de littérature ci-dessus).

Indépendamment de ce débat, la mise en évidence d'un effet d'éviction a mobilisé l'attention des chercheurs et des politiques depuis la fin des années quatre-vingt. En effet, depuis la période durant laquelle les critères d'éligibilité à Medicaid ont été étendus, on a observé simultanément une croissance du nombre de personnes couvertes par ce programme et un recul de la proportion de la population couverte par un contrat privé. Les chiffres de la *Current Population Survey* rassemblés par Currie et Yelowitz (1999) montrent qu'entre 1987 et 1995, la proportion des personnes de moins de 65 ans couvertes par une assurance privée est passée de 75.5 % à 70.3 % alors que la proportion de personnes couvertes par Medicaid croissait de 7.9 % à 12.1 % de la population. A partir de 1996, date qui coïncide avec les réformes de l'aide sociale, le mouvement s'est inversé jusqu'en 1998 où la proportion de personnes couvertes par Medicaid s'est stabilisé alors que l'assurance privée continuait d'augmenter (Holahan et Pohl, 2002).

Les études empiriques permettent-elles de confirmer que la substitution est à l'origine de cette évolution ? Comme dans les études de trappe à pauvreté la difficulté consiste à tester l'hypothèse en neutralisant l'impact de facteurs agissant par ailleurs sur la répartition entre assurance privée et publique, en particulier la croissance.

Pour tenter, sur données en coupe instantanée, de déterminer la part de la décroissance de l'assurance privée attribuable à l'extension de Medicaid, Dubay et Kenney (1997) comparent l'évolution de la couverture des hommes (non concernés par les extensions de Medicaid) et des femmes enceintes entre 1989 et 1993, pour des niveaux de revenu équivalents. D'après leur travail, seulement 14 % de l'augmentation de la couverture par Medicaid des femmes enceintes serait expliqués par la diminution de l'assurance privée. Une limite de ce travail réside dans le fait que les décisions des hommes de souscrire un contrat pour eux-mêmes et leurs ayants droits dépendent aussi du fait que ces derniers peuvent bénéficier d'une couverture publique.

Cutler et Gruber (1997a) prennent en compte les arbitrages possibles au sein des ménages et comparent, toujours sur données en coupe instantanée, l'évolution des différentes sources d'assurance selon la façon dont les Etats ont utilisé la marge de manœuvre qui leur était proposée pour augmenter l'éligibilité à Medicaid au delà du minimum requis. Cette étude économétrique conclut, pour les femmes en âge d'avoir des enfants et les enfants, que 22 % de l'augmentation de Medicaid entre 1987 et 1992 s'explique par un effet de substitution, ce qui est plus élevé que le chiffre précédent. On peut noter à propos de cette étude une critique souvent adressée aux travaux qui se fondent sur la comparaison d'Etats qui font des choix différents en matière de couverture car ces derniers ne sont pas indépendants des caractéristiques politiques, sociales et industrielles des Etats considérés (pour des illustrations de ces différences et leur impact possible sur les estimations cf. Swartz, 1996).

Thorpe et Florence (1998) présentent des données longitudinales extraites de la *National Longitudinal Survey of Youth* qui décrivent les comportements d'assurance de jeunes parents entre 1989 et 1994 . Ils confirment l'impact positif des expansions de Medicaid sur l'assurance des enfants, et montrent que seulement 16% des enfants qui entrent dans Medicare ont des parents couverts par un contrat d'entreprise (pouvant potentiellement les couvrir en l'absence d'assurance publique). Comme l'écrasante majorité des adultes perdent leur couverture d'entreprise parce qu'ils perdent leur emploi, et non par choix, à partir du moment où leurs enfants bénéficient d'une couverture publique, les auteurs en déduisent (sans toutefois mettre en œuvre une analyse multivariée) que l'effet d'éviction est faible. Yazici et Kaetsner (2000) partant de ces mêmes données longitudinales utilisent une analyse des différences secondes pour étudier la couverture des enfants entre 1988 et 1992. Plus précisément, ils comparent des enfants qui n'ont jamais été susceptibles de bénéficier de Medicaid (groupe de contrôle)<sup>27</sup>, avec ceux qui ont toujours été éligibles ou qui le sont devenus, soit du fait des extensions, soit parce que le revenu des ménages auxquels ils appartiennent a décru. En combinant ces différentes estimations, ils montrent que moins de 20 % de l'augmentation de la couverture par Medicaid s'explique par la substitution, ce qui est dans la lignée des autres travaux que nous venons de citer.

Pour finir, citons une étude plus récente qui cherche à mesurer la substitution dans la population plus large des travailleurs à faible niveau de salaire. Kronick et Gilmer (2002) dans une étude de quatre Etats à partir de la *Current Population Survey* montrent d'une part que l'ampleur de l'effet d'éviction est très variable d'un Etat à l'autre (il est nul dans deux Etats, l'un étant particulièrement généreux dans ses critères d'attribution, et très élevé dans un troisième) mais aussi, logiquement selon les tranches de revenu. Ils rappellent que certains Etats ont cherché à mettre en place des dispositifs visant à limiter cet effet d'éviction. Ainsi le Minnesota n'ouvre pas les droits à son programme de couverture si les personnes avaient une assurance privée dans les mois qui précédaient, et le Tennessee ne propose pas de couverture aux personnes auxquelles leur employeur propose une couverture. L'étude de Kronick et Gilmer (2002) trouve les taux d'éviction les plus élevés dans ces deux Etats (sur les 4 qu'ils étudient), résultat paradoxal qu'ils n'expliquent pas.

---

<sup>27</sup> Les groupes de contrôles sont en fait élaborés de façon à ce que leur expérience soit aussi proche que possible des groupes étudiés (divorce, perte d'emploi).

De ce survol de la littérature empirique américaine, il ressort les points suivants :

- on constate un effet désincitatif de Medicaid sur l'offre de travail ; cependant, cet effet est surtout avéré lorsque l'accès à Medicaid est conditionné à l'éligibilité à l'aide sociale (AFDC). A contrario, quand Medicaid devient sous conditions de ressources, l'effet désincitatif est moins fort.
- on constate un effet d'éviction de l'assurance privée par l'assurance sociale publique, mais son ampleur est limitée.





### **3. Assurance santé et offre de travail : vers un modèle théorique**

---



### 3. Assurance santé et offre de travail : vers un modèle théorique

---

Munis de l'analyse de la littérature empirique présentée dans la précédente partie et des réflexions qu'elles suscitent sur les enjeux de l'introduction du volet complémentaire de la couverture maladie universelle (CCMU), nous proposons dans cette partie une esquisse de modèle qui vise à en rendre compte. Plus précisément nous étudions l'impact de la mise en place de la CCMU sur l'offre de travail d'une part et la demande d'autres contrats d'assurance disponibles sur le marché, d'autre part. L'idée générale serait de calibrer ce modèle théorique au moyen d'éléments empiriques mesurés pour la France sur l'impact de l'assurance sur la productivité. La partie suivante est un premier pas vers ce calibrage, consistant à mesurer un impact de la consommation médicale sur la santé.

#### 3.1. Introduction

La question que nous cherchons à formaliser dans ce travail est la suivante : en quoi l'assurance santé (y compris la complémentaire dans le cas français) peut-elle influencer l'arbitrage entre loisir et consommation et, partant, l'offre de travail ?

Nous faisons, en première analyse, abstraction de l'aspect assurantiel de la couverture santé, autrement dit du fait que la couverture du risque associé au fait de tomber malade améliore le bien-être de l'individu qui éprouve de l'aversion pour le risque.

Dans ce cadre, on peut dire que le niveau de couverture se traduit :

- en termes d'impact sur l'état de santé et donc sur la productivité et donc sur le niveau de salaire (la partie précédente de ce rapport présente les éléments empiriques disponibles sur ce sujet) ;
- par une dépense nécessaire à l'achat du contrat.

Le premier effet (dont l'ampleur reste à évaluer empiriquement dans le cas français) s'identifie à un effet prix (augmentation de la valeur du temps), le second à un effet revenu. D'autre part, l'état de santé (et donc le niveau de couverture) peut avoir un impact sur les préférences, et sur la substitution loisir-consommation.

Dans un modèle très simple, l'utilité dépend du loisir  $l$ , de la consommation  $c$ , et de l'état de santé  $h$ . Pour fixer les idées, on identifie état de santé et qualité de la couverture  $q$ . Le problème complet s'écrit :

$$\underset{l,c,q}{\text{Max}} U(l, c, q).$$

La manière la plus simple d'aborder ce problème est de considérer que la qualité des contrats proposés est exogène et d'étudier dans quelle mesure  $q$  influence le choix de  $(l,c)$ . Dans une étape ultérieure, on pourrait chercher à expliquer le choix de la qualité du contrat sur un marché supposé complet.

### 3.2. La qualité de l'assurance $q$ est exogène

On suppose ici que  $q$  est exogène. Le problème devient alors  $\max_{l,c} U(l, c; q)$ , sous la contrainte de budget suivante :

$$c + p(q) \leq w(q)(T - l) \quad (1)$$

ou  $T$  est le temps total disponible,  $t = T - l$  le temps travaillé,  $w(q)$  le taux de salaire que l'on suppose croissant avec  $q$  (par exemple, si  $q$  a un effet positif sur  $h$ ,  $h$  sur la productivité et la productivité sur le salaire...),  $c$  la consommation d'un bien composite choisi comme numéraire, et  $p(q)$  le prix payé pour la qualité  $q$ .

En fait, on peut réécrire ce problème sous la forme classique suivante :

$$\max_{l,c} U(c, l) \quad (2)$$

sous contrainte budgétaire :  $wl + c \leq wT + W$ .

La résolution de ce programme conduit à une offre de travail  $t^*$  et une demande de consommation  $c^*$  fonction des variables exogènes  $w$  (taux de salaire) et  $W$  (richesse nette du coût de l'assurance).

Par exemple, avec une fonction d'utilité Cobb-Douglas  $U = c^\alpha l^\beta$

$$\text{on a } t^* = \left( \frac{1}{\alpha + \beta} \right) \left[ \alpha T - \beta \frac{W}{w} \right], \text{ et } c^* = \left( \frac{\alpha}{\alpha + \beta} \right) (wT + W).$$

Dans le cas d'une utilité de Cobb-Douglas, on peut étudier l'effet de  $q$  sur l'offre de travail par une analyse de statique comparative par rapport à  $q$ :  $t_q^* = t_w^* w'(q) - t_w^* p'(q)$  somme d'un effet prix (que l'on pourrait lui-même décomposer en un effet de substitution, un effet revenu, et un effet richesse) et d'un effet richesse.

L'impact de  $q$  sur l'offre résulte d'un effet positif de l'amélioration de la productivité grâce à la santé ( $w'(q)$ ) et d'un effet négatif du prix d'achat de l'assurance, chaque effet étant pondéré, respectivement par la sensibilité de l'offre au salaire (effet prix) et à la richesse (effet revenu).

En fait cette analyse est pertinente lorsque le choix de  $q$  est continu, et correspond à une courbe de prix  $p(q)$  également « lisse ». En pratique, toutefois, les choix sont limités, et il peut être intéressant de représenter la situation pour quelques valeurs de  $(q, p)$  données. Dans le contexte qui nous intéresse ces cas principaux sont :

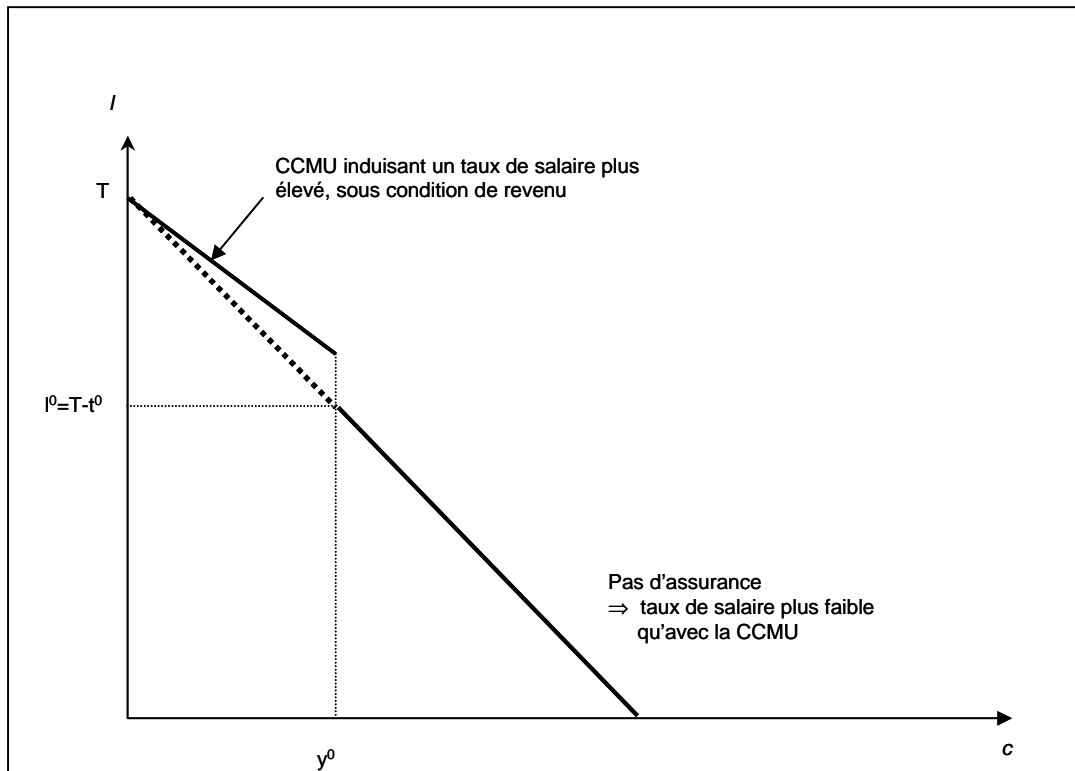
- la CCMU de qualité  $q^0$  et de prix nul pour le bénéficiaire  $(q^0, 0)$  ;
- un contrat individuel caractérisé par  $(q^i, p^i)$  ;
- un contrat collectif  $(q^c, p^c)$ . Notons que traditionnellement on considère que pour une qualité donnée, le contrat collectif est moins cher que le contrat individuel. Autrement dit, on a  $(q, p^c) < (q, p^i)$ .

Par ailleurs, certains de ces contrats sont disponibles sous condition :  $q^0$  n'est disponible que tant que le revenu reste inférieur à un certain seuil (on considère que si l'individu travaille moins que  $t^0$  il bénéficie de la CCMU) et  $q^c$  peut n'être proposé qu'à des salariés dont le temps travaillé est jugé suffisamment important.

Quoiqu'il en soit, il est intéressant de représenter les ensembles de budget déterminés par la condition (1) pour différents contrats (Graphique n°6).

On considère ici un individu qui, avant l'introduction de la CCMU a un taux de salaire  $w$ . Quand la CCMU est introduite, son taux de salaire augmente. Sa droite budgétaire pivote donc et devient moins pentue (le loisir  $l$  est en ordonnée). Comme la CCMU est attribuée gratuitement, l'ordonnée à l'origine ne change pas et le pouvoir d'achat de l'individu augmente. Ceci n'est valable que tant que  $c < y^0$  (seuil d'attribution de la CCMU). Il y a donc un effet de seuil.

