

Direction des Études et Synthèses Économiques

G 2007 / 12

**Aléa moral en santé :
une évaluation dans le cadre
du modèle causal de Rubin**

Valérie ALBOUY - Bruno CRÉPON

Document de travail



Institut National de la Statistique et des Études Économiques

INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail
de la Direction des Études et Synthèses Économiques*

G 2007 / 12

Aléa moral en santé : une évaluation dans le cadre du modèle causal de Rubin

Valérie Albouy* - Bruno Crépon**

DÉCEMBRE 2007

Les auteurs remercient les participants au séminaire D3E de décembre 2005 où avait été présenté une première fois ce travail, et en particulier Romain Lesur pour sa discussion. Nous remercions aussi les participants au séminaire de l'Irdes, en particulier Marc Perronin, ainsi que Cédric Afssa et Didier Blanchet pour leurs remarques et suggestions.

* Faisait partie du Département des Études Économiques d'Ensemble au moment de la rédaction de ce document.

** Crest - 15 bd Gabriel Péri - 92245 MALAKOFF CEDEX

Aléa moral en santé : une évaluation dans le cadre du modèle causal de Rubin

Résumé

L'objet de cet article est d'estimer la sensibilité des consommations de soins à la présence d'assurance santé. En France, où la sécurité sociale garantit une couverture de base homogène, la réponse à cette question passe traditionnellement par la comparaison des recours médicaux des personnes qui ont une complémentaire santé avec les recours médicaux des personnes qui n'en ont pas. En raison de possibles effets de sélection, liés au fait qu'avoir une complémentaire santé est le plus souvent un choix personnel, cette comparaison est délicate.

Cet article déplace la ligne de comparaison usuelle et répond à la question de l'impact de l'assurance sur le recours aux soins en comparant les consommations médicales des salariés *avec complémentaire d'entreprise à adhésion obligatoire*, avec celles des salariés qui n'en ont pas. En effet, l'organisation de la protection maladie en France a cette double particularité de beaucoup s'appuyer sur la complémentaire d'entreprise et notamment d'encourager les contrats collectifs couvrant la totalité des salariés d'une entreprise. Ce type de contrat couvre un assuré sur quatre. Le fait que la souscription à la complémentaire santé soit alors attachée au contrat de travail nous fonde à croire qu'elle est indépendante du risque maladie si on restreint l'analyse aux seuls salariés.

C'est sur cette hypothèse que s'appuie notre estimation. En se plaçant dans un cadre où l'impact de l'assurance est hétérogène au sein de la population, nous trouvons que cette hypothèse permet d'estimer quelle serait la consommation médicale moyenne des personnes sans assurance complémentaire, dans l'hypothèse où on leur en fournirait une. On trouve que la probabilité d'aller au moins une fois chez le médecin dans l'année augmenterait de presque 20 points. Cette probabilité de l'ordre de 75% lorsque les personnes n'ont pas de complémentaire, se porterait ainsi à 95%.

Mots-clés : Assurance-maladie, risque moral, couverture complémentaire

Moral hazard and health insurance: an evaluation based on Rubin's causal framework

Abstract

The aim of this paper is to estimate moral hazard effects on health expenditures based on French data. Recent studies have underlined that selection on the market of insurance is partly due to unobservable characteristics and not only to observable ones (such as health condition). Methods using instrumental variables have therefore gained strong interest. At the same time, papers on evaluation have recently focused on conditions that are requested for a correct application of such methods. The estimation method that is proposed in this paper is based on the assumption that having a supplemental insurance scheme is exogenous when purchasing is mandatory, as it is sometimes the case in France.

The idea of using this information in the French context is not new and has been used in several studies before. The contribution of this paper doesn't lie in this assumption but rather in the particular attention given to the scope of effects it allows to estimate. For example, we argue that assignment is not ignorable among the entire population, but only among employees. The second contribution of this paper is to set up the analysis in the Rubin Causal Model. The idea of potential outcomes is particularly well adapted to the problem of moral hazard on healthcare demand. This framework sets five assumptions under which identification is possible. We find substantial moral hazard effects even if the results, as always with instrumental methods, are not very precise.

Keywords: health insurance, moral hazard, supplementary insurance.

Classification JEL : I11, C31

Sommaire

Introduction.....	5
I - Que dit la théorie ?	7
<i>I.1 Aléa moral ex ante et aléa moral ex post</i>	7
<i>I.2 L'anti-sélection</i>	8
II - Quels travaux empiriques sur le sujet ?	11
<i>II.1 Un dispositif d'expérience contrôlée et une situation d'expérience naturelle</i>	11
<i>II.2 Les estimations sur données en coupe</i>	12
<i>II.3 Dans la lignée des travaux de Caussat et Glaude (1993) : une anti-sélection circonscrite à l'état de santé</i>	13
<i>II.4 L'estimation simultanée du système d'équations</i>	15
<i>II.5 Une hypothèse économique comme hypothèse identifiante</i>	16
III - L'utilisation de l'information sur les contrats de groupe à adhésion obligatoire	19
<i>III.1 Dans la littérature existante</i>	19
<i>III.2 Dans cette étude</i>	20
IV - Le cadre théorique	25
<i>IV.1 Approche intuitive</i>	25
<i>IV.2 Cadre théorique d' AIR</i>	26
<i>IV.3 L'estimation de la distribution complète pour les « compliers »</i>	29
V - Données et contexte	33
<i>V.1 L'enquête décennale Santé 2002-2003</i>	33
<i>V.2 Situation assurantielle</i>	33
<i>V.3 De possibles erreurs de mesure sur le caractère obligatoire de sa complémentaire</i>	34
<i>V.4 L'inclusion des ayants droit</i>	34
VI - Les résultats	35
<i>VI.1 Formalisation de la présence d'aléa moral et d'anti-sélection</i>	35
<i>VI.2 Tests de la présence d'antisélection</i>	35
<i>VI.3 Estimateur du LATE</i>	37
<i>VI.4 Estimation paramétrique de la distribution de l'aléa moral</i>	39
<i>VI.5 Robustesse à l'introduction de variables conditionnantes supplémentaires</i>	41

VII - Estimation de l'aléa moral sur le nombre d'hospitalisations .	43
Conclusions	45
Bibliographie	46

Introduction

L'objet de ce document de travail est d'estimer l'impact de la couverture maladie sur la consommation médicale en utilisant des données sur les contrats collectifs d'assurance complémentaire proposés par les entreprises.

L'entreprise joue en effet un rôle important dans la protection sociale des individus. La législation française incite les employeurs à proposer des contrats collectifs d'assurance complémentaire santé à leurs employés. S'ils le font, leur participation est exonérée de toute cotisation sociale que le contrat soit à adhésion obligatoire ou facultative¹. La législation encourage de surcroît les contrats qui couvrent automatiquement tous les employés. Le financement de ces contrats à adhésion obligatoire, ne rentre pas dans l'assiette de l'impôt sur le revenu du salarié, que ce soit pour la partie financée par l'employeur ou celle payée par le salarié. Ainsi, environ la moitié des contrats d'assurance complémentaire sont des contrats collectifs et la moitié de ces contrats sont des contrats à adhésion obligatoire.

La question qui est posée dans notre article est celle de l'incidence de l'assurance santé sur les recours aux soins. La littérature utilise le terme générique d'aléa moral pour qualifier cet effet, terme que l'on reprendra dans cet article. Il est évidemment nécessaire de rappeler que ce terme très connoté recouvre deux choses très différentes. Le premier effet d'une assurance sur la consommation de soins est de solvabiliser la demande de soins ; plus qu'un effet, c'est même une des principales raisons d'être de l'assurance et un effet à la fois individuellement et socialement légitime. Ce n'est qu'au-delà d'un certain point que la présence d'assurance peut entraîner une surconsommation médicale et on peut considérer que le terme d'aléa moral ne devrait s'appliquer qu'à ce second cas. Ce problème ne sera pas traité dans cet article : on s'intéresse à l'impact causal global de la couverture sur la consommation sans distinguer ses deux composantes (solvabilisation et surconsommation). Notre usage du terme d'aléa moral ne sera donc qu'une commodité de langage. Il sera utilisé de façon neutre, sans connotation positive ou négative, et ne saurait être pris pour synonyme de 'surconsommation'.

En revanche, nous allons nous intéresser à une autre difficulté, celle du partage entre aléa moral et anti-sélection. Même sans faire la part entre accès amélioré aux soins et surconsommation, estimer l'impact global d'une assurance sur le recours aux soins nécessite de contrôler les effets de sélection dus au fait que les personnes choisissent de manière stratégique leur niveau d'assurance : disposant par exemple d'une information privée sur leur état de santé, elles s'assureront davantage si elles anticipent des dépenses importantes en soins médicaux. Dans ce cas, la meilleure couverture est une conséquence plutôt qu'un facteur explicatif du niveau de dépense. Pour résoudre ce problème, nous défendrons l'hypothèse que les complémentaires de groupe à adhésion obligatoire ont un caractère exogène par rapport au risque maladie couvert. En d'autres termes, ces contrats ne constituent pas un avantage en nature suffisant pour amener les salariés à sélectionner leurs emplois en fonction d'eux. Dès lors, l'utilisation de cette information va permettre de distinguer aléa moral et sélection, et d'estimer l'aléa moral sur la consommation médicale.