**Graphique n° 6**  
**Modification de la contrainte budgétaire suite à l'introduction de la CMU**

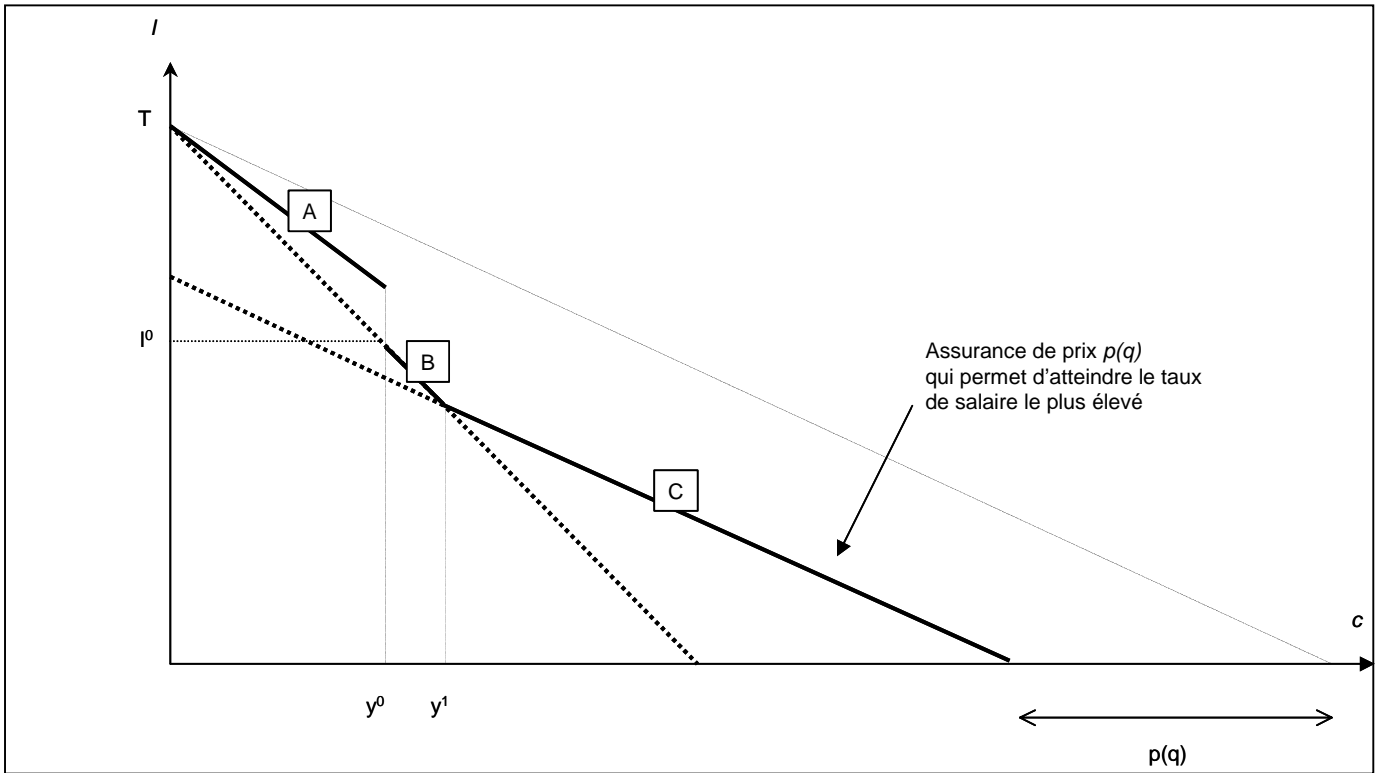


Introduisons maintenant un contrat, individuel ou collectif, mais en tout cas payant. Dans le graphique n° 7, ce contrat est de meilleure qualité que la CCMU et a un double impact sur la droite de budget qui non seulement pivote (effet prix), mais se déplace vers le bas (effet revenu, prélèvement uniforme  $p(q)$ ).

La contrainte budgétaire finale est composée des segments A, B et C :

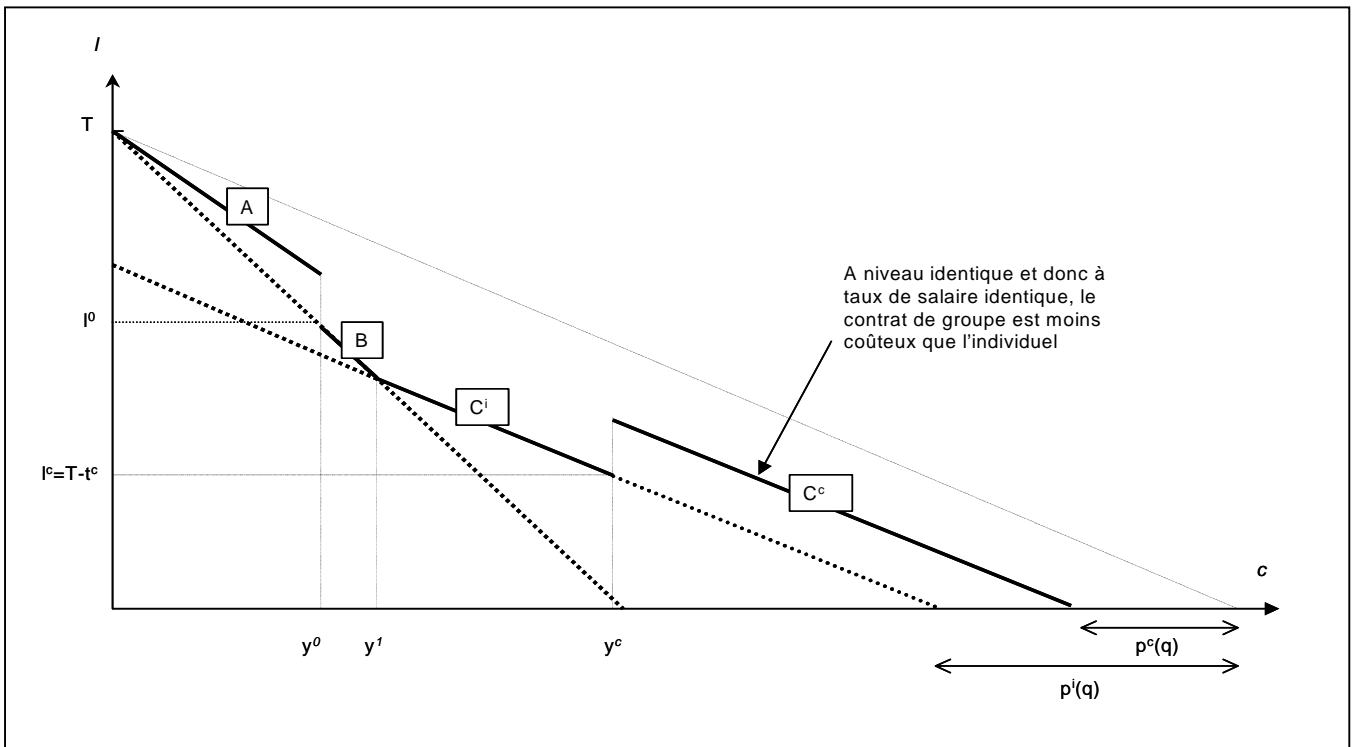
- tant que l'individu travaille moins que  $t^0$  et donc gagne moins que  $Y^0$ , il bénéficie gratuitement de la CCMU (cas A) ;
- cas B : entre  $y^0$  et  $y^1$ , l'effet revenu de l'assurance (le fait qu'il doive payer une prime d'assurance) domine l'effet prix (le gain de pouvoir d'achat lié à l'augmentation de la productivité) ;
- en revanche, au delà de  $y^1$ , l'effet-prix l'emporte et l'individu a toujours intérêt à souscrire l'assurance (segment C).

Graphique n° 7  
Introduction d'un contrat d'assurance  $(p,q)$ , tel que  $q > q_0$



Le dernier exemple présenté ci-dessous correspond à une situation dans laquelle l'individu peut bénéficier de la CCMU s'il travaille moins que  $l^l$ . Il peut par ailleurs souscrire un contrat individuel de qualité  $q$  ( $q, p^i$ ), et son employeur lui propose un contrat de groupe de même qualité que le contrat individuel mais de prix inférieur ( $q, p^g$ ), s'il travaille plus que  $l^g$ .

**Graphique n° 8**  
**Introduction d'un contrat collectif d'assurance de qualité  $q$  et de prix  $p^c < p^i$**   
**offert si on travaille plus de  $t^c$  par période**



Dans cette nouvelle configuration, le segment C se décompose en deux :

- lorsque l'individu gagne plus que  $y^1$  mais moins que  $y^c$  (il travaille moins que ce qui lui permettrait d'avoir accès au contrat de groupe), il a intérêt à souscrire le contrat individuel plutôt que de ne pas se couvrir (segment C<sup>i</sup>)
- Dès lors qu'il gagne plus que  $y^c$ , le contrat de groupe, moins cher, domine l'ensemble de budget (segment C<sup>c</sup>)

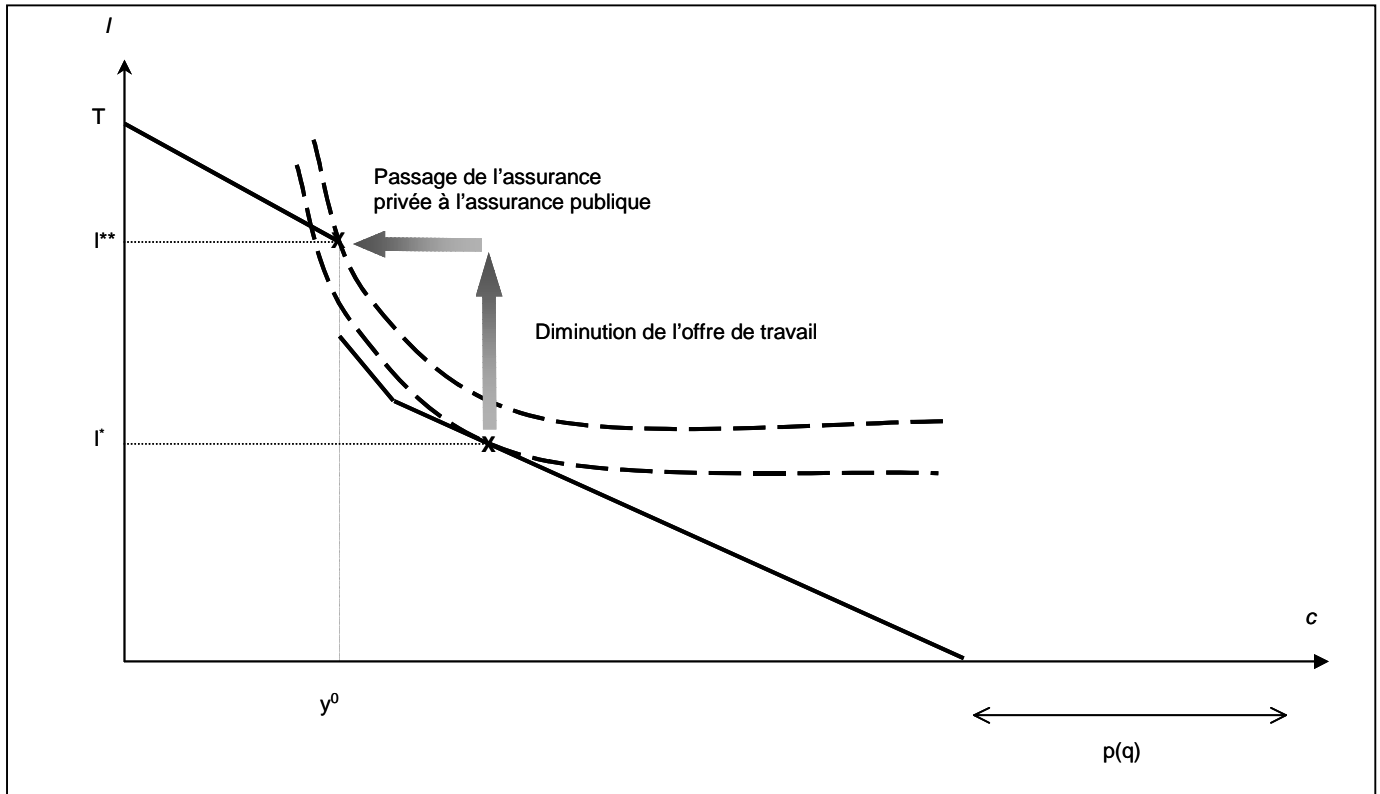
En fait, reconstituer les éléments de l'ensemble de budget selon les différents niveaux possibles de couverture permet d'éliminer les éléments dominés de l'ensemble budgétaire non linéaire.

Muni de ces éléments, une analyse graphique simple permet de mettre évidence :

- les effets positifs de la CCMU sur la santé (par le biais du taux de salaire), les effets de redistribution indirecte (puisque le pouvoir d'achat des bénéficiaires augmente)
- mais aussi les effets négatifs possibles de l'introduction de la CCMU ("trappe à pauvreté" et éviction de l'assurance privée, si tant est que cela soit un effet négatif, cf. partie précédente).

Dans le graphique 9 (qui complète le graphique 7), on représente les courbes d'indifférence d'un individu précis. En l'absence de CCMU, ses préférences le conduisent à souscrire un contrat individuel et à offrir  $I^*$ . L'introduction de la CCMU entraîne un saut de l'offre de travail vers le bas ( $I^{**}$ ) parce que le revenu avant CCMU était près du seuil  $y^0$ , et que le prix payé pour la complémentaire était élevé. Une conséquence simultanée est l'éviction de l'assurance privée par l'assurance publique.

**Graphique n° 9**  
**Modification de l'offre de travail et éviction de l'assurance**  
**consécutives à l'introduction de la CCMU**



### 3.3. Conclusion et perspectives

Nous avons mis en place un cadre formel qui permet d'analyser d'un point de vue théorique les conséquences de l'introduction de la CCMU en France. Sans avoir développé intégralement le modèle, en raisonnant simplement à partir du problème (2), l'analyse graphique illustre les effets de la couverture santé en termes de modifications de l'ensemble de budget et en termes d'incitations. Le modèle prend simultanément en compte les décisions de participation au marché du travail (oui/non mais aussi temps de travail), les choix d'assurance et leurs conséquences (indirecte) sur l'état de santé des personnes concernées par une telle réforme.

Cette analyse pourrait être complétée dans au moins deux directions.

1. Tout d'abord, l'état de santé peut modifier l'arbitrage loisir – consommation. Avant d'en rendre compte, il serait intéressant de chercher si cette question a été abordée d'un point de vue empirique.
2. Ensuite, il serait peut-être utile de prendre en compte l'effet de la pénibilité du travail. Dans le modèle ci-dessus d'offre de travail, le temps de travail et le temps de loisir sont non seulement des substituts parfaits, mais leur TMS est égal à 1. Pour prendre en compte le plus simplement l'effet de la pénibilité du travail, on peut écrire que le temps de loisir est  $l = T - et$  où  $e$  est un paramètre permettant de convertir du temps de travail en « équivalent-loisir » : pour un travail pénible,  $e$  est plus élevé. L'alternative consisterait à passer par une fonction de production domestique à la Becker (cf. partie précédente), mais cela complique considérablement l'analyse.



**4. Une étude longitudinale et exploratoire des liens entre consommation médiatique et état de santé, sur données françaises**

---



## **4. Une étude longitudinale et exploratoire des liens entre consommation médicale et état de santé, sur données françaises**

---

La revue de littérature de la partie 2 a montré que, si l'effet positif de l'assurance maladie sur la consommation de soins est confirmé par de nombreuses études empiriques, l'effet de la consommation médicale sur l'état de santé est plus difficile à établir. La principale explication est méthodologique : en coupe transversale, un mauvais état de santé est souvent associé à des dépenses de santé plus élevées. Afin de produire des résultats sur la causalité entre consommation de soins et état de santé il est donc nécessaire de recourir à une approche longitudinale : pour un niveau de morbidité à un moment donné, le niveau de consommation médicale observé a-t-il une influence sur le niveau de morbidité de la période suivante?

Des données longitudinales relatives à la consommation médicale et à l'état de santé ne sont le plus souvent disponibles en France que pour des sous-populations très ciblées, la cohorte GAZEL des salariés d'EDF-GDF par exemple. Au niveau national, deux enquêtes permettent de recueillir, auprès des ménages ordinaires, des données relatives aux maladies et troubles de santé déclarés, et à la consommation de biens médicaux. Il s'agit de l'enquête décennale Santé et Soins Médicaux, menée par l'INSEE, en collaboration avec d'autres équipes, et de l'enquête annuelle sur la santé, les soins et la protection sociale (ESPS), réalisée par le CREDES. La première en quête est transversale, mais la seconde est appropriée à des exploitations longitudinales car sa base de sondage et sa méthode de tirage ont été choisies de façon à ce qu'un grand nombre de personnes puissent être interrogées à plusieurs reprises au cours du temps.

Ce travail est une première exploitation longitudinale d'ESPS, dont le but est d'étudier l'impact de la consommation médicale passée sur l'état de santé subséquent.

L'aspect longitudinal d'ESPS n'ayant fait l'objet d'aucune publication, nous consacrons une première partie à la présentation du panel. Dans une seconde partie nous expliquons comment l'état de santé a été mesuré. Pour finir, nous présentons les résultats des différentes exploitations.