Nous nous placerons plus précisément dans le cadre du modèle causal de Rubin, qui autorise notamment que l'aléa moral soit hétérogène au sein de la population. Nous nous efforcerons ainsi d'avoir l'approche la plus générale et la plus robuste possible. Nous discuterons les hypothèses que nous formulons, et nous verrons notamment que l'estimation de l'aléa moral ne peut se faire que sur une population restreinte, en l'espèce les personnes qui n'adhèrent à une complémentaire que lorsque l'adhésion est obligatoire.

¹ Ce ne sera plus vrai pour les contrats à adhésion facultative à partir de 2008.

Le papier est articulé de la manière suivante. La première section rappelle les notions d'anti-sélection et d'aléa moral dans les modèles à information imparfaite. La deuxième décrit les méthodes et synthétise les résultats des contributions empiriques récentes sur le sujet. La troisième s'interroge sur la validité d'utiliser les contrats de groupe obligatoires pour estimer l'aléa moral. La section 4 détaille la stratégie d'estimation qui s'inscrit dans le cadre formel proposé par Angrist, Imbens et Rubin (1996) en économétrie de l'évaluation. La cinquième décrit les données. La sixième expose les résultats relatifs à l'impact de la couverture sur les dépenses de médecine ambulatoire et étudie leur robustesse à des variations de spécification. La septième section teste la méthode d'estimation sur le nombre d'hospitalisations. La huitième conclut.

I - Que dit la théorie ?

La théorie des contrats a éclairé de nombreux champs de l'économie caractérisés par la présence d'asymétries d'information entre les agents. Elle semble notamment être le cadre d'analyse naturel de la relation d'assurance en économie de la santé où les sources d'asymétrie d'information sont nombreuses : le risque santé est difficilement quantifiable et la relation à trois, patient-assureur-médecin, complexifie le contrôle de la pratique médicale. Les développements de l'économie des contrats ont notamment montré qu'en présence d'information privée, l'agent qui détenait l'information pouvait à la fois choisir son niveau d'assurance en fonction de son risque -- sans que l'assureur ne puisse intégrer ce risque dans sa tarification-- et adopter des comportements que l'assureur ne pouvait sanctionner (comportements à risque). Appliqués à la santé, ces enseignements théoriques offrent deux lectures concurrentes de la liaison empirique établie entre niveau d'assurance et dépenses en soins. Dans un cas on peut attribuer ce lien au fait que l'assuré, identifiant mieux son risque que l'assureur, se sélectionne par rapport au risque tarifé. Dans l'autre cas, on peut aussi penser qu'une fois couvert, l'assuré, qui ne supporte plus le coût direct de ses consommations médicales, augmente son recours aux soins. Ces deux explications ne s'excluent évidemment pas l'une l'autre mais il importe d'identifier les deux. Car au-delà de la validation empirique de ces travaux théoriques, l'enjeu en termes de régulation est important. Si le taux de couverture assurantielle a une influence sur les dépenses de santé (plus que l'inverse), il se peut que les assureurs, publics comme privés, soient amenés à réexaminer les termes de leur arbitrage entre partage des risques et incitations financières.

1.1 Aléa moral ex ante et aléa moral ex post

En économie de l'assurance, il y a présence d'aléa moral dans une situation où l'assureur n'observe pas certaines actions entreprises par l'assuré, actions pouvant conduire à une aggravation du risque. Le caractère inobservable de l'effort de l'assuré vis à vis de son risque interdit d'inclure une condition sur l'effort dans une clause contractuelle. Plus précisément, dans le cadre de la santé, on distingue généralement deux types d'aléa moral : l'aléa moral *ex ante* et l'aléa moral *ex post*. Il y a aléa moral *ex ante* lorsque du fait d'être mieux assurée, la personne se met à adopter des comportements susceptibles d'augmenter la probabilité de survenance d'un problème de santé. Il y aurait donc aléa moral *ex ante* si certaines personnes, du fait d'être assurées, changeaient leur hygiène de vie et adoptaient des comportements à risque pour leur santé (comme réduire leur effort de prévention). Compte tenu de l'impact négatif sur le bien être d'un état de santé dégradé, on estime généralement que cette source d'aléa moral est, dans le contexte de la santé, relativement limitée.

L'aggravation du risque peut aussi provenir d'une augmentation de l'ampleur des soins administrés une fois le problème de santé déclaré : c'est l'aléa moral *ex post*. Il y aura aléa moral *ex post* si, face à un problème de santé, la personne va se mettre à dépenser plus si elle est mieux assurée. Notons que cette surconsommation n'est pas forcément du fait de l'assuré. La littérature récente met ainsi l'accent sur le risque moral à l'initiative du producteur de soins, qui n'a aucun intérêt à limiter le volume de soins qu'il prescrit, notamment lorsqu'il est rémunéré à l'acte². En effet, dans le contexte de l'assurance maladie, une double délégation s'établit : l'assureur délègue au patient la décision d'aller consulter un médecin, et le patient délègue ensuite

² Cette augmentation de la consommation de soins générée par le comportement du médecin recoupe le phénomène désigné en économie sous le terme de demande induite. Il y a demande induite lorsque le médecin, notamment pour atteindre un revenu cible, met en œuvre des stratégies pour augmenter son volume d'activité. Dans le cas où cette stratégie passe par le fait d'inciter les patients à revenir plus souvent ou par la manipulation du contenu en actes techniques des consultations, le phénomène de demande induite recouvre en partie celui d'aléa moral.

largement au médecin les choix thérapeutiques. L'assureur peut difficilement contrôler la nécessité du recours, le contenu thérapeutique et le coût associé de l'épisode de soins. Aux deux niveaux, il y a donc possibilité d'aléa moral. Que l'aléa moral *ex post* trouve sa responsabilité dans le comportement de l'assuré ou dans celui du médecin, les conséquences sur la relation entre niveau d'assurance et dépenses en soins seront identiques : un meilleur niveau d'assurance se traduira par une augmentation des dépenses. La question n'est pas neutre en revanche en termes de régulation, car la diminution de la rente informationnelle à la source de l'aléa moral passe par l'introduction de mécanismes d'incitations financières. Selon l'origine de l'aléa moral, l'internalisation du risque devra être partiellement supportée par le médecin, ou par le patient.

1.2 L'anti-sélection

La validation empirique de l'existence d'aléa moral dans le contexte de la santé est ardue car intervient une deuxième asymétrie d'information dont les conséquences, en termes de régulation, sont très différentes. Alors que l'aléa moral repose sur l'asymétrie d'information concernant une *action* d'un des acteurs de la relation principal-agent, on est en présence de sélection adverse (d'anti-sélection) quand l'asymétrie d'information concerne une *caractéristique* privée, notamment en termes de risque, de l'assuré. Étudiée dans le modèle de Rothschild et Stiglitz (1976), puis généralisée par les développements de l'économie des contrats, cette situation se traduit empiriquement elle aussi par une corrélation positive entre niveau d'assurance et niveau de risque.

En économie de la santé, les économistes pensent qu'en plus d'une asymétrie d'information concernant le comportement des assurés, concernant leurs efforts de prévention et leurs efforts pour se soigner à moindre coût, la situation d'assurance en santé est caractérisée par une asymétrie d'information concernant le niveau réel du risque couvert. Autrement dit, les assurés connaîtraient mieux leur risque santé que les assureurs³. Dans cette situation l'assureur, incapable de reconnaître les « bons » et les « mauvais » risques, propose des contrats où chaque niveau de couverture correspond à une dépense de soins moyenne dans la population. Les individus, eux, sont à même de mieux apprécier leur risque ; s'il est inférieur au risque moyen sur lequel est tarifé le contrat, ils ne le souscriront pas. On peut montrer alors qu'un équilibre peut émerger de cette situation et que ce sera un équilibre dit « séparateur » : si l'assureur propose une gamme de contrats différenciés, disons un contrat remboursant mal et un contrat remboursant bien, les personnes ayant un faible risque en santé vont choisir le contrat remboursant mal et les autres le contrat remboursant bien. Ainsi, tout comme en présence d'aléa moral, l'asymétrie d'information concernant son risque santé - l'anti-sélection - doit se traduire empiriquement par une corrélation entre niveau d'assurance et niveau de dépenses en soins. Cependant, cette corrélation positive viendra du fait que le choix du niveau d'assurance révélera le paramètre privé des individus sur leur niveau de risque⁴.

En plus d'avoir les mêmes conséquences empiriques, les notions d'aléa moral et d'anti-sélection, en assurance santé, peuvent être facilement confondues. Prenons deux individus de niveaux d'assurance différents, celui étant le mieux assuré consommant plus. Si la différence de consommation vient d'une différence sur une

³ Certains économistes défendent l'idée que les asymétries d'information concernant le niveau de risque santé est plutôt au bénéfice de l'assureur. Dans ce cas, il n'y aurait pas d'anti-sélection : les personnes ne seraient pas à même de sélectionner de manière stratégique leur niveau d'assurance puisqu'elles ne pourraient pas évaluer correctement leur risque (en tout cas moins bien que l'assureur).

⁴ On insiste à la suite de Chiappori et Salanié (1997) sur le fait que les modèles principal-agent en présence d'asymétrie d'information ne prédisent de corrélation entre niveau de dépenses et niveau d'assurance qu'au sein d'une même classe de risque (c'est-à-dire conditionnellement à l'ensemble des observables utilisées par l'assureur pour établir sa tarification); et non pas transversalement aux classes de risque.

caractéristique inobservable entre les deux individus, des degrés d'aversion pour le risque différents par exemple, mais que ces paramètres constituent des caractéristiques individuelles permanentes, la différence entre les niveaux de consommation de soins relèvera de phénomènes d'anti-sélection. Cette différence ne relèvera d'un phénomène d'aléa moral que si, pour l'individu le mieux couvert, c'est l'augmentation de sa couverture assurantielle qui a *induit* un changement dans son comportement de consommation de soins.