### **4.1. Des données originales**

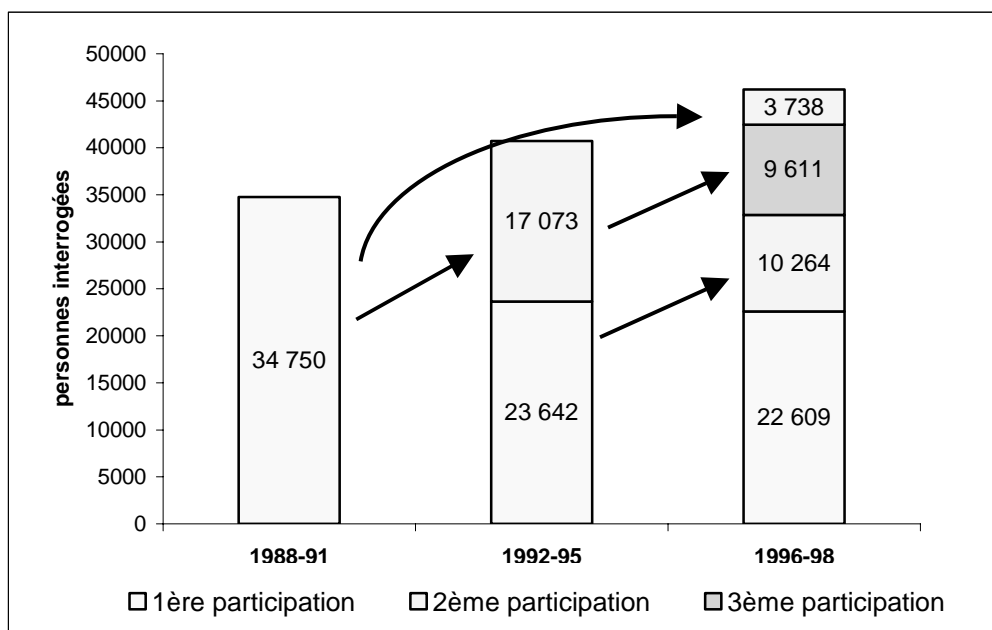
Pour mieux comprendre l'évolution du comportement de la population face au système de soins et de protection sociale, le CREDES réalise périodiquement une enquête sur la santé, les soins et la protection sociale (ESPS). Les personnes interrogées sont sélectionnées dans un échantillon appelé Echantillon Permanent d'Assurés Sociaux (EPAS), constitué à partir des fichiers de la Caisse Nationale d'Assurance Maladie des Travailleurs Salariés (CNAMTS), et respectivement depuis 1994 et 1996, de la Caisse Nationale des Professions Indépendantes (CANAM), et de la Caisse nationale de la Mutualité Sociale Agricole (MSA). Cet échantillon, d'environ 40 000 personnes, est constitué de personnes qui répondent à des critères précis et invariants (la date de naissance notamment) ; elles font partie de cet échantillon jusqu'à ce qu'elles décèdent ou changent de régime d'assurance maladie. En outre, l'échantillon intègre chaque année les assurés nouvellement affiliés qui répondent à ces critères de sélection.

#### **4.1.1. La formation d'un panel d'enquêtés**

De 1988 à 1998, un quart des assurés principaux de l'EPAS a été enquêté tous les ans (pour plus de détails voir Dumesnil et al., 1998). L'échantillon entier a donc été sollicité une première fois lors du premier cycle d'enquête, entre 1988 et 1991, puis une deuxième fois, entre 1992 et 1995, et une troisième fois de 1996 à 1998. En 1998, la fréquence d'enquête est devenue biennale, une moitié de l'EPAS est désormais enquêtée tous les deux ans. Dans l'absolu, les assurés principaux constituant l'EPAS ont ainsi la possibilité de participer à l'enquête ESPS tous les quatre ans, formant de la sorte un panel.

Le graphique suivant dresse un bilan de la participation répétée à l'enquête ESPS sur la période 1988-1998. Parmi les 34 750 personnes ayant participé au premier cycle d'enquête (1988-91), 17 703 ont pu être jointes de nouveau et ont accepté d'être interrogés une deuxième fois entre 1992 et 1995. En outre, 3 738 n'ont pas participé au second cycle d'enquête mais ont pu être interrogées lors du troisième cycle, entre 1996 et 1998. Ainsi, 60% des personnes interrogées lors du premier cycle ont participé une seconde fois à l'enquête. Parmi les 23 642 personnes interrogées pour la première fois lors du deuxième cycle (1992-95), 10 264 ont participé à l'enquête entre 1996 et 1998.

**Graphique n° 10**  
**Participation répétée à l'Enquête Santé, Soins et Protection Sociale, 1988-1998**



Lecture : entre 1992 et 1995, 23 642 personnes ont été interrogées pour la première fois, parmi elles, 10 264 ont renouvelé leur participation entre 1996 et 1998

L'attrition<sup>28</sup> de l'échantillon s'explique en partie par l'impossibilité de joindre les personnes sélectionnées pour participer à l'enquête (mauvaise qualité des adresses, absences prolongées, décès), et par le refus de participation. En outre, il faut préciser que lorsqu'un assuré est sélectionné dans l'EPAS et accepte de participer à l'enquête, tous les membres de son ménage sont interrogés. La structure d'un ménage pouvant fluctuer au cours du temps, lorsqu'un même assuré accepte de participer une deuxième fois, voire une troisième fois, à l'enquête, les personnes qui constituent son ménage ne sont plus systématiquement les mêmes. Ce phénomène constitue une source supplémentaire d'attrition et permet de comprendre pourquoi seulement 9 611 personnes ont participé trois fois à l'enquête.

Lors d'une étude préliminaire (Naudin 2001), nous nous sommes plus particulièrement intéressés à ces 9 611 individus. Dans un premier temps nous avons cherché à identifier les caractéristiques socio-démographiques de ces "tri-répondants", par rapport à l'ensemble de la population interrogée, afin de déterminer les éventuels biais de sélection. Il en est ressorti que les personnes constituant le panel sont relativement plus jeunes et en meilleure santé que la population française.

<sup>28</sup> Ce terme désigne le phénomène de perte dans la population interrogée entre les deux dates

#### 4.1.2. Quelles données relatives à la consommation médicale ?

Outre les caractéristiques socio-démographiques et des informations relatives à l'état de santé, l'enquête permet de recueillir des informations sur la consommation de soins. Chaque personne interrogée reçoit un document appelé " carnet de soins ", sur lequel elle doit reporter quotidiennement, sur une période de 30 jours, les soins de santé reçus par tous les membres de son ménage, qu'ils soient gratuits ou payants, remboursés ou non, prescrits ou non. Le carnet est divisé en deux parties : soins médicaux et médicaments. Pour chacun des soins reçus ou des produits acquis, il est notamment demandé aux enquêtés d'en préciser la nature, le coût, la date la maladie ou le motif qui en est à l'origine et le prénom du bénéficiaire. Cette dernière information permet de connaître, pour chaque individu du ménage, s'il a acquis au moins un médicament ou produit de santé, ou s'il a consulté, et le cas échéant, combien de boîtes de médicaments il s'est procuré, et à quel prix, ou combien de fois il a recouru auprès d'un ou plusieurs généraliste(s) et auprès d'un ou plusieurs spécialiste(s), sur 30 jours.

Avec une mesure s'étalant sur 30 jours, la dépense observée en pharmacie donne un bon aperçu de la consommation de médicaments en général, les maladies chroniques traitées nécessitant le plus souvent l'acquisition mensuelle de produits pharmaceutiques. Par contre, une période de 30 jours peut être jugée insuffisante pour rendre compte des comportements en matières de séances de médecins, car, même pour des malades chroniques, la fréquence des recours peut être moindre. Il a donc été nécessaire de recourir à des données de consommation couvrant des périodes d'observation plus longues.

En complément des données d'enquête, nous avons donc utilisé une seconde source de données : les fichiers de prestations associés à tous les individus de l'EPAS (qui, rappelons le, sont des bénéficiaires de l'assurance maladie). Ces fichiers relatent les chroniques annuelles de consommation médicales ayant fait l'objet d'un remboursement par les caisses d'assurance maladie. L'association entre ces fichiers de prestations et les données d'enquête recueillies une année donnée, pour chaque individu, permet d'enrichir les données socio-démographiques, économiques, de protection sociale et de morbidité, recueillies auprès des personnes interrogées, par les données de consommation provenant des caisses. Ce travail d'association, appelé appariement étant particulièrement lourd, il n'a été réalisé qu'à partir de 1992, et pas de façon systématique (Aligon et al., 1997).

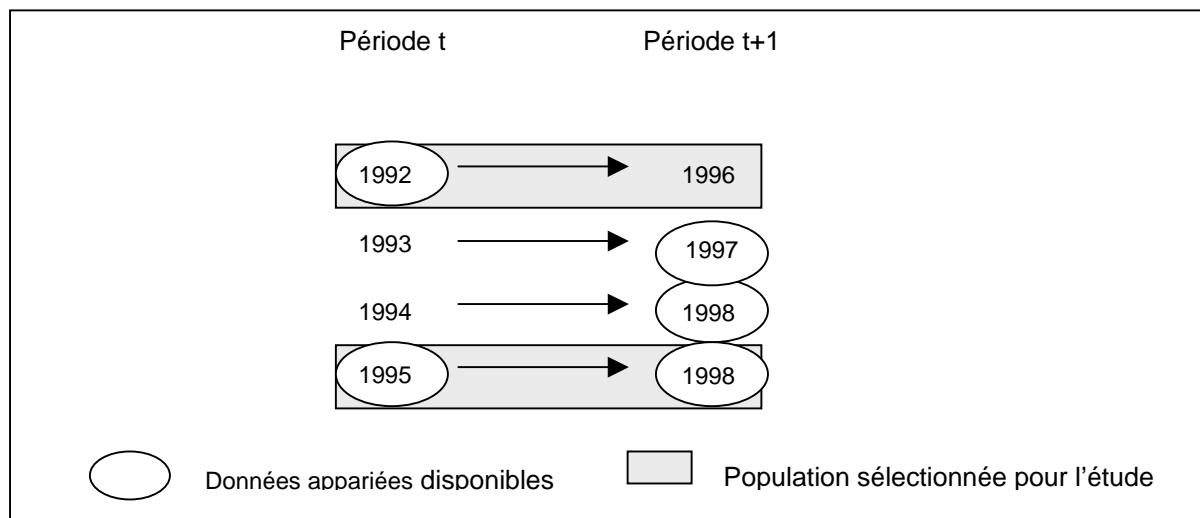
Sans entrer dans le détail de la méthodologie de l'appariement, précisons qu'il ne permet de récupérer les données administratives de consommations que pour une partie des enquêtés de l'ESPS, car l'appariement est l'intersection de l'EPAS et d'ESPS. En effet, les fichiers de prestations associés à l'EPAS ne concernent que les assurés et leurs ayants droit. Par contre, l'ESPS permet de recueillir des renseignements sur tous les membres du ménage, et donc sur des personnes ne figurant pas dans l'EPAS. Au total, l'appariement concerne uniquement les assurés tirés au sort et enquêtés dans l'ESPS, ainsi que ceux de leurs ayants droit vivant avec eux au moment de l'enquête.

#### 4.1.3. Sélection de la population étudiée

Dès lors que nous nous intéressons à l'impact de la consommation des soins d'une période donnée,  $t$ , sur l'état de santé observé à la période suivante,  $t+1$ , il est nécessaire de disposer d'un premier point d'observation pour lequel les données ont été appariées, et d'un second pour lequel les données d'enquête suffisent.

Le graphique suivant présente les années pour lesquelles les données dites " appariées " sont disponibles.

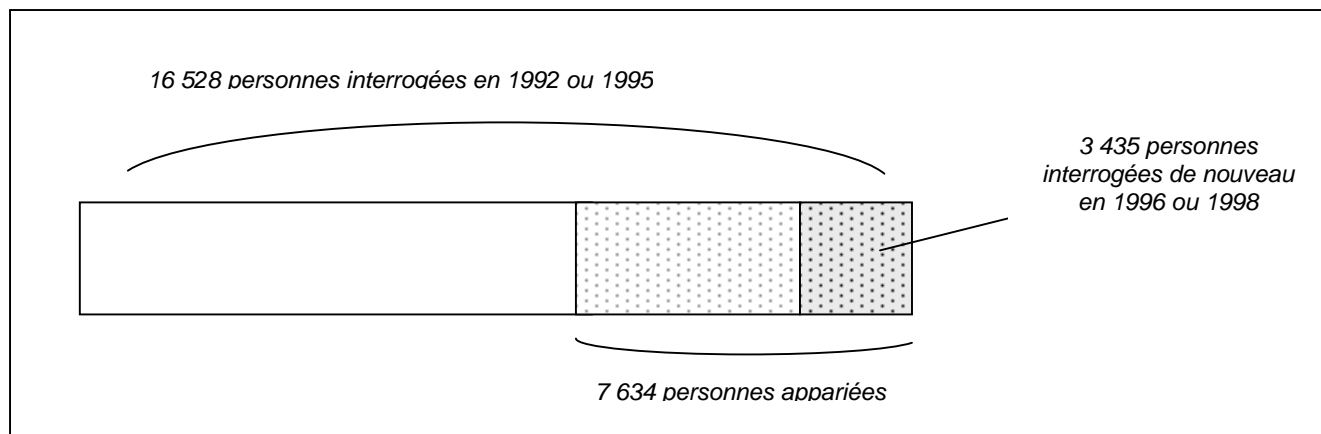
**Graphique n° 11**  
**Données appariées et sélection de la population étudiée**



Nous avons donc sélectionné pour notre étude tous les individus pour lesquels les données ont pu être appariées en 1992 ou en 1995, et qui ont été interrogés une nouvelle fois, respectivement en 1996 ou en 1998.

Plus de 16 000 personnes ont été interrogées en 1992 ou en 1995. Pour environ la moitié d'entre elles (7 364 personnes), nous disposons des données administratives. Parmi celles-ci, dans une perspective longitudinale, nous étudions les personnes qui ont renouvelé leur participation à l'enquête lors du troisième cycle d'enquête, c'est-à-dire en 1996 ou 1998. Comme l'illustre le graphique suivant, la population sur laquelle porte notre étude est ainsi composée de 3 435 individus.

**Graphique n° 12**  
**Constitution de l'échantillon de travail**



## 4.2. Quelle mesure de l'état de santé ?

Au cours de l'enquête, chaque personne interrogée doit remplir un questionnaire "santé" individuel. Le principe de ce questionnaire est d'établir un recueil de la morbidité déclarée à un moment donné. Une liste de maladies classées par grands groupes est proposée aux enquêtés. L'objectif de cette liste est d'aider la personne à ne pas oublier certains groupes d'affections. Des questions portant sur les antécédents chirurgicaux subis, les régimes alimentaires, les difficultés quotidiennes de déplacement, le port de prothèses, l'état de la dentition, les habitudes en matière de tabac et la consommation de médicament(s) la veille du jour de remplissage du questionnaire santé permettent également de compléter la morbidité déclarée. A partir de ces informations, il est possible de construire plusieurs indicateurs de l'état de santé.

### 4.2.1. Quatre indicateurs complémentaires

Le premier indicateur proposé est un compteur d'affections chroniques ou répétitives, les troubles de la réfraction et les affections dentaires étant mises à part. De par leur caractère passager et le plus souvent sans gravité, les pathologies aiguës n'ont donc pas été prises en compte. En effet, une maladie chronique déclarée lors d'une première participation à l'enquête a une forte probabilité d'être déclarée lors d'une seconde, voire d'une troisième participation. L'apparition de nouvelles affections durables est alors relativement facile à mesurer et traduit une aggravation de l'état de santé.

Un deuxième indicateur concerne la perception individuelle de l'état de santé : chaque enquêté s'attribue une note dite "subjective", allant de 0 en cas de mauvaise santé à 10 si l'état de santé est jugé excellent.

Le troisième et le quatrième indicateur ont été mis au point par le CREDES. Le risque vital et l'invalidité sont des synthèses médicales des informations recueillies dans le questionnaire "santé". Ces deux variables, chiffrées par des médecins codificateurs au vu du questionnaire, permettent de classer les individus de manière simple en différents groupes selon une échelle de gravité au plan médical et au plan du handicap. Plus précisément, le risque vital est une synthèse de l'influence de la morbidité et des facteurs de risque sur le pronostic vital. Chaque individu se voit attribuer un niveau entre 0 et 5 (0 : Aucun indice de risque vital, 5 : Pronostic sûrement mauvais). Le degré d'invalidité quant à lui constitue une synthèse de l'influence des diverses pathologies sur le niveau d'invalidité, invalidité à la fois physique et psychique. Il se base sur les pathologies déclarées, mais aussi sur le niveau de handicap pour se déplacer ou faire sa toilette, sur le port d'une prothèse (lunettes, appareil auditif, ...), et sur l'état dentaire. A chaque individu est associé un degré compris entre 0 et 7 (0 : Pas de gêne, 7 : Alitement permanent).