II - Quels travaux empiriques sur le sujet ?

La validation de l'hypothèse d'aléa moral en assurance santé a déjà fait l'objet de nombreuses études empiriques. Leur point de départ est invariablement le constat d'une corrélation positive entre niveau d'assurance et dépenses de santé. Quelles que soient les données, les pays et les systèmes d'assurance associés, cette relation est observée, et relativement forte, d'une élasticité de l'ordre de 0,2. Comme nous l'avons déjà dit, elle peut refléter le fait que les personnes choisissent leur niveau d'assurance en fonction de leur dépense de soins anticipée. Séparer ces deux effets est ardu et suppose idéalement de suivre en panel des individus soumis à des variations exogènes de leur niveau d'assurance. Nous reviendrons d'abord sur deux exemples de travaux disposant de ces données : l'expérience contrôlée de la RAND - la référence des travaux sur le sujet ; puis l'exploitation par Chiappori *et alii* (1998), sur données françaises, d'une situation d'expérience naturelle. La mise en place de dispositifs expérimentaux ou les situations d'expérience naturelle restent cependant rares en assurance santé comme dans le reste des sciences sociales, et la plupart des économètres doivent définir des stratégies d'identification sur des données en coupe, où les individus ont potentiellement sélectionné de manière stratégique leur niveau d'assurance en fonction de leur risque santé. Nous verrons quelles sont les principales stratégies d'identification envisageables dans un tel contexte.

II.1 Un dispositif d'expérience contrôlée et une situation d'expérience naturelle

L'étude qui fait référence en matière d'estimation de comportement d'aléa moral est l'expérience de la RAND. Cette expérience contrôlée d'envergure a consisté à affecter de manière aléatoire à 2 000 familles américaines des contrats d'assurance différant par leurs taux de couverture et par la part maximale des dépenses médicales laissées à la charge des familles (au-delà de ce plafond, toutes les dépenses étaient remboursées). Cette affectation aléatoire a permis de s'affranchir des problèmes de sélection endogène. Pendant cinq ans, les économistes ont suivi les comportements de recours aux soins des familles participantes. Ces recours ont ensuite été regroupés en épisodes de soins, définis comme l'ensemble des consommations associées à un même motif de recours. Les économistes de la RAND ont ensuite analysé aussi bien les décisions de débiter un épisode de soins, que la longueur de ces épisodes, en fonction, entre autres, de la situation assurantielle des familles.

Il ressort de cette expérience que le premier facteur discriminant dans le recours aux soins est le revenu, et ce, même parmi les familles ayant une assurance complète. Le niveau d'assurance a aussi un impact non nul : les dépenses en soins ambulatoires diminuent avec le taux de coassurance⁵. La variation est concave : c'est l'introduction d'un ticket modérateur (à 25%) qui entraîne la plus forte diminution des dépenses ; l'augmentation de ce ticket modérateur conduit ensuite à une diminution des dépenses plus faible. L'influence de la couverture assurantielle semble de surcroît plutôt porter sur la décision de débiter un épisode de soins que sur la longueur de l'épisode de soins. Dans le débat sur la source d'aléa moral, ce dernier résultat plaide plutôt pour un aléa moral trouvant sa source dans le comportement de l'assuré, plutôt que dans celui du producteur de soins. Une analyse poussée des soins auxquels les personnes non assurées renoncent montre enfin que les individus arbitrent mal entre consommations « importantes » et consommations relevant plus du confort que de l'impératif thérapeutique.

Pour complète qu'elle soit, cette étude empirique n'est pas directement transposable en France. L'assurance privée intervient aux États-Unis au premier dollar, alors qu'elle

⁵ Le taux de coassurance est le complémentaire par rapport à 1 du taux de remboursement.

n'intervient que pour la fraction non remboursée par l'assurance publique en France (même si le passage d'un taux de coassurance de 0 à 25% correspond grosso modo à la différence de taux de couverture sur les soins de ville entre les personnes détentrices d'une assurance obligatoire et celles qui ne le sont pas). Plus généralement, la transposition de ce résultat à la France n'est peut être pas si évidente, compte tenu de l'ampleur de nos différences culturelles, institutionnelles, voire sociales avec les États-Unis.

Le travail empirique mené par Chiappori et *alii* (1998) est effectué, lui, sur données françaises. Ces derniers exploitent une situation d'expérience naturelle lors de l'augmentation du ticket modérateur de 5% décidé par la loi Veil (1993). Les données, issues d'un organisme de prévoyance, contiennent les consommations des assurés sur deux ans. Une assurance est souscrite par l'entreprise dans laquelle travaillent ces personnes, la souscription étant obligatoire. Ce dernier point limite les risques de sélection adverse, puisque la souscription ne résulte pas d'un choix du salarié (elle est donc exogène). Les consommations de deux groupes sont analysées : le premier groupe de personnes est couvert par un contrat de complémentaire ayant intégralement compensé la baisse du taux de remboursement de l'assurance publique⁶. Dans le second groupe, les personnes sont assurées par un contrat de complémentaire n'ayant pas compensé la baisse du taux de remboursement de la sécurité sociale et ayant baissé son propre taux de remboursement de 5% supplémentaires. Pour ces personnes, la baisse effective du niveau d'assurance a donc été de 10%. La comparaison des consommations médicales des deux groupes ne fait ressortir aucune différence significative dans le nombre de consultations de ville, qu'il s'agisse de consultations de généralistes ou de spécialistes. Les auteurs ne trouvent d'aléa moral que sur le nombre de visites à domicile.

Bien que la structure d'expérience naturelle permette de bien neutraliser les effets de sélection, ce travail n'épuise pas la question de l'aléa moral dans le contexte institutionnel français. La faible variation du niveau d'assurance (10%) n'est peut être pas d'ampleur suffisante pour susciter des changements dans le comportement de recours aux soins. La période d'observation suivant la variation de niveau de couverture, relativement courte (un an), n'exclut pas qu'il existe un délai d'ajustement des comportements des assurés (une certaine hystérésis). Enfin et surtout, les assurés couverts par les contrats d'assurance étudiés ont des caractéristiques socioéconomiques particulières : ce sont des actifs, travaillant dans les secteurs de la banque et de l'assurance, d'un niveau de vie relativement aisé, et habitant de surcroît en Île-de-France. Comme pour les travaux de la RAND, les résultats de Chiappori et *alii* n'épuisent pas le débat sur la présence d'aléa moral sur la demande de soins dans le système de santé français, non pas parce qu'ils ne sont pas effectués sur données françaises, mais parce qu'ils ne concernent qu'un champ restreint de personnes. Ces deux études apportent un début de réponse à l'interrogation sur la présence d'aléa moral en santé. Mais leurs conclusions, présence d'aléa moral dans l'expérience de la RAND, aléa moral très limité dans le travail de Chiappori, si elles ne s'excluent pas forcément l'une l'autre, ne se confortent pas non plus.

II.2 Les estimations sur données en coupe

Pour la majorité des économètres, qui ne disposent pas de données issues d'un dispositif d'expérience contrôlée ou naturelle, la validation empirique de la présence d'aléa moral dans la demande de soins exploite des différences de dépenses en soins entre des personnes de niveaux d'assurance différents. Dans le contexte institutionnel français, la couverture sociale de base étant généralisée et offrant une couverture

⁶ L'existence d'un groupe de contrôle permet de plus de neutraliser les effets des autres mesures du plan Veil ayant pu avoir une influence sur la fréquence des consultations de médecine de ville (par exemple, la revalorisation de 5 francs des honoraires médicaux) ainsi que du contexte économique.

uniforme⁷, la validation de l'hypothèse d'aléa moral s'appuie souvent sur la comparaison des consommations médicales entre personnes avec et sans couverture complémentaire. Cette approche se heurte à la sélection endogène des choix d'assurance. On peut identifier trois stratégies d'identification dans les travaux récents d'économistes pour neutraliser cette endogénéité sur données en coupe. La première école consiste à faire l'hypothèse que la corrélation entre choix d'assurance et consommation médicale ne tient qu'à des facteurs observables (au rang desquels l'état de santé) et que si ces variables sont en variables de contrôle, le niveau d'assurance n'est plus endogène dans l'équation de consommation. Sur données françaises, les travaux de Caussat-Glaude (1993), Genier (1998), Buchmueller *et alii* (2002a) appartiennent à cette première veine de travaux empiriques. La deuxième école consiste à estimer le système d'équations simultanées constitué par l'équation de choix de souscription d'une assurance complémentaire et par l'équation de consommation médicale. La résolution de ce système suppose soit de mobiliser un instrument, soit d'opter pour une résolution reposant sur la seule forme fonctionnelle des équations. On trouvera des exemples de ces stratégies dans Buchmueller *et alii* (2002b) et dans Holly *et alii* (1998). Enfin, Gardiol *et alii* (2003) choisissent un parti tout autre : leur stratégie d'estimation s'appuie sur le postulat d'absence d'aléa moral sur les dépenses hospitalières, sous l'hypothèse relativement forte que les élasticités des dépenses ambulatoires et des dépenses hospitalières par rapport à l'état de santé sont identiques.