De par leur définition, il doit exister une liaison significative sur le plan statistique entre ces quatre indicateurs. Puisque les indicateurs prennent la forme de variables ordinales, c'est-à-dire qu'elles indiquent un degré de gravité, perçu ou estimé, elles peuvent donc s'assimiler à des variables discrètes quantitatives et donner lieu à des calculs de moyennes, de variances et de covariances, et de coefficients de corrélation.

**Tableau n° 5**  
**Matrice des coefficients de corrélation des indicateurs d'état de santé**

	Risque vital	Invalidité	Nombre de maladies	Note subjective
Risque vital	1			
Invalidité	0,69	1		
Nombre de maladies	0,60	0,67	1	
Note subjective	-0,48	-0,54	-0,51	1

Un coefficient de l'ordre de 0,60 en valeur absolue indique une assez bonne corrélation. Comme on pouvait s'y attendre on observe que l'invalidité et le risque vital sont fortement corrélés, ainsi que l'invalidité et le nombre de maladies déclarées. Quant à la note subjective, elle est corrélée dans une moindre mesure avec les autres variables. Cela s'explique par le fait qu'elle varie peu d'un individu à l'autre : bien que la distribution soit dissymétrique, la note moyenne, tout comme la médiane (valeur qui partage en deux effectifs égaux les observations) et le mode (valeur de la variable qui se rencontre le plus souvent) sont à 8. Par ailleurs, le signe du coefficient est négatif puisque son échelle de valeurs va dans le sens inverse des autres indicateurs, 0 indiquant un mauvais état de santé.

#### **4.2.2. Construire un indicateur synthétique**

Dès lors, afin de mettre à profit l'information contenue par ces différents indicateurs et parce qu'ils sont liés, une analyse multidimensionnelle est nécessaire. Son intérêt est de définir l'état de santé d'un individu, non plus au regard d'un seul indicateur, mais en tenant compte à la fois de tous les indicateurs considérés et des interactions qui existent entre eux. La méthodologie adoptée ici comprend tout d'abord une analyse en composantes principales (cf. encadré méthodologique), qui permet de définir et d'interpréter la structure des données. Puis, une classification ascendante hiérarchique a été menée sur les valeurs des indicateurs d'état de santé, afin de regrouper les individus selon leur situation dans la structure des données.

Pour que l'analyse en composantes principales (ACP) reflète l'état de santé global de chaque individu, seules trois variables actives sont considérées : le degré d'invalidité, le risque vital et le nombre de maladies chroniques. La note subjective n'a pas été retenue comme variable active, du fait de sa moindre corrélation avec les autres indicateurs.

Cette méthode a tout d'abord été appliquée aux données de la période t (1992 et 1995), et nous a permis de classer les individus en fonction de leurs caractéristiques.



### 4.2.3. Analyse exploratoire des données

#### 4.2.3.1. L'analyse en composantes principales

Les résultats de l'ACP sont représentés dans le graphique ci-dessous (pour une interprétation détaillée, voir encadré).

#### **Quelques rappels méthodologiques sur l'ACP et sa représentation graphique**

##### **Objectif**

L'analyse en composantes principales est réalisée dans le but d'évaluer la ressemblance entre les individus et d'étudier la liaison entre les variables.

##### **Méthode**

En présence des 3 variables d'intérêt (risque vital, invalidité et nombre de maladies), chaque individu est un point défini par 3 coordonnées et considéré comme un élément d'un espace vectoriel E appelé espace des individus. L'ACP vise à réduire la dimension de l'espace E afin de faciliter la représentation des individus. Il s'agit pour cela de rechercher dans E un axe sur lequel le nuage des individus se déforme le moins en projection. L'axe ainsi obtenu est appelé première composante principale ou premier axe factoriel. Une fois cet axe déterminé, un second axe est recherché, toujours de façon à ce que le nuage se déforme le moins en projection, après le premier, et tout en étant orthogonal au premier axe. Le processus est réitéré jusqu'à l'obtention, ici, de 3 axes. La particularité des axes factoriels réside dans leur capacité à « résumer » le nuage : elle se détériore au fur et à mesure que l'on observe des axes de rang élevé. Cette première approche constitue l'« analyse directe » des données.

##### **Interprétation (du graphique représenté ci-dessous).**

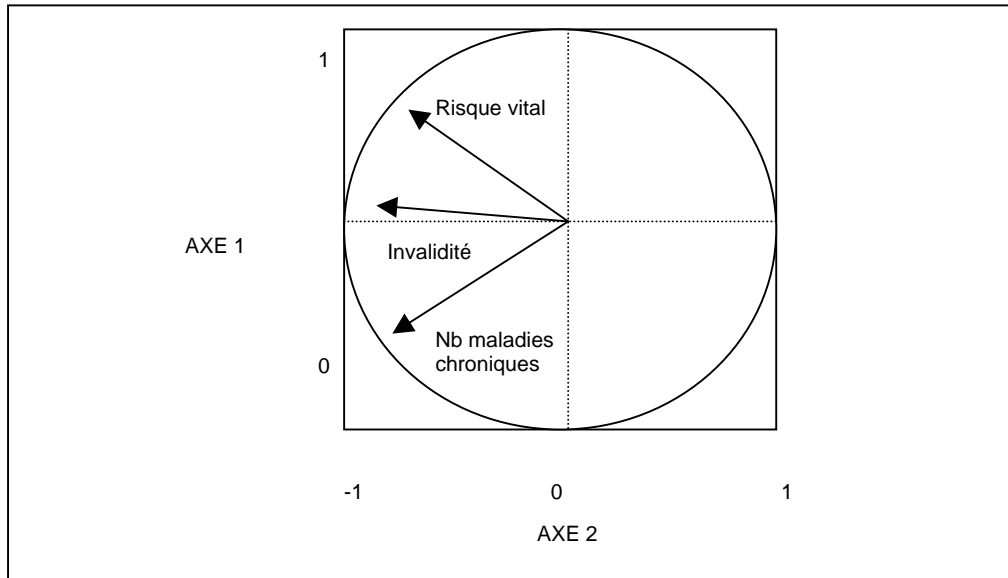
L'interprétation des résultats peut se faire à partir d'un graphique dans lequel chaque variable est représentée par une flèche, caractérisée à la fois par sa longueur et sa direction.

Plus une flèche est longue, et donc proche du cercle, mieux elle est représentée sur le plan factoriel. Autrement dit elle caractérise bien les individus.

En ce qui concerne la direction, on observe les angles que forment les flèches avec les deux axes. Plus l'angle entre la flèche et un axe est faible, plus la variable est explicative de cet axe. Ainsi le premier axe est caractérisé par le risque vital, le nombre de maladies chroniques et l'invalidité. En revanche, le second n'est caractérisé (et dans une moindre mesure) que par le risque vital et le nombre de maladies chroniques. A contrario, l'invalidité, qui est orthogonale à cet axe ne le caractérise en rien.

Pour finir, si les flèches pointent dans la même direction, les variables sont corrélées positivement (par exemple les personnes qui ont un risque vital élevé ont aussi une invalidité et un nombre de maladies chroniques élevé). A l'inverse, si elles pointent dans deux directions opposées, les variables sont corrélées négativement (ainsi, l'axe 2 oppose des personnes qui ont un nombre de maladie élevé et un risque vital faible à d'autres qui présentent les caractéristiques inverses).

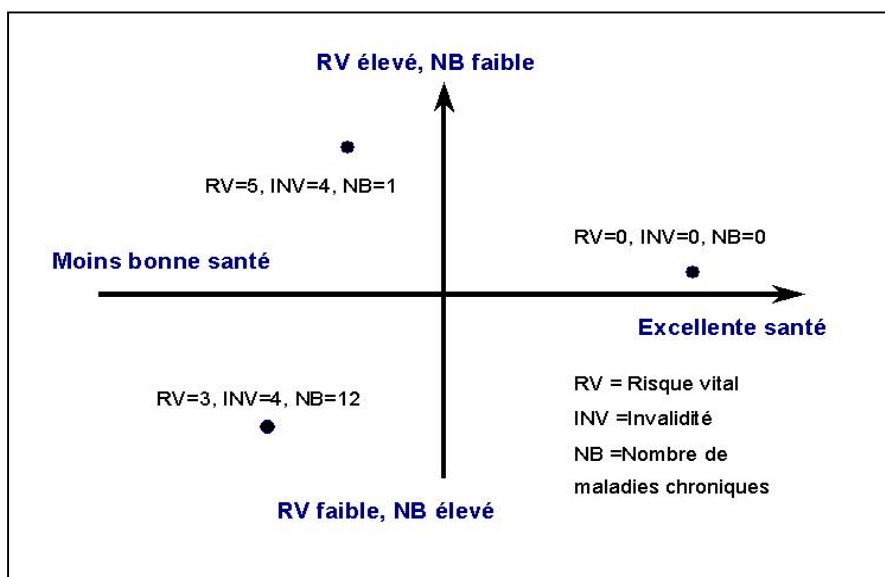
**Graphique n° 13**  
**Représentation des variables continues actives dans le premier plan factoriel**



Sachant que les trois variables actives sont corrélées positivement entre elles, il est normal de constater qu'elles sont proches et très bien représentées sur le premier axe. Toutes les variables sont projetées du même côté du premier axe : la première composante principale définit ainsi un "facteur taille". Autrement dit, le premier axe met en évidence l'opposition entre les individus en bonne santé et les moins bien portants.

Sur le second axe, seuls le risque vital et le nombre de maladies chroniques sont bien représentés. On observe que ces deux variables sont projetées à l'opposé l'une de l'autre. Cela indique que, parmi les individus les moins bien portants, certains peuvent avoir un risque vital élevé alors qu'ils n'ont déclaré aucune maladie chronique, et inversement. Ce résultat s'explique, entre autres facteurs, par la prise en compte du comportement tabagique qui peut entraîner l'attribution d'un risque vital élevé, alors même qu'aucune maladie chronique n'a été déclarée. Pour mieux illustrer ce phénomène on peut représenter quelques individus types sur les deux premiers axes de l'ACP.

**Graphique n° 14**  
**Exemple de représentation des individus sur les deux premiers axes de l'ACP**



L'information sur la structure des données étant restituée à 75% par le premier axe, et les trois variables actives étant très bien représentées sur celui-ci, c'est la première composante principale qui prime dans l'interprétation de la structure des données : l'opposition entre les personnes en bonne santé et les moins bien portantes.

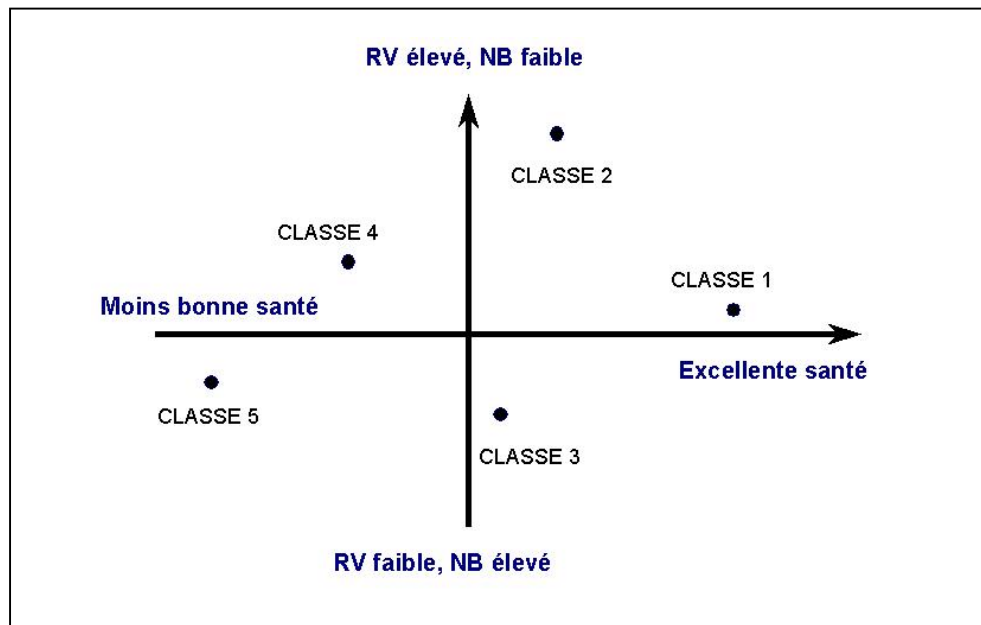
#### 4.2.3.2. Regrouper les individus en classes homogènes

Guidés par l'ACP, l'objectif de la classification est de découper la population étudiée en groupes homogènes du point de vue de l'état de santé, et plus particulièrement de faire apparaître une classe constituée de personnes en excellente santé, une classe regroupant les moins bien portants, et des classes intermédiaires. On regroupe les individus en fonction de leur proximité simultanée sur les différents indicateurs d'état de santé.

La classification a été réalisée sur les données de la période t. Pour la confirmer, nous avons de nouveau appliqué la méthodologie aux données de la période t+1.

Pour ces deux périodes, 5 classes ayant des caractéristiques similaires ont été obtenues. Elles sont représentées sur le graphique suivant dans le premier plan factoriel de l'ACP. Les changements de classe d'appartenance des individus, entre les deux périodes d'observations, forment alors des trajectoires qui pourront être interprétées en termes d'évolution de l'état de santé individuel.

**Graphique n° 15**  
**Exemple de représentation des classes d'état de santé sur les deux premiers axes de l'ACP**



Comme il a été mentionné précédemment, les trois indicateurs d'état de santé utilisés dans l'analyse factorielle ont été assimilés à des variables discrètes quantitatives. Elles peuvent donc donner lieu à des calculs de moyennes que nous désignons ici par scores moyens. Nous pouvons alors présenter les caractéristiques des cinq classes d'individus obtenues pour la période t en termes de score moyens. A titre indicatif nous présentons également la note subjective moyenne de chaque classe, ainsi que la moyenne d'âge.

**Tableau n° 6**  
**Caractérisation des classes par les indicateurs d'état de santé et l'âge, à la période t**

Classe	Effectif	Risque Vital *	Invalidité *	Nbre de maladies chroniques *	Note subjective **	Age ** (écart-type)
1	933	0,00	0,97	0,19	9,17	20,74 (15,3)
2	684	1,46	1,54	0,35	8,72	36,11 (11,7)
3	599	0,44	2,81	1,46	8,12	36,86 (18,1)
4	870	2,54	3,21	1,69	7,52	48,00 (15,5)
5	349	3,24	3,95	4,86	6,19	61,46 (12,5)

\* variable active lors de la classification

\*\* variable illustrative

Comme l'indique l'ordre croissant des scores moyens, les classes ont été ordonnées de façon à ce que le passage à une classe de rang plus élevé corresponde à une détérioration de l'état de santé. Alors que la première classe se caractérise par une population jeune et en excellente santé, les membres de la classe 5 se distinguent principalement par le nombre élevé d'affections dont ils sont atteints, et la moyenne d'âge est supérieure à 60 ans.

La classe 2 est en revanche la classe atypique de la partition obtenue, puisqu'elle ne suit pas exactement le schéma de détérioration de l'état de santé associé à l'ordre croissant des classes. Les individus qui la composent ont tous un risque vital de niveau au moins égal à 1, alors que le nombre moyen d'affections chroniques déclarées est inférieur à l'unité. Ce constat illustre le phénomène révélé par la seconde composante principale de l'ACP : des facteurs de risque tels que le comportement tabagique entraînent l'attribution d'un risque vital non nul, y compris lorsqu'aucune maladie chronique n'a été déclarée.

**Tableau n° 7**  
**Caractérisation des classes par le comportement tabagique**

	Classe 1	Classe 2	Classe 3	Classe 4	Classe 5
Fumeurs	12 %	56 %	12 %	33 %	16 %
Anciens fumeurs	23 %	17 %	23 %	22 %	29 %
Total	35 %	73 %	35 %	55 %	45 %

Au total, la classe 2 dite "des fumeurs" étant mise à part, les trois indicateurs sélectionnés en tant que variables actives dans l'ACP prennent des valeurs plus élevées au fur et à mesure que l'ordre des classes augmente, parallèlement, la perception de l'état de santé par les individus eux-mêmes, devient plus pessimiste.

On peut donc en conclure qu'entre les deux points d'enquête, le passage, pour un individu donné, à une classe de rang plus élevé s'interprète bien comme une détérioration de son état de santé. Il faut d'ailleurs remarquer que si la moyenne d'âge par classe augmente de façon régulière avec l'ordre des classes, c'est parce que l'état de santé se dégrade avec l'âge, ce qui n'implique pas que les individus passent à la classe supérieure d'une période à l'autre du simple fait de leur vieillissement. Il doit y avoir une réelle détérioration de l'état de santé pour que cela se produise.

#### 4.2.4. Les trajectoires individuelles d'état de santé

Examinons désormais les éventuels changements de classe d'appartenance des individus, ou trajectoires individuelles, entre les deux points d'observations. Suivant le rang de la classe de départ, en 1992 ou 1995, et de celle d'arrivée, en 1996 ou 1998, on peut déterminer si l'état de santé de l'individu est resté stable, s'est amélioré ou bien s'est détérioré.

**Tableau n° 8**  
**Fréquence des trajectoires individuelles entre classes d'état de santé, sur 4 ans**

Classe de départ	Classe d'arrivée	Effectif	%
<b>Stabilité de l'état de santé</b>			
1	1	552	16,07
2	2	368	10,71
3	3	231	6,72
4	4	258	7,51
5	5	182	5,30
	<b>Sous-total</b>	<b>1 591</b>	<b>46,31</b>
<b>Détérioration de l'état de santé</b>			
1	2, 3, 4	381	11,09
2	3, 4 ou 5	129	3,75
3	4 ou 5	78	2,27
4	5	64	1,86
	<b>Sous-total</b>	<b>652</b>	<b>18,97</b>
<b>Amélioration de l'état de santé</b>			
2	1	187	5,44
3	1 ou 2	290	8,45
4	1, 2 ou 3	548	15,95
5	2, 3 ou 4	167	4,86
	<b>Sous-total</b>	<b>1 192</b>	<b>34,70</b>

Ce tableau récapitulatif des trajectoires d'état de santé révèle que la majorité des individus ont un état de santé stable à quatre ans d'intervalle, ce qui confirme que les deux partitions, construites séparément pour chaque point d'observation, sont bien dans la continuité l'une de l'autre.

De prime abord, constater que plus d'un tiers de la population étudiée a vu son état de santé s'améliorer, sur 4 ans, peut paraître surprenant. Plusieurs explications peuvent être avancées.

- En premier lieu, on sait que les personnes les plus malades ne répondent pas aux enquêtes, il est donc possible que l'amélioration de l'état de santé moyen traduise en partie le fait que les personnes dont l'état de santé s'est le plus détérioré dans l'intervalle ont plus souvent quitté l'enquête.
- La deuxième explication relève de l'évolution particulière de certaines pathologies et du biais de déclaration qui en résulte. A titre d'exemple, mentionnons le cas de l'asthme, pouvant se

manifester par des crises fréquentes pendant l'adolescence, puis ne jamais réapparaître. Lorsqu'une personne enquêtée a déclaré être atteinte d'asthme lors de sa première participation, parce qu'elle en souffrait effectivement, et ne l'a plus déclaré par la suite, parce que les crises avaient disparu, nous observons alors une amélioration globale de son état de santé.

- La troisième explication concerne le cas moins fréquent de l'apparition de tumeurs à un moment donné. Qu'elle soit bénigne ou maligne, lorsqu'une tumeur est traitée avec succès, une tumeur au sein par exemple, l'état de santé de la personne qui en est atteinte est meilleur quatre ans après que pendant la période de traitement.
- Une autre explication concerne plus particulièrement le comportement tabagique. Un individu qui fume à la période  $t$  se voit attribuer un risque vital élevé. Si cet individu arrête de fumer, il aura un risque vital moindre en  $t+1$ .
- Enfin, on ne peut exclure qu'il s'agisse là d'un biais de codage : une partie des données sont chiffrées par des médecins codificateurs et on ne peut exclure qu'ils aient été plus "optimistes" dans la seconde période que dans la première. Ce biais va toutefois à l'encontre d'une tendance attestée de plus grande fréquence de déclaration des pathologies par les individus (les individus connaissent mieux leurs maladies aujourd'hui qu'auparavant, ils ont peut être aussi moins de réticences à en avouer certaines).

### **4.3. Impact de la consommation médicale sur l'évolution de l'état de santé**

Nous avons défini une mesure de l'état de santé individuel à une période donnée et examiné de quelle manière elle évolue entre les deux points d'observation dont nous disposons. On s'intéresse maintenant à la consommation de soins médicaux afin d'analyser son influence sur l'évolution de l'état de santé. Les données administratives de consommation médicale associées à l'EPAS relatent les dépenses annuelles individuelles ayant donné lieu à une demande de remboursement par l'assurance maladie. Puisque nous travaillons à partir des données de deux années distinctes, 1992 et 1995, et afin de rendre comparables les niveaux de dépense, les dépenses de 1992 ont été converties en francs 95<sup>29</sup>. Parmi les différents postes de dépenses nous avons isolé les dépenses correspondant à des actes pratiqués par des médecins, généralistes et spécialistes, les dépenses correspondant à des produits pharmaceutiques, ainsi que les dépenses d'hospitalisation.

#### **4.3.1. Choix des variables de consommation médicale**

Dans un premier temps nous avons observé la relation entre les trois postes de dépense médicale retenus. Le tableau suivant indique que la dépense pharmaceutique est positivement mais pas fortement corrélée avec la dépense en séances de médecins. Quant à la dépense d'hospitalisation elle est très faiblement liée aux deux autres dépenses.

---

<sup>29</sup> Les dépenses de 1992 ont été multipliées par 1,067.

**Tableau n° 9**  
**Matrice des coefficients de corrélation des postes de dépense médicale**

	Dépense d'hospitalisation	Dépense en séances de médecins	Dépense pharmaceutique
Dépense d'hospitalisation	1		
Dépense en séances de médecins	0,28	1	
Dépense pharmaceutique	0,15	0,49	1

Ces faibles corrélations s'expliquent notamment par des fréquences de recours très différentes aux trois types de soins considérés. En particulier, le taux d'hospitalisation est de l'ordre de 15% dans la population observée, alors que le taux de consommation pharmaceutique atteint 85%.

Ce constat nous amène à construire quatre variables de consommation médicale. En premier lieu, concernant l'hospitalisation, nous caractérisons les individus par le fait d'avoir été hospitalisé au moins une fois au cours de l'année d'observation. Ensuite, à partir de la dépenses en séances de médecins (consultations ou visites) nous avons calculé le nombre de séances de médecins généralistes d'une part, et de médecins spécialistes d'autre part. Enfin, nous conservons la dépense pharmaceutique telle quelle.

#### 4.3.2. Consommation médicale et classe d'état de santé

Caractériser les classes d'état de santé à l'aide des variables de consommation médicale permet d'illustrer la relation entre état de santé et consommation de soins à une période donnée.

Tout d'abord, comme nous pouvions nous y attendre, le taux d'hospitalisation augmente lorsque l'état de santé se dégrade. Ainsi 10 % des personnes appartenant aux classes 1 et 2 ont été hospitalisées au moins une fois au cours de l'année d'observation, alors que le taux d'hospitalisation passe à 15% pour les classes 3 et 4, et atteint 25% pour la classe 5.

**Tableau n° 10**  
**Consommation de produits pharmaceutiques selon la classe d'état de santé**

Classe	Effectif	Taux de consommateurs	Borne inférieure IC 95%	Dépense moyenne	Borne supérieure IC 95%
1	933	82 %	611,91 F	659,15 F	706,39 F
2	684	77 %	699,68 F	769,93 F	840,17 F
3	599	85 %	1 061,76 F	1 175,68 F	1 289,60 F
4	870	89 %	1 955,42 F	2 109,48 F	2 263,53 F
5	349	97 %	4 517,56 F	4 963,58 F	5 409,59 F

On observe également une nette augmentation de la dépense pharmaceutique moyenne avec l'ordre des classes d'état de santé.

Une réserve méthodologique doit cependant être évoquée ici car nous ne disposons pas dans les fichiers de prestations des pathologies ayant motivé les consultations ou visites. Nous ne pouvons

donc pas distinguer les séances réalisées pour des pathologies aiguës, ou pour des motifs administratifs, de séances effectuées pour des pathologies chroniques. Par la suite, il sera donc délicat de mettre en relation directement la consommation de séances et l'évolution de l'état de santé.

**Tableau n° 11**  
**Consommation de séances de médecins selon la classe d'état de santé**

	Classe 1	Classe 2	Classe 3	Classe 4	Classe 5
<b>Généralistes</b>					
<b>aucune séance</b>	23,26 %	26,61 %	19,87 %	14,02 %	4,30 %
<b>1 ou 2 séances</b>	31,19 %	28,22 %	27,55 %	19,43 %	8,02 %
<b>de 3 à 6 séances</b>	30,33 %	31,73 %	32,22 %	33,10 %	27,22 %
<b>plus de 6 séances</b>	15,22 %	13,45 %	20,37 %	33,45 %	60,46 %
<b>Spécialistes</b>					
<b>aucune séance</b>	43,41 %	49,27 %	36,73 %	38,74 %	24,64 %
<b>1 séance</b>	22,94 %	22,08 %	21,54 %	17,01 %	12,61 %
<b>plus de 1 séance</b>	33,65 %	28,65 %	41,74 %	44,25 %	62,75 %

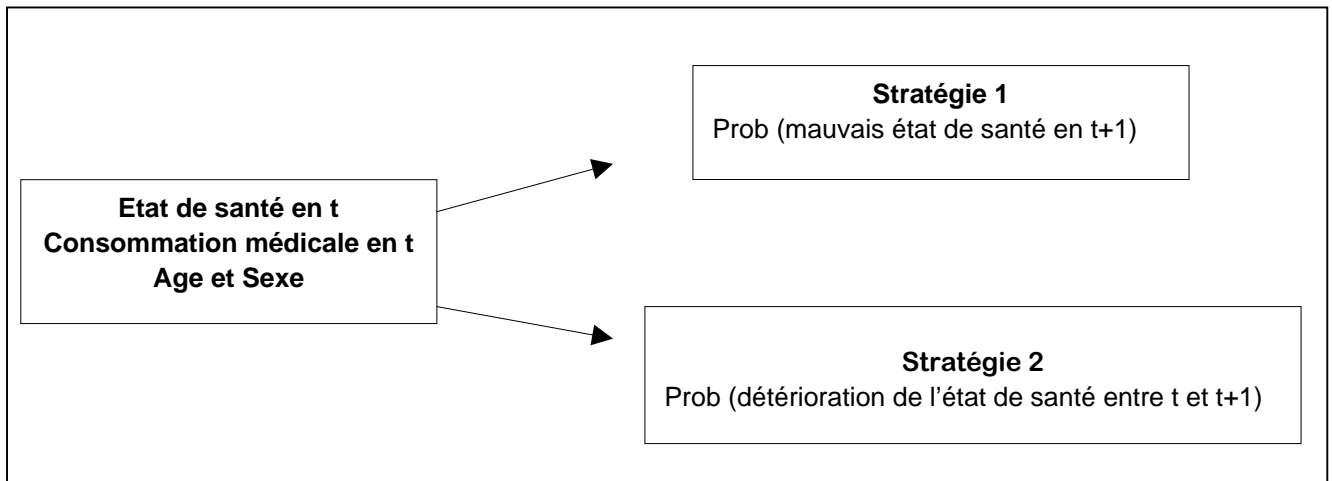
De manière générale, au fur et à mesure que l'état de santé se dégrade le nombre de séances de médecins augmente. Toutefois, les personnes appartenant à la classe 2 doivent être considérées à part. En effet, comme nous l'avons vu précédemment, la plupart d'entre elles sont des fumeurs ou des anciens fumeurs, qui se caractérisent par un risque vital non nul bien que le nombre de maladies chroniques dont ils déclarent être atteints ne soit pas très élevé. Très logiquement, ils consultent donc relativement peu souvent les médecins.



### 4.3.3. Modélisation et résultats

#### 4.3.3.1. Quelles modélisations de la relation longitudinale ?

La relation instantanée entre l'état de santé et la consommation de soins n'étant plus à démontrer, il s'agit désormais de déterminer dans quelle mesure le fait d'être hospitalisé au moins une fois, de consommer en pharmacie ou de voir un médecin sur une période donnée  $t$ , a une influence sur l'évolution de l'état de santé entre les périodes  $t$  et  $t+1$ . En intégrant également comme variable explicative l'état de santé initial, c'est-à-dire celui observé à la période  $t$ , en ajustant sur le l'âge et le sexe, nous avons confronté deux approches, schématisées ci-dessous.



- La première approche consiste à modéliser la probabilité pour un individu d'avoir un mauvais état de santé en  $t+1$ , en fonction de son état de santé en  $t$  et de la consommation médicale en  $t$ .
- La seconde approche consiste à modéliser la probabilité pour un individu d'avoir un moins bon état de santé en  $t+1$  qu'en  $t$ , en fonction de son état de santé en  $t$ , et de la consommation médicale en  $t$ .

Pour ce faire, nous procédons à des régressions logistiques. Ce type de modélisation permet de contrôler la relation entre consommation de soins et état de santé à la date finale par l'impact possible d'autres facteurs (qu'on pourrait appeler facteurs de confusion), comme l'âge ou le sexe., qui sont des déterminants particulièrement importants et potentiellement autonomes de l'état de santé.<sup>30</sup>

Afin d'évaluer l'influence de la consommation médicale à état de santé initial donné, nous utilisons la classe d'état de santé en  $t$  comme variable explicative. Cette variable synthétique résume bien à elle seule le nombre de maladies chroniques ou répétitives déclarées par chaque individu, le degré d'invalidité et le niveau de risque vital. En outre, nous introduisons ici comme variable explicative la note subjective d'état de santé que se sont attribués les individus, car elle est susceptible de compléter l'information sur l'état de santé.

Dans une première analyse nous nous sommes basés sur les classes d'état de santé pour déterminer un mauvais état de santé en  $t+1$ . Aucun résultat significatif n'a été obtenu, ce qui peut être expliqué par le fait que l'impact des soins sur l'état de santé ne serait visible qu'à plus long terme que ce que l'on peut capter par les données actuellement disponibles. A court terme les effets sont peut-être observables sur les indicateurs d'état de santé pris de façon distincte.

<sup>30</sup> Initialement nous avons testé d'autres variables socio-démographiques, notamment la PCS, le revenu, et le fait d'avoir une couverture complémentaire, mais elles ne se sont pas révélées significatives.

Dans les deux approches longitudinales présentées ici, nous avons donc choisi de considérer successivement le degré d'invalidité, le risque vital, le nombre de maladies chroniques et la note subjective comme indicateurs d'état de santé en t+1.

Nous ne considérons pas ici les individus dont l'état de santé en t est déjà mauvais, autrement dit nous excluons les individus appartenant à la classe d'état de santé 5 en t. La population d'intérêt est donc désormais composée de 3 086 individus. Dans chaque modèle la population de référence est composée des hommes âgés de 18 à 64 ans, dont l'état de santé initial est excellent, c'est-à-dire appartenant à la classe 1 d'état de santé et s'étant attribués une note excellente, 10. En ce qui concerne la consommation médicale, nous prenons comme référence les personnes n'ayant consommé aucune séance de médecins, ni de spécialiste, ni de généraliste, n'ayant pas été hospitalisées et ayant eu une dépense pharmaceutique annuelle inférieure à 820,47 F (la dépense pharmaceutique a été décomposée en quatre tranches, définies au vu de la distribution).

#### **4.3.3.2. Déterminants d'un mauvais état de santé en t+1 (stratégie 1)**

Pour expliquer la probabilité pour un individu d'être en mauvaise santé en t+1, au vu de chacun des quatre indicateurs d'état de santé considérés, nous avons construit quatre modèles. Pour chacun d'entre eux nous présentons uniquement les variables ayant une influence significative, et pour chaque variable nous indiquons en gras la modalité de référence. L'âge et le sexe ont été introduits dans chaque modèle en tant que variables de contrôle. Comme ils sont systématiquement significatifs, de signe attendu, et qu'ils ont un effet comparables, nous ne présentons pas ces deux variables dans les tableaux de résultats.

Les deux variables explicatives d'état de santé, classe et note subjective en t, sont également introduites dans le modèle dans une perspective d'ajustement, et non dans le but d'observer leur influence sur l'état de santé en t+1. Elles sont toutes deux significatives, ce qui indique bien leur complémentarité. En outre, elles ont des effets comparables dans les différents modèles : plus l'état de santé initial est mauvais, plus la probabilité d'être en mauvaise santé à la période suivante est élevée.

**Premier modèle : le degré d'invalidité comme indicateur d'état de santé**

Nous rappelons que la spécificité du degré d'invalidité réside dans le fait qu'il prend en considération le niveau de handicap psychique et physique. A chaque individu peut être associé un degré compris entre 0 et 7 (0 : Pas de gêne, 7 : Alitement permanent). Nous considérons ici comme mauvais état de santé un degré d'invalidité supérieur ou égal à 4 : Doit restreindre un peu ses activités professionnelles ou domestiques. A la période t+1, c'est-à-dire en 1998, 18,9% des personnes de notre échantillon peuvent alors être considérées en mauvais état de santé, du point de vue de l'invalidité.