II.3 Dans la lignée des travaux de Caussat et Glaude (1993) : une anti-sélection circonscrite à l'état de santé

En reprenant les notations de Caussat et Glaude, l'équation de consommation de soins se formalise de la manière suivante :

$$y = Xb + \beta M + u$$

où y est une mesure de la consommation de soins, X est un ensemble de variables exogènes, M la variable dichotomique valant 1 si l'individu a une assurance complémentaire (et donc une meilleure couverture assurantielle) et 0 sinon. Économétriquement, le problème d'estimation des paramètres de l'équation déterminant les dépenses en soins réside dans l'endogénéité potentielle du choix d'assurance.

Supposons, conformément à ce que prédit la théorie économique, que les gens aient d'autant plus tendance à s'assurer qu'ils anticipent des dépenses élevées. Nous avons vu qu'ils peuvent anticiper des dépenses plus élevées pour deux raisons. Ils peuvent avoir objectivement un risque plus élevé, notamment lié à un état de santé plutôt dégradé. Ce facteur peut se contrôler si l'on dispose d'une batterie d'indicateurs de santé, objectifs ou subjectifs, indicateurs d'invalidité ou de risque vital. Pour valider la présence d'anti-sélection, les auteurs de cette famille de travaux comparent l'état de santé des populations de personnes avec, et sans, assurance complémentaire. Caussat et Glaude concluent que la propension à souscrire une assurance complémentaire croît avec le degré d'invalidité, mais pas avec le risque vital. Le premier de ces résultats plaide pour la présence d'antisélection, le deuxième pour son absence. Genier (1998) trouve des corrélations aux signes différents selon les indicateurs retenus et en conclut que les phénomènes de sélection liés la santé sont probablement d'ampleur limitée.

⁷ Aux personnes en affection longue durée près, mais cette différence de niveau assurantiel est probablement trop liée à l'état de santé pour être exploitable.

Au-delà de la discussion sur la pertinence des différents indicateurs d'état de santé⁸, cette approche est insuffisante pour contrôler la deuxième source d'anti-sélection, celle relative à des propensions à consommer différentes, à état de santé donné. Si la différence de propensions à consommer entre personnes avec et sans assurance complémentaire vient du fait que ces personnes ont des caractéristiques *inobservables* différentes, aucune comparaison directe entre les deux groupes d'individus ne renseignera sur la présence d'anti-sélection. Pour tester si l'endogénéité réside aussi dans des caractéristiques inobservables (par exemple un degré de préférence pour la santé plus fort que la moyenne des individus), les auteurs proposent un test de corrélation entre les résidus de l'équation de consommation médicale (u) d'une part, que l'on écrit :

$$y = Xb + \beta M + u \quad (1)$$

et ceux (v) de l'équation d'assurance :

$$M^* = Zc + v$$

où M^* est la variable latente associée à la propension à souscrire une assurance complémentaire ($M=1_{M^*>0}$). Z contient au moins toutes les variables exogènes X . Si Z contient d'autres variables, alors celles-ci n'ont pas d'effet direct sur y : elles n'interviennent pas dans l'équation (1). La validité de ce test dans ce contexte n'est toutefois pas garantie. En effet, modifions légèrement le modèle et supposons que M est une mesure continue du niveau d'assurance. L'équation d'assurance s'écrit alors directement :

$$M = Zc + v$$

Le test proposé par les auteurs consiste à tester la corrélation entre les résidus prédits par l'estimation séparée des deux équations ci-dessus. Or, par construction, \hat{u} va être orthogonal à M et à X puisque M et X figurent parmi les explicatives de l'équation (1). Le résidu estimé \hat{u} va aussi être orthogonal à Z , par définition de Z .

Par conséquent, on va avoir $\text{cov}(\hat{u}, \hat{v}) = \text{cov}(\hat{u}, M - Z\hat{c}) = 0$ par construction même du test.

Le test effectué par Caussat et Glaude (1993) et par Genier (1998) est un peu différent puisque si c'est la variable dichotomique attachée au fait d'avoir une mutuelle M qui est présente dans la première équation, la deuxième équation en revanche est un modèle linéaire non pas sur M mais sur la propension à avoir une complémentaire M^* . La non linéarité de la relation entre M et M^* ne détermine plus a priori le résultat du test sauf dans la partie où cette relation est linéaire (soit pour des probabilités variant entre 0,2 et 0,8). La probabilité d'avoir une assurance complémentaire étant plutôt plus élevée⁹, le test de corrélation des résidus ne sera pas automatiquement rejeté. Il reste que la méthodologie proposée pose problème.

⁸ On pourrait notamment souligner que l'effet d'une dimension aussi cruciale sur les consommations médicales n'est pas forcément linéaire.

⁹ Caussat et Glaude acceptent l'hypothèse d'absence de corrélation alors que Genier la refuse. Il est possible que ce soit l'augmentation de la proportion de personnes ayant une assurance complémentaire entre les deux dates des études qui explique ce résultat. Avec une proportion moyenne avoisinant les 80%, Caussat et Glaude ne sont pas loin de la zone où la relation entre M^* et M est linéaire alors que Genier, sur des données de dix ans postérieures, avec une proportion moyenne de 84% est en dehors de cette zone.