**Tableau n° 12**  
**Facteurs influençant la probabilité d'avoir un degré d'invalidité supérieur ou égal à 4 en t+1**

	ODD RATIO	INFLUENCE	SIGNIFICATIVITE
<b>Etat de santé à la période t</b>			
<b>Classe d'état de santé</b>			
1	1		
2	1,741	+	**
3	3,365	+	***
4	7,307	+	***
<b>Note subjective d'état de santé</b>			
De 0 à 7	3,099	+	***
8	1,646	+	**
9	1,498		NS
10	1		
<b>Consommation médicale sur la période t</b>			
<b>Séances de généralistes</b>			
Aucune	1		
1 ou 2	0,667		NS
De 3 à 6	0,633		NS
Plus de 6	0,553	-	*
<b>Dépense pharmaceutique</b>			
Aucune	0,877		NS
<b>] 0 F ; 820,47 F]</b>	1		
] 820,47 F ; 1957,38 F]	1,297		NS
> 1957,38 F	2,966	+	***

Significativité \* 0.05 < p < 0.01, \*\* p < 0.01, \*\*\* p < 0.001, NS non significatif 85,2% des paires sont concordantes.

NB : un odds ratio (OR) supérieur à l'unité indique un accroissement de la probabilité d'être en mauvaise santé, par rapport à la population de référence, d'où le signe positif de l'influence.

Ni le fait d'avoir été hospitalisé au moins une fois, ni le nombre de séances de spécialistes ne semblent avoir une influence sur le fait d'avoir un degré d'invalidité supérieur ou égal à 4, à la période t+1. Ces variables ne figurent donc pas dans le tableau ci-dessus.

En ce qui concerne les séances de généralistes, le modèle révèle que le fait d'avoir effectué au moins 7 consultations ou visites par an dans la période initiale aurait un effet protecteur sur l'invalidité quatre ans plus tard.

On peut penser qu'il s'agit de situations dans lesquelles l'individu fréquente régulièrement un médecin pour que celui-ci lui prescrive des traitements au long cours. Autrement dit, on pourrait voir là un effet de la prévention secondaire et tertiaire : les malades chroniques qui se soignent régulièrement évitent des complications invalidantes.

On peut aussi penser qu'un tel résultat reflète l'expérience d'une personne ayant souffert d'une coxarthrose en t et qui s'est fait opérer en t+1.

Les personnes ayant eu une dépense pharmaceutique annuelle supérieure à 1957,38F, à la période t, ont un risque plus important d'avoir un mauvais état de santé à la période t+1, du point de vue de l'incapacité fonctionnelle. Ce résultat contre intuitif révèle sans doute une forte endogénéité de la dépense pharmaceutique : le fait de passer à l'analyse longitudinale ne suffit pas à gommer le fait que l'on consomme avant tout quand on est malade et le médicament peut freiner une aggravation, sans pour autant conduire à une réversibilité.

**Deuxième modèle : le risque vital comme indicateur d'état de santé**

Le risque vital est une synthèse de l'influence de la morbidité et des facteurs de risques, en particulier du comportement tabagique, sur le pronostic vital. Les individus se voient attribuer un niveau de risque situé entre 0 et 5 (0 : Aucun indice de risque vital, 5 : Pronostic sûrement mauvais).

On considère ici comme mauvais état de santé un risque vital supérieur ou égal à 3 : Risque possible sur le plan vital.

**Tableau n° 13**  
**Facteurs influençant la probabilité d'avoir un risque vital supérieur ou égal à 3 en t+1**

	ODD RATIO	INFLUENCE	SIGNIFICATIVITE
<b>Etat de santé à la période t</b>			
<b>Classe d'état de santé</b>			
1	1		
2	3,719	+	***
3	2,167	+	**
4	10,901	+	***
<b>Note subjective d'état de santé</b>			
De 0 à 7	1,471	+	*
8	1,194		NS
9	1,165		NS
10	1		
<b>Consommation médicale sur la période t</b>			
<b>Dépense pharmaceutique</b>			
Aucune [0 F ; 820,47 F]	0,641 1		NS
] 820,47 F ; 1957,38 F]	1,17		NS
> 1957,38 F	2,342	+	***
<b>Hospitalisation</b>			
Aucune	1		
Au moins 1	1,393	+	*

Significativité \* 0.05 < p < 0.01, \*\* p < 0.01, \*\*\* p < 0.001, NS non significatif 82,9 % des paires sont concordantes.

Les séances de généraliste et de spécialiste ne sont pas significatives dans ce modèle. Nous observons ici de nouveau un problème d'endogénéité : une dépense pharmaceutique élevée, et le fait d'avoir été hospitalisé au moins une fois accroissent le risque pour un individu d'être en mauvaise santé en t+1, du point de vue du risque vital.

**Troisième modèle : le nombre de maladies chroniques ou répétitives comme indicateur d'état de santé**

Nous rappelons que lors de la construction du compteur d'affections chroniques ou répétitives, les troubles de la réfraction et les affections dentaires sont exclues, à cause de leur caractère passager et le plus souvent sans gravité.

**Tableau n° 14**  
**Facteurs influençant la probabilité d'avoir plus de 2 maladies chroniques ou répétitives en t+1**

	ODD RATIO	INFLUENCE	SIGNIFICATIVITE
<b>Etat de santé à la période t</b>			
<b>Classe d'état de santé</b>			
1	1		
2	1,389		NS
3	3,149	+	***
4	5,654	+	***
<b>Note subjective d'état de santé</b>			
De 0 à 7	2,102	+	***
8	1,581	+	**
9	1,303		NS
10	1		
<b>Consommation médicale sur la période t</b>			
<b>Séances de généralistes</b>			
<b>Aucune</b>	1		
1 ou 2	1,795	+	*
De 3 à 6	1,829	+	*
Plus de 6	1,566		NS
<b>Séances de spécialistes</b>			
<b>Aucune</b>	1		
Au moins 1	1,416	+	*
<b>Dépense pharmaceutique</b>			
Aucune	0,78		NS
<b>[ 0 F ; 820,47 F ]</b>	1		
[ 820,47 F ; 1957,38 F ]	1,536	+	**
> 1957,38 F	2,724	+	***

Significativité \* 0.05 < p < 0.01, \*\* p < 0.01, \*\*\* p < 0.001, NS non significatif 82,92 % des paires sont concordantes.

Dans ce modèle, trois variables de consommation médicale sont significatives. Toutefois, comme dans le modèle précédent, elles indiquent qu'une consommation importante à la période t est associée à un mauvais état de santé en t+1.

**Quatrième modèle : la note subjective comme indicateur d'état de santé**

La note subjective concerne la perception individuelle de l'état de santé : chaque enquêté s'attribue une note dite " subjective ", allant de 0 en cas de mauvaise santé à 10 si l'état de santé est jugé excellent.

**Tableau n° 15**  
**Facteurs influençant la probabilité d'avoir une note subjective inférieure ou égale à 7 en t+1**

	ODD RATIO	INFLUENCE	SIGNIFICATIVITE
<b>Etat de santé à la période t</b>			
<b>Classe d'état de santé</b>			
1	1		
2	1,188		NS
3	1,567	+	**
4	2,352	+	***
<b>Note subjective d'état de santé</b>			
De 0 à 7	7,112	+	***
8	2,54	+	**
9	1,023		NS
10	1		
<b>Consommation médicale sur la période t</b>			
<b>Dépense pharmaceutique</b>			
Aucune	1,117		NS
<b>[ 0 F ; 820,47 F ]</b>	<b>1</b>		
[ 820,47 F ; 1957,38 F ]	1,128		NS
> 1957,38 F	1,721	+	**

Significativité \* 0.05 < p <0.01, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001, NS non significatif 79,5 % des paires sont concordantes.

Dans ce dernier modèle, parmi les variables de consommation médicale, seule la dépense pharmaceutique est significative. Comme dans les modèles précédents, elle indique qu'une consommation importante à la période t est associée à un mauvais état de santé en t+1.

#### 4.3.3.3. Déterminants d'une détérioration de l'état de santé entre t et t+1 (stratégie 2)

Les quatre modèles que nous venons de présenter confirment l'intuition selon laquelle la consommation médicale n'a pas le même impact sur les différents indicateurs d'état de santé. Le seul cas dans lequel nous avons mis en évidence un effet protecteur de la consommation de soins en t sur l'état de santé en t+1 concerne respectivement les soins de généralistes et l'invalidité.

Pour aller plus loin, nous avons cherché à mettre en relation la consommation et la détérioration de l'état de santé. Les résultats de la stratégie 1 sont confirmés, notamment ceux que nous présentons ici sur l'invalidité.

**Tableau n° 16**  
**Facteurs influençant la probabilité d'être plus invalide en t+1 qu'en t**  
**(plus de 2 degrés d'écart sur l'invalidité)**

	ODD RATIO	INFLUENCE	SIGNIFICATIVITE
<b>Etat de santé à la période t</b>			
<b>Classe d'état de santé</b>			
1	1		
2	0,76		NS
3	0,037	-	***
4	0,039	-	***
<b>Note subjective d'état de santé</b>			
De 0 à 7	1,964	+	***
8	1,38		NS
9	1,43	+	*
10	1		
<b>Consommation médicale sur la période t</b>			
<b>Séances de généralistes</b>			
Aucune	1		
1 ou 2	0,71		NS
De 3 à 6	0,645		NS
Plus de 6	0,528	-	*

Significativité \* 0.05 < p <0.01, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001, NS non significatif 79,6% des paires sont concordantes.

Ce résultat confirme ce que nous avons obtenu précédemment : à état de santé donné, le risque de dégradation de l'invalidité est moindre lorsque le nombre de séances de généralistes augmente, et plus particulièrement lorsque le nombre de séances est supérieur ou égal à 7.



## 4.4. Conclusion

Jusqu'ici, aucune étude française n'avait cherché à estimer, à partir de données individuelles, l'influence des dépenses de santé sur l'évolution de l'état de santé. Cela s'explique notamment par le fait que l'on considère que les soins constituent un déterminant essentiel de l'état de santé et qu'il n'est pas vraiment nécessaire de le prouver. Une autre explication réside dans la rareté des données longitudinales sur le recours aux soins et l'état de santé de la population française.

A partir des données de l'enquête ESPS, appariées avec les fichiers de prestations de la CNAMTS, de la MSA et de la CANAM, nous avons pu construire des données longitudinales, relatives à la fois à l'état de santé et à la consommation médicale.

Nous avons mis en évidence le fait que, parmi les différents indicateurs d'état de santé, seule l'invalidité semble être influencée positivement par la consommation médicale : le fait d'avoir vu le généraliste au moins 6 fois permet de réduire le risque d'aggravation de l'incapacité physique ou psychique à un intervalle de quatre ans. En revanche, les autres effets vont dans le sens classique : les plus malades consomment plus. Ceci illustre la difficulté d'isoler l'effet propre de la consommation médicale sur l'évolution de l'état de santé, notamment du fait de l'endogénéité des dépenses.

Pourquoi ne fait on pas mieux ? Au delà des réserves méthodologiques que nous avons signalées au fil du texte, une première explication est que l'impact des soins sur l'état de santé ne serait visible qu'à plus long terme que ce que l'on peut capter par les données actuellement disponibles. Une explication alternative serait que les différences en termes d'accès aux soins de notre échantillon relativement jeune et homogène de personnes bénéficiaires de la Sécurité sociale et souvent couvertes par une complémentaire ne sont pas très élevées. On est loin des expériences contrôlées menées dans les pays en voie de développement que nous avons présentées dans les revues de littérature. En troisième lieu, les données ne permettent pas de distinguer les consommations préventives des curatives. Or, sur le long terme, on peut espérer que les premières aient un impact sur la santé.



## **Conclusion**

---



Subventionner une couverture complémentaire maladie pour les plus pauvres peut se justifier de plusieurs manières, notamment par un principe de justice sociale (l'accès aux soins serait un droit qui ne doit pas être conditionné à la capacité à payer), ou un souci altruiste pour l'état de santé des plus pauvres (ou, dans une version légèrement différente, le souci des plus riches de contrôler l'emploi des transferts monétaires aux pauvres).

Outre son aspect de transfert, on peut aussi considérer l'attribution d'une telle couverture comme un investissement, dont on espère un retour pour l'ensemble de la société, sous forme de meilleure insertion professionnelle de la partie la plus pauvre de la population. L'idée est ici qu'il existe une sorte de « piège » lié à la non couverture des soins : un trop faible revenu interdit d'accéder à la couverture, donc aux soins, et augmente le risque de détérioration de l'état de santé. Celui-ci, à son tour, empêche d'accéder à un niveau de revenu suffisant, et le cercle vicieux s'entretient. La couverture maladie gratuite pour les pauvres présente le cercle vertueux symétrique : le programme social d'accès à la couverture permet aux pauvres de s'insérer à terme sur le marché du travail, et peut même s'auto-financer en partie, s'il augmente significativement la probabilité de sortir de la pauvreté. Cependant, si la couverture entraîne des effets positifs sur l'insertion en améliorant l'état de santé et la productivité, elle peut aussi diminuer l'attrait du travail : un individu valorisant le fait d'être couvert, et perdant le droit à la couverture gratuite au delà d'un certain niveau de revenu, pourra être incité à ne pas travailler pour conserver la couverture sociale gratuite.

Le présent travail se proposait de recenser les éléments empiriques sur ces effets positifs et négatifs afin d'en établir un bilan. Si les premiers l'emportent sur les seconds, la mise en place d'une couverture maladie complète gratuite ou subventionnée pour les pauvres est justifiée du point de vue de l'efficacité économique.

Pour formaliser les facteurs susceptibles de jouer sur l'impact de la couverture maladie socialisée sur l'insertion sur le marché du travail, nous proposons un modèle microéconomique fondé sur l'arbitrage loisir – travail des individus concernés par la mesure : l'individu travaille pour disposer d'un revenu lui permettant d'acheter des biens, mais le travail lui est pénible<sup>31</sup>. Son offre de travail dépendra donc fondamentalement de la comparaison entre le niveau de salaire qu'il peut espérer (et qui fixera le volume de biens qu'il peut acheter) et la pénibilité du travail pour lui. Notons qu'un tel modèle théorique ne présuppose en rien l'ampleur des effets dont il permet de rendre compte : certaines élasticités peuvent être proches de zéro. Dans notre modèle, le bénéfice comme le coût du travail sont deux éléments qui peuvent dépendre de la couverture maladie, par l'intermédiaire de l'état de santé.

A l'aide de ce cadre théorique très simple, on peut montrer que l'individu concerné par la couverture sociale pourra avoir intérêt dans certaines circonstances à augmenter son offre de travail (le gain d'état de santé dû à l'assurance permet l'accès à un travail mieux rémunéré), ou au contraire à la réduire (si les revenus tirés du travail, par un effet de seuil, le privent d'accès à la couverture sociale). Ce dernier choix peut éventuellement le conduire à un niveau de couverture inférieur à celui qu'il aurait pu s'acheter en travaillant, et l'assurance sociale aurait alors un effet doublement négatif.

Comme la conclusion normative qu'on pourrait porter sur l'introduction du programme d'assurance santé sociale dépend du contexte, notamment de l'impact de la couverture sur le salaire espéré, ou de la valeur attachée à la couverture maladie par rapport à la pénibilité du travail, il est nécessaire de calibrer le modèle théorique dans le cas particulier de la France et de la CCMU.

---

<sup>31</sup> Ce modèle microéconomique peut sembler réducteur, et faire porter l'essentiel de la responsabilité de l'insertion sur les pauvres et les chômeurs eux-mêmes. En fait, on peut très bien intégrer dans un modèle d'offre des éléments liés à la demande (ce qu'on appelle employabilité), notamment le fait que les individus malades sont victimes de discrimination salariales ou à l'embauche de la part des employeurs.

Les éléments de calibrage du modèle que l'on peut recenser sont les suivants :

1. l'assurance maladie a-t-elle un effet sur la consommation de soins ?
2. la consommation de soins a-t-elle un effet sur l'état de santé ?
3. l'état de santé a-t-il un effet sur l'insertion professionnelle, tant du côté de l'offre de travail que du côté de la demande de la part des employeurs ?
4. bénéficiaire d'une assurance maladie gratuite sous condition de ressources peut-il pousser l'individu à diminuer son offre de travail ?

Pour guider cette démarche de calibrage, on s'est tourné en premier lieu vers la littérature empirique abordant ces différentes questions.