II.4 L'estimation simultanée du système d'équations

En toute rigueur, il faut estimer conjointement la relation entre consommation de soins et niveau d'assurance à partir de deux équations simultanées. On reprend les notations précédentes : la première équation est le choix de la personne de son niveau d'assurance (où sa consommation de soins anticipée est susceptible d'intervenir) ; la seconde est la détermination de la dépenses en soins (où le niveau d'assurance est susceptible d'intervenir). On a ainsi le système d'équations suivantes :

$$\begin{cases} M^* = Zc + v \\ y^* = Xb + \beta M + u \end{cases}$$

où M^* est la variable latente associée à la détention d'une assurance complémentaire (la propension à s'assurer), M la variable dichotomique associée et y^* la variable latente associée au fait de consommer des soins (on prend l'exemple où la mesure de la consommation de soins est la variable binaire indiquant si on a consommé des soins dans une période donnée).

Dans le cas où l'on pense que c'est à partir de caractéristiques observables que l'individu fonde son anticipation de dépenses en soins, on peut mettre ces variables en variables de contrôle et faire l'hypothèse que les résidus u et v sont indépendants (c'est ainsi que procèdent les études citées dans le paragraphe 2.3). Les études dont on parle ici ne postulent plus qu'il y a indépendance entre les résidus de l'équation d'achat d'assurance et ceux de consommation médicale (ce qui est le cas si l'individu forge son anticipation de dépenses en soins sur des caractéristiques inobservables). C'est le cas des travaux de Holly *et alii* (1998) qui estiment l'aléa moral sur la consommation de soins hospitaliers en Suisse.

L'estimation du système précédent se fait par maximum de vraisemblance, *en excluant certaines variables exogènes dans la deuxième équation* (X est strictement inclus dans Z) et en postulant une distribution bivariée normale des résidus (autorisant leur corrélation). Holly *et alii* retiennent comme variables d'exclusion¹⁰ l'âge sous forme quadratique et l'indice de masse corporelle sous forme également quadratique (les effets linéaires de ces variables étant présents dans les deux équations). Leurs résultats sur données suisses concluent à la présence d'aléa moral sur la probabilité d'avoir au moins un séjour en hôpital, à dépenses globales constantes.

Plusieurs études ont également estimé ce système d'équations en proposant d'autres variables d'exclusion. Parmi elles figure l'article de Buchmueller *et alii* (2004), où l'équation de consommation porte sur le fait d'être allé chez le médecin au moins une fois lors du mois précédant l'enquête. Les variables d'exclusion utilisées sont le fait d'être fonctionnaire et des variables relatives au statut d'occupation ou à la profession exercée. L'argument pour retenir le fait d'être fonctionnaire comme variable d'exclusion est que les fonctionnaires ont *a priori* une plus forte aversion au risque que les autres actifs occupés. Cela peut les conduire à plus s'assurer. Dans le cas français, ils ont aussi des mutuelles corporatistes à laquelle la plupart adhèrent. En revanche, le statut de fonctionnaire n'a *a priori* pas d'incidence sur la consommation de soins (surtout quand l'état de santé est contrôlé par ailleurs). Selon les auteurs, il n'y a pas de raison de penser que les fonctionnaires ont tendance à aller plus souvent chez le médecin que les autres personnes (à niveau de couverture et état de santé équivalents).

De la même façon, les variables d'activité professionnelle (situation sur le marché du travail, profession) ont été utilisées comme variables d'exclusion. Dans un contexte où l'accès à la complémentaire passe souvent par des contrats de groupe, les variables

¹⁰ Les variables d'exclusion sont les variables incluses dans la première équation et pas dans la seconde.

liées à la situation sur le marché du travail ou à la profession sont clairement corrélées à la probabilité d'avoir une assurance complémentaire. Elles remplissent donc la première des deux conditions d'une « bonne » variable d'exclusion. En revanche, il est peu probable que la situation d'activité et la profession exercée n'aient d'incidence sur la consommation de soins que par leur influence sur le niveau d'assurance. Il est établi que ces dimensions ont notamment une influence sur la consommation de soins transitant par l'état de santé et le revenu (Khlaf, 2004). En introduisant parmi les variables explicatives l'état de santé et le revenu, les auteurs limitent certes les risques de transmission par ces deux canaux. Mais il n'est pas exclu que ces contrôles soient insuffisants et qu'il reste un effet sur la consommation de soins (on sait que le niveau d'études joue aussi sur les comportements de recours aux soins).

Bien qu'elle paraisse être la bonne stratégie d'estimation, l'estimation du système d'équations simultanées bute donc sur le fait qu'il n'existe pas de variable d'exclusion dont la validité fasse consensus au sein de la communauté des chercheurs. L'utilisation d'instruments différents, bien