Bien que centrée essentiellement sur les USA et, dans une moindre mesure, le Royaume-Uni, cette revue de littérature permet de faire le point sur les exigences méthodologiques et les sources de données nécessaires pour mener une estimation des différents effets de la couverture sur l'offre de travail dans le cas de la France.

Nous résumons les éléments déjà publiés dans la littérature, ainsi que les premiers résultats originaux que nous avons obtenus pour la France, sur les données panélistées de l'enquête Santé Protection Sociale.

1. En premier lieu, une littérature abondante montre que les individus mieux couverts consomment en général plus de soins, notamment les soins de ville. Ce résultat ne signifie cependant pas que l'assurance cause la consommation, car les gros consommateurs peuvent aussi être plus enclins à s'assurer. Pour obtenir un résultat causal, il faut contrôler cet effet de sélection. Ceci fait, il ressort que le degré de couverture maladie a un effet positif sur la consommation de soins : parmi les plus pauvres, les non-couverts recourent significativement moins souvent au système de soins que les couverts.

2. En deuxième lieu, les résultats sont plus contrastés en ce qui concerne l'impact de la consommation médicale sur la santé future.

On peut tout d'abord retenir deux recommandations méthodologiques :

- on ne peut mesurer l'impact de la consommation sur la santé du moment, et il faut disposer de suivis dans le temps pour évaluer l'impact des soins ;
- l'indicateur retenu pour mesurer l'état de santé est un élément décisif des conclusions tirées de l'impact des soins sur la santé.

Il ressort tout d'abord des études que l'amélioration de l'accès aux soins liée à la couverture conduit à des soins « utiles », notamment de dépistage (mammographies, cancers, examens prénataux) et de surveillance (hypertension, diabète, suivi de grossesses). L'expérience contrôlée citée ci-dessus montre aussi que l'accès à une couverture plus généreuse améliore le contrôle de la vision chez les pauvres et diminue l'hypertension. Les expériences naturelles d'extension de la couverture sociale montrent que l'accès à l'assurance diminue la mortalité infantile, la mortalité des enfants de plus de un an, et la probabilité de naissance à faible poids. En revanche, aucune étude ne trouve d'impact de l'assurance sur des mesures de l'état de santé général des individus.

Dans le droit fil de cette littérature, nous avons obtenu les résultats originaux suivants pour la France. Nous avons regroupé plusieurs années d'enquête Santé Protection Sociale pour obtenir des suivis d'individus à quatre ans d'intervalle. On peut ainsi mesurer l'état de santé et la consommation de soins lors de l'année initiale, et leur impact sur l'état de santé quatre ans après. Il en ressort qu'un recours abondant aux soins de généraliste en année initiale protège contre l'invalidité quatre ans

après, toutes choses égales par ailleurs. En revanche, un séjour hospitalier n'a aucun effet apparent, et la dépense pharmaceutique a même un effet contre-intuitif : plus de dépense en année initiale est associé à un état d'invalidité supérieure quatre ans après. Ce résultat reflète probablement le fait que l'état de santé initial n'est pas intégralement décrit par nos indicateurs ; il en résulte que la consommation pharmaceutique apporte un complément d'information sur l'état de santé.

L'effet des soins sur l'invalidité future est le seul qu'on puisse détecter : les autres mesures de l'état de santé (risque vital, nombre de maladies chroniques, note subjective d'état de santé) sont insensibles aux consommations de soins quatre ans auparavant.

Une première conclusion de ce travail serait que, à moyen terme, les soins ne servent pas tant à diminuer l'incidence des maladies qu'à en contrôler les conséquences sur l'invalidité. On retrouve ici certains résultats de la littérature, montrant que l'accès aux soins permet de contrôler la vision (mais pas d'éviter les maladies des yeux), ou l'hypertension, et agit donc principalement par la prévention. Il conviendra cependant d'étayer cette conclusion, notamment en s'intéressant à l'apparition de certaines maladies chroniques ou de certaines gênes particulières de la vie quotidienne.

### 3. Quel est l'impact de l'état de santé sur l'insertion professionnelle ?

Il apparaît, sur de nombreux pays, et nous l'avons retrouvé à travers une analyse sur données de ESPS, un lien statistique entre des indicateurs d'état de santé et le salaire ou le fait d'occuper un emploi. Mais il est difficile de passer de faits stylisés simples à des résultats sur l'impact causal de l'état de santé sur l'insertion professionnelle.

En premier lieu, les résultats sont très sensibles à l'indicateur retenu pour décrire l'état de santé : les différentes études publiées sur ces sujets utilisent des mesures très variées de l'état de santé, d'examens menés par des médecins à des déclarations subjectives sur l'état général, en passant par des mesures de stature et de masse ou de poids de naissance.

En deuxième lieu, une critique adressée aux seules études sur le lien entre santé et salaire est que les seuls revenus monétaires sont pris en considération, alors que les individus malades peuvent préférer des emplois moins bien payés mais dotés d'avantages indirects, comme des horaires aménagés, des conditions de travail meilleures ou un plan d'assurance maladie de bonne qualité. Ce biais aurait comme conséquence de surestimer l'impact de la santé sur le revenu.

Enfin, pour mesurer l'impact de l'état de santé sur l'insertion sur le marché du travail, il faut tenir compte du fait qu'un lien statistique positif constaté entre état de santé et insertion professionnelle n'entraîne pas de lien causal du premier sur la deuxième et ce pour trois raisons, dites d'endogénéité :

- les individus déterminent conjointement leur investissement en santé et leur offre de travail ;
- une même caractéristique, non observable dans les enquêtes, fait qu'un individu est simultanément en bonne santé et productif, sans que la santé ait quelque chose à voir avec la productivité ;
- le fait d'être inséré sur le marché du travail peut influencer l'état de santé, soit négativement (pénibilité du travail), soit positivement (diminution de la souffrance liée à l'exclusion de l'emploi).

Certains travaux s'affranchissent partiellement des deux derniers problèmes, en utilisant des données longitudinales et montrent un effet fort de l'état de santé sur la participation au marché du travail, tant chez les bénéficiaires du RMI (un mauvais état de santé est associé à un effort de recherche d'emploi moindre) que les salariés (l'état de santé explique les arrêts définitifs d'activité ultérieurs toutes choses égales par ailleurs). Le lien entre santé et revenu est plus discuté : sensible pour les bénéficiaires du

RMI qui retrouvent un emploi (France, fin des années 90), mais sans impact durable sur la carrière des salariés<sup>32</sup> (France, années 80). Une étude américaine portant sur les années 80 montre que l'impact des maladies passées sur le revenu actuel dépend des types de population (sexe et race déclarée). Une seule étude s'affranchit des trois problèmes et trouve un impact causal fort de la santé sur le revenu d'activité, pour les USA dans les années 76-83.

D'autres études s'intéressent à l'impact d'états particuliers de santé, moins susceptibles d'être affectés par les trois problèmes d'endogénéité, la santé dans l'enfance et la santé mentale.

- L'effet de la santé dans l'enfance sur le niveau d'éducation est controversé : le suivi de la cohorte britannique des enfants nés en 1946 ne montre aucun impact, alors que le suivi de la cohorte née en 1958 montre un impact positif significatif. Ce même suivi montre un effet de la santé de l'enfance sur la participation au marché du travail des hommes à 23 et 33 ans, mais aucun effet sur le salaire ou la participation des femmes ;
- Par ailleurs, une moins bonne santé mentale pousse les hommes à une retraite précoce et diminue leur espérance de salaire (USA, années 80). En revanche, l'alcoolisme adulte n'aurait pas d'effet sur le revenu, seul l'alcoolisme précoce pénalisant le niveau d'éducation atteint. L'impact négatif de la santé mentale sur la participation au marché du travail reste vrai une fois contrôlé l'effet de causalité réciproque (l'éloignement du marché du travail perturbe mentalement).

Enfin, l'impact des effets de discrimination est controversé, mais, s'il existe, il concernerait plus les individus souffrant de troubles de la santé mentale.

Nous ne proposons pas dans ce travail d'estimation de l'impact de la santé sur l'insertion professionnelle à partir de données françaises, mais une telle estimation semble possible. On pourrait tout d'abord utiliser les éléments disponibles dans l'appariement de ESPS avec les fichiers de la Sécurité sociale (EPAS) pour mesurer l'impact de l'état de santé et des consommations de soins sur les congés maladie des salariés occupés, en testant l'hypothèse d'une substituabilité entre soins médicaux et temps de congés. Une autre possibilité est d'estimer un modèle de détermination conjointe de l'état de santé, du volume travaillé et du revenu d'activité (du ménage) à partir des données de ESPS panélistées.

4. Le dernier élément de calibrage concerne les éventuels effets négatifs de la couverture maladie socialisée : la condition de ressources permettant de bénéficier de l'assurance peut diminuer l'attrait du travail.

La littérature américaine portant sur les effets de l'extension de Medicaid est ambiguë : si les études anciennes montraient que cet effet de "trappe" est important (relever le seuil de ressources auquel on perd le droit à l'assurance gratuite conduit à une augmentation de l'offre de travail des plus pauvres), elles ne permettaient pas toujours d'isoler les effets liés à l'extension de Medicaid des autres éléments d'un programme plus vaste de politique sociale en direction des pauvres. Les études plus récentes, tenant compte de tous ces programmes simultanément, conduisent à minimiser fortement l'impact de l'assurance sur la trappe de pauvreté.

Un autre impact négatif d'une couverture sociale pourrait passer par un effet d'éviction: la couverture sociale pourrait être préférée à d'autres assurances sur le marché, éventuellement de meilleure qualité, mais payantes. Sur ce point, les études semblent converger : à la suite d'augmentations du seuil de ressources, de 14 à 22% des nouveaux bénéficiaires de Medicaid ont abandonné une assurance payante souscrite auparavant. L'ampleur de l'éventuel effet d'éviction semble donc, en tout état de cause, limitée.

---

<sup>32</sup> Ce résultat signifie qu'une maladie pénalise le revenu de l'individu en l'écartant momentanément du marché du travail, mais n'affecte pas le taux de progression ultérieur de ses revenus d'activité.



Notons enfin que la couverture sociale pourrait avoir une autre conséquence négative sur l'emploi, à travers son coût. Si ce dernier est financé par des prélèvements sur les revenus du travail, la couverture sociale contribue à augmenter le coût du travail: ceci peut avoir un effet négatif sur l'emploi. Cet élément mériterait de figurer dans une analyse de l'ensemble du système fiscal, mais dépasse le cadre du présent rapport.

Au terme provisoire de notre analyse, il semble que les éléments suivants se dégagent. D'une part, les impacts négatifs de la couverture sociale sur le marché du travail semblent d'une ampleur relativement réduite. D'autre part, les effets positifs sont délicats à mettre en évidence, car ils sont sans doute limités, dans les pays développés, à certaines catégories de population, ainsi qu'à certains aspects de la santé ; mais leur existence semble bien réelle.

Il convient toutefois de noter les limites d'un tel exercice, qui interdisent raisonnablement de procéder à un bilan de type "coût-avantages" de dispositifs de couverture sociale du risque maladie. Tout d'abord, certains éléments sont absents de l'analyse, notamment en ce qui concerne l'impact du financement sur l'offre et la demande de travail. Ensuite, la mesure de certains effets n'a pas été conduite sur des données françaises, ce qui réduit la pertinence des résultats disponibles.

Pour compléter l'évaluation de l'impact de la CMU sur l'emploi, il conviendrait de procéder à l'estimation, sur données françaises, de l'ensemble des relations structurelles : l'impact de la CCMU sur certaines consommations médicales ; l'impact de ces consommations sur certains aspects de l'état de santé (santé des enfants, hypertension, santé mentale, vision et dentition) ; l'impact de ces éléments de l'état de santé sur la productivité et l'offre de travail. Sur ces trois points, les enquêtes disponibles (ESPS, ESSM, mais aussi l'enquête de l'INSEE sur les conditions de vie) permettent d'envisager des travaux complémentaires respectant les recommandations méthodologiques dégagées dans ce rapport. En ce qui concerne l'estimation des impacts négatifs de ces dispositifs, elle pourrait s'intégrer à une analyse globale de l'ensemble des aides sociales, et de leur impact sur l'emploi ; en outre, cette analyse globale gagnerait sans doute à intégrer explicitement l'effet de variables de type "état de santé".



## **Bibliographie**

---



## Bibliographie

---

**Abowd , Kramarz , Margolis** (1999), « Minimum Wages and Employment in France and the United States », NBER Working Paper No. W6996.

**Aligon, A. et Grignon M.** (1999), « Dépenses de santé non remboursées et accès aux soins des plus démunis », *Les cahiers du GRATICE*, 15 : 213-42.

**Aligon A., Grandfils N., Lebreton S.** (1997), « Méthode d'appariement de l'EPAS et de l'EESPS – Mise à jour », Série méthode, n° 1157 bis .

**Ayanian J. Z., Weissman J. S., Schneider E. C., Ginsburg J. A. & Zaslavsky A. M.** (2000), « unmet health needs of uninsured adults in the united states », *Jama* 2061-2069.

**Banque Mondiale** (2001), « Dynamic Risk Management and the Poor », Developing a Social Protection for Africa, Africa Region Human Development Series, 21961.

**Barro, R. J., Sala i Martin, X.** (1995) *Economic Growth*, McGraw Hill.

**Bardey D., Couffinal A., Grignon M.** (2002), « Trop d'assurance peut-il être néfaste ? Théorie du risque moral ex post en santé », Série Synthèse, Questions d'économie de la santé n° 53, CREDES.

**Bartel et Taubman.** ( 1986), « Some Economic and Demographic Consequences of Mental Illness », *Journal of Labor Economics*, vol 4 , pp. 243-256.

**Bazen et Martin** (1995), « L'impact du salaire minimum sur les salaires et l'emploi en France en 1994 », *Note du Bureau Emploi-Salaires 95BD4*.

**Becker G. S.** (1990), « Human Capital, Fertility, and Economic Growth », *Journal of Political Economy*, 1990, 98 (5):12-37.

**Benzeval M. et Judge K.**, (2001), « Income and health : the time dimension », *Social science and medicine* 52 (9).

**Bhargava A., Jamison D. T., Lau L., et Murray C. J. L.** (2000), « Modeling the effects of health on economic growth », GPE Discussion Paper Series #3 WHO, et 2001, *Journal of Health Economics*, 20(3): 423-440.

**Birch S.** (1999), « The 39 Steps : The Mystery of Health Inequalities in the UK », *Health Economics*, 8(4), 301-308.

**Black Report** (1988)

**Bocognano A., Dumesnil S., Frérot L., Grandfils N., Le Fur Ph, Sermet C.,** (1999), « Santé, soins et protection sociale en 1998 Enquête sur la santé et la protection sociale - France 1998 », Série résultats, CREDES - Décembre 1999, n° 1282.

**Bocognano A., Dumesnil S., Frérot L., Grandfils N., Le Fur Ph, Sermet C.,** (1999), « Santé, soins et protection sociale en 1998 – Annexes », Série résultats, CREDES - Décembre 1999, n° 1282 bis.

**Bocognano A., Couffinal A., Dumesnil S., Grignon M.,** (2000), « La couverture complémentaire en France : qui bénéficie de quels remboursements ». Résultats de l'enquête Santé Protection Sociale 1998 CREDES, 150 pages, N° 1317.

**Bontout O., Gilles C., Lequet-Slama D.** (2002), « Les disparités de l'aide sociale entre Etats aux Etats-Unis », *Revue Française des Affaires Sociales*, vol 1, n° janv-mars, pp. 43-71.

**Bosma et al.** (1998), « Two alternative Job stress Models and the risk of Coronary Heart Disease », *American Journal of Public Health*, vol.88, pp. 68-74.

**Bourguignon** (1999), « *Fiscalité et Redistribution* », rapport pour le Conseil d'Analyse Economique.

**Breuil-Genier P., Grandfils N., et Raynaud D.** (1999), « Revenus, assurance et santé : le problème de l'accès aux soins des plus démunis », *Les cahiers du GRATICE*, 15 : 243-76.

**Buchmueller T., Couffinhal A., Grignon M., Perronnin M. et Szwarcensztein K.** (2002), « *Consulter un généraliste ou un spécialiste : influence des couvertures complémentaires sur le recours aux soins* », *Questions d'économie de la santé*, CREDES, n°47.

**Caussat L. et Glaude M.** (1993), « Dépenses médicales et couverture sociale », *Economie et Statistique*, 265 : 31-43.

**Chirikos Th. N. et Nestel G.** (1985), « Further Evidence on the Economic Effects of Poor Health », *The Review of Economics and Statistics*, 67(1): 61-69.

**Chowdury G. et Nickel S.** (1985), « Hourly Earnings in the United States : Another Look at Unionization, Schooling, Sickness and Unemployment Using the PSID Data », *Journal of Labor Economics*, 3, 38-69.

**Cole N.** (1994), « Increasing access to health care : the effects of Medicaid expansions for pregnant women » Abt Associates June.

**Collet M., Menahem G., Paris V.** (à paraître en 2002), « *Logiques de rapports aux soins et précarité* », rapport CreDES.

**Couffinhal A.**, (2000), « *De l'antisélection à la sélection en assurance santé : pour un changement de perspective* », *Economie et Prévision*, 142, pp. 101-120.

**Cropper M. L.**, (1977), « Health, Investment in Health, and Occupational Choice », *Journal of Political Economy*, 85(6) : 1273-95.

**Currie J. et Madrian B.** (1999), « Health, Health Insurance and the Labor Market », in O. Ashenfelter and D. Card, editors, *Handbook of Labor Economics*, Elsevier: 3309-3416.

**Currie, J. et Hyson R.**, (1999), « Is the impact of health shocks cushioned by socioeconomic status? », The case of low birthweight, NBER WP 6999.

**Currie J., Yelowitz A.** (1999), « *Health Insurance and Less Skilled Workers* », NBER Working Paper, n° 7291.

**Currie J.** (2000), « Child Health in Developed Countries », in A. Culyer and J. P. Newhouse eds. *Handbook of Health Economics*, 1054-1090

**Cutler D. M., Gruber J.** (1997a), « Does Public Insurance Crowd Out Private Insurance? », *Quarterly Journal of Economics*, vol 2, pp. 391-430.

**Cutler D. M., Gruber J.** (1997b), « Medicaid and Private Insurance: Evidence And Implications », *Health Affairs*, vol 16, n° 1, pp. 194-203.

**Deaton A.**, « Relative Deprivation, Inequality, and Mortality », *NBER WP 8099*, 2001.

**Desplanques G.** (1993), « *L'inégalité devant la mort* », La Société Française, Données sociales 1993, pp. 251-258.

**Dyèvre et Léger** (1999), « *Médecine du travail, Approches de la santé au travail* », Masson.

**Dourgnon P. et Grignon M.** (2000), « *Le tiers-payant est il inflationniste ?* », rapport CREDES n° 1296, série analyses.

**Dourgnon P., Grignon M., Jusot F.** (2001), « *L'assurance maladie réduit-elle les inégalités de santé ?* », Questions d'Economie de la santé, CREDES, n° 43.

**Dubay L. et Kenney G.** (1997), « Did Medicaid Expansions For Pregnant Crowd Out Private Coverage? », *Health Affairs*, vol 16, n° 1, pp. 185-193.

**Dumesnil S., Grandfils N., Le Fur Ph., Sermet C.** (1998), « *Méthode et déroulement de l'Enquête sur la Santé et la protection Sociale - Mise à jour*, Série méthode », CREDES - Juin 1998, n° 1234.

**Fogel R. W.** (1994), « Economic Growth, Population Theory, and Physiology: The Bearing of Long-Term Processes on the Making of Economic Policy », *American Economic Review*, June:369-395.

**Frank R. G. et Gertler P. J.** (1989), « The Effect of Medicaid Policy on Mental Health and Poverty », *Inquiry*, 26:283-290.

**Gadreau M. et Goujon D.** (1994), « Revenu minimum d'insertion et santé : quelle(s) relation(s) ? », *Sciences Sociales et Santé*, 12(4) : 77-104.

**Genier P.** (1998), « Assurance et recours aux soins. Une analyse microéconomique à partir de l'enquête Santé 1991-92 de l'INSEE », *Revue Economique* 49(3) : 809-19.

**Geoffard P.-Y.** (2000), « Dépense de santé : l'hypothèse d'aléa moral », *Economie et Prévision*, 142, pp. 123-35.

**Gilles C., Parent A.** (2002), « Portée et limites de la réforme de l'aide sociale aux Etats-Unis », *Revue Française des Affaires Sociales*, vol 1, n° janv-mars, pp. 73-90.

**Goffman E.** (1961), « *Asylums: Essays on the Social Situation of Mental Patients and Other Inmates* », Anchor Books, 1961, Doubleday (New York City), 1990.

**Grignon M., Polton D.** (2000), « *Inégalités d'accès et de recours aux soins* ». in *Mesurer les inégalités, de la construction des indicateurs aux débats sur les interprétations*, C. Daniel et C. Le Clainche éditeurs, DREES - MiRe, pp. 188-200.

**Grossman M.** (1972), « On the concept of health capital and the demand for health », *Journal of Political Economy*, 80, 2, pp. 223-255.

**Gruber J.** (2000), « Health Insurance and the Labor Market », in : *Handbook of Health Economics*. Culyer A. J., Newhouse J. P. (éd.). Elsevier Science, pp. 645-706.

**Hamilton V. H., Merrigan P. et Dufresne E.** (1997), « Down and out : estimating the relationship between mental health and unemployment », *Health Economics*, 6: 397-406.

**Haveman R., Wolfe B., Kreider B. et Stone M.,** (1994), « Market work, wages and men's health », *Journal of Health Economics*, 13(2): 163-182.

**Holahan J., Pohl M. B.** (2002), « Changes in Insurance Coverage: 1994-2000 and Beyond », *Health Affairs*, vol 16, n° 1, pp. 194-203.

**Jougla E., Rican, S. Péquignot, F. Le Toullec, A.** (2000), « la mortalité » in *les inégalités sociales de santé*, A. Leclerc et al (eds), La découverte / Inserm, Paris.

**Kaestner R. et Corman H.** (1995), « The impact of child health and family inputs on child cognitive development », NBER, WP 5257.

- Kasper J.-P, Giovannini T.-A, Hoffman C.** (2000), « Gaining and Losing Health Insurance : Strengthening the Evidence for Effects on Access to Care and Health Outcomes », *Medical Care Research and Review*, 57, 3, pp. 298-318.
- Kawachi I. and Berkman L. F.** (2000), « Income Inequality and Health », in L. F. Berkman and I. Kawachi, editors, *Social Epidemiology*, Oxford, 76-94.
- Keeler et al.** (1985), « How Free Care Reduced Hypertension in the Health Insurance Experiment », *JAMA*, 254, 14, pp. 1926-1931.
- Kenkel, D. S. et Ribar D.C.** (1994), « Alcohol Consumption and Young Adults' Socioeconomic Status », *Brookings Papers: Microeconomics*, 119-175.
- Kenkel D. S.** (1994), « The demand for preventive medical care ", *Applied Economics*, 26 : 313-25.
- Knowles S. et Owen P. D.** (1997), « Education and Health in an Effective-Labour Empirical Growth Model », *The Economic Record*, 73(223): 314-328.
- Kilbreth E. H. et al.,** (1998), « State-sponsored Programs for the Uninsured : Is There Adverse Selection ? », *Inquiry*, 35, 250-65.
- Kronick R., Gilmer T.** (2002), « Insuring Low-Income Adults: Does Public Coverage Crowd Out Private », *Health Affairs*, vol 21, n° 1, pp. 225-239.
- Laroque et Salanié** (2002), « Une décomposition du non-emploi en France », document de travail INSEE.
- Lechene V. et Magnac Th.** (1994), « Analyse des déterminants des salaires, in F. Bouchayer (coordinatrice) », *Trajectoires sociales et inégalités : recherches sur les conditions de vie*, MiRe et Insée, pp. 221-243.
- Leclerc A. & al (Eds)** (2000), « Les inégalités sociales de santé », *INSERM, La Découverte*.
- Manski C.** (1995), « *Identification Problems in the Social Sciences* », Cambridge: Harvard University Press.
- Marmot M.-G.** (1986), « Social Inequalities in Mortality : the Social Environment, in *Class and Health*, ed Wilkinson », R. London and New York, Tavistock Publications.
- McDonough P., Duncan G. J, William D., House J.** (september1997), « Income Dynamics and Adult Mortality in United States, 1972 through 1989 », *American Journal of Public Health*, , vol 87, n° 9, pp. 1476-1483.
- Mesrine A.** (1999), « Les différences de mortalités par milieu social restent fortes », *La société française, Données Sociales*, pp. 228-235.
- Mesrine A.** (2000), « La surmortalité des chômeurs : un effet catalyseur du chômage ? », *Economie et Statistiques*, 334, pp. 33-48.
- Meyer B. D., Rosenbaum D. T.** (2001), « Welfare, the Earned Income Tax Credit, and the Labor Supply of Single Mothers », *Quarterly Journal of Economics*, vol 116, n° 3, pp. 1063-1114.
- Miller L. S. et Kellman S.** (1992), « Estimates of the Loss of Individual Productivity from Alcohol and Drug Abuse and from Mental Illness », in R. Frank and J. W. Manning editors, *Economics and Mental Health*, Johns Hopkins University Press: 91-129.
- Mitchell J. et Anderson K.** (1989), « Mental health and the labor force participation of older workers », *Inquiry*, 26: 262-271.



**Mitchel.** (1990), « The Effect of Chronic Disease on Work Behavior over the Life Cycle », *Southern Economic Journal*, 56 (4), pp. 928-42.

**Mizrahi, An. et Mizrahi Ar.** (1988), « *Consommation médicale selon l'âge : effet de morbidité et effet de génération* », CREDES.

**Mizrahi, An. et Mizrahi Ar.** (1989), « *Evolution de l'état de santé. Risque vital et invalidité* ». Septembre 1989, CREDES, n° 814.

**Moffitt R.** (1992), « Incentive Effects of the U.S. Welfare System: A Review », *Journal of Economic Literature*, vol XXX, pp. 1-61.

**Moffitt R., Wolfe B.** (1992), « The Effect of the Medicaid Program on Welfare Participation and Labor Supply », *Review of Economics and Statistics*, vol 74, n° 4, pp. 615-626.

**Mullahy J. et Sindelar J.** (1989), « Life-Cycle Effects of Alcoholism on Education, Earnings, and Occupation », *Inquiry*, 26: 272-282.

**Mullahy J. et Sindelar J.** (1993), « Alcoholism, Work, and Income », *Journal of Labor Economics*, 11(3): 494-520.

**Nanda P.** (1999), « Women's Participation in Rural Credit Programs in Bangladesh and their Demand for Formal Health Care : Is there a Positive Impact ? », *Health Economics*, 8(5), 415-28.

**Naudin F.** (2001), « *Etude longitudinale de la morbidité déclarée et de ses indicateurs synthétiques* », rapport de stage, ENSAI-CREDES.

**Newhouse J. P.** (1994), « Free for All ? Lessons from the RAND experiment » Harvard University Press.

**Olsen R. J. and Wolpin K. I.** (1983), « The impact of exogenous child mortality on fertility : a waiting time regression with exogenous regression », *Econometrica* 51 : 731-49.

**O'Malley M. S. et al.** (01/2001), « The association of race/ethnicity, socioeconomic status, and physician recommendation for mammography : who gets the message about breast cancer screening ? » *American journal of Public Health*, vol 91, n°1, pp . 49-54.

**OMS.** (2000), Rapport sur la santé dans le monde.

**Organisation Internationale du Travail** (2000),  
<http://www.ilo.org/public/french/bureau/inf/pkits/wlr2000/wlr00ch4.htm>

**Le Pape A. et Lecomte Th.** (1999), « *Prévalence et prise en charge médicale de la dépression en 1996-1997* », rapport CREDES 1277.

**Parsons** (1980), « The Decline in Male Labor Force Participation », *Journal of Political Economy*, vol 88, pp. 117-34.

**Parsons** (1982), « The Male Labour Force "Participation Decision : Health, Reported Health and Economic Incentives », *Economica*, vol 49, pp. 81-91.

**Piketty, Th.** (1999), « L'impact des incitations financières au travail sur les comportements individuels : une estimation pour le cas français », *Economie et Prévision*, 1999.

**Rioux L.** (2001), « Recherche d'emploi et insertion professionnelle des allocataires du RMI », *Economie et Statistique*, 346-47 : 13-32.

**Ross C.E. et Mirowsky J.** (2000), « Does medical insurance contribute to socioeconomic differentials in health? », *The Milbank Quarterly*, 78, 291-320.

**Sachs J.** (commission), (2001) « Macroeconomics and health : the commission report », WHO.

**Salkever D. S. et Domino M. E.** (1997), « Within group structural tests of labor-market discrimination: a study of persons with serious disabilities », NBER, WP 5931.

**Savoca E.** (1995), « Controlling for Mental Health in Earnings Equations : What Do We Gain and What Do We Lose? », *Health Economics*, 4(5): 399-410.

**Shearer et Marceau**, (1996), "Does unemployment make you sick? A econometric analysis of the determinant of Health", Université de Laval, cahier de recherche n°9618.

**Sickles et Taubman** (1986), « *An Analysis of the Health and Retirement Status of the Elderly* », *Econometrica*, 54, pp. 1339-1356.

**Siddiqui S.** (1997), «The impact of health on retirement behaviour: empirical evidence from West Germany » *Health Economics*, 6: 425-438.

**Smith J. P.** (1998), « *Socioeconomic status and health* », *American Economic Review*, pp.192-96.

**Smith J. P.** (1999), « Healthy Bodies and Thick Wallets: The Dual Relation Between Health and Economic Status », *Journal of Economic Perspectives* 13(2), 145-166.

**Smith J.P et Kington R.** (1997), « Demographic and economic correlates of health in old age », *Demography*, 34,1, pp. 159-170.

**Stern** (1989), « Measuring the Effect of Disability on Labor Force Participation », *Journal of Human Resources*, vol 24, pp. 361-395.

**Stern** (1996), « Semiparametric estimates of the supply and demand effects of disability on labor force participation » *Journal of Econometrics* 71 : 49-70.

**Strauss J. et Thomas D.** (1998), « Health, Nutrition, and Economic Development », *JEL*, 36 : 766-817.

**Swartz K.** (1996), « Medicaid Crowd-Out and the Inverse Truman Bind », *Inquiry*, vol 33, pp. 5-8.

**Thorpe K. E., Florence C. S.** (1998), « Health Insurance Among Children: The Role of Expanded Medicaid Coverage », *Inquiry*, vol 35, pp. 369-379.

**Tilford J. M., Robbins J. MShema S. J. and Farmer F. L.** (1999), « Response to Health Insurance by Previously Uninsured Rural Children », *Health Services Research*, 34(3), 761-75.

**Toche, P.** (2002), « Santé, exclusion et dépenses publiques », document de travail ENS, [www.patrick.toche.free.fr](http://www.patrick.toche.free.fr)

**Tringo J., L.** (1970), « The Hierarchy of preference toward disability groups », *The Journal of Special Education*, 4(3): 295-306.

**Ulmann P.** (1999), « Les relations entre santé et croissance dans les pays développés », *Les cahiers du GRATICE*, 15 : 9-45.

**Van Doorslaer E., Wagstaff A., Bleichrodt H., Calonge S., Gerdtham Ulf-G., Gerfin M., Geurts J., Gross L., Häkkinen U., Leu R., O'Donnell O., Propper C., Puffer F., Rodriguez M., Sundberg G. and Winkelhake O.** (1997), « Socioeconomic inequalities in health: some international comparisons », *Journal of Health Economics*, 16, 1, 93-112.

**Volatier, J.-L.** (1990), « *Les modes de protection sociale* », CREDES n° 839.

**Volkoff S., Laville A., Motinié A.-F., Maillard M.C.** (1996), « Age et les difficultés dans le travail : une analyse statistique en termes de « parcours » in *Age, travail, santé : Etude sur les salariés âgés de 37 à 52 ans. Enquête ESTEV 1990* Derriennic, F. Touranchet, A., Volkoff S. (ed) Collection Questions en santé publique (INSERM).

**Wadsworth M. E. J.** (1986), « Serious illness in childhood and its association with later-life achievement », in Wilkinson, R. G. editor, *Class and Health, research and longitudinal data*, Tavistock: 50-74.

**Wilkinson** (1996), « *Unhealthy Societies : The Afflictions of Inequality* », *London, England : Routledge*.

**Wolfe B.** (1985), « The influence of Health on School Outcomes: A Multivariate Approach », *Medical Care*, 23(10): 1127-38.

**Yaziki E. Y., Kaestner R.** (2000), « Medicaid Expansions and the Crowding Out of Private Health Insurance Among Children », *Inquiry*, vol 37, pp. 23-32.

**Yelowitz A.** (1995), « The Medicaid notch, labor supply, and welfare participation: evidence from eligibility expansions », *Quarterly Journal of Economics*, vol 110, n° 4, pp. 909-939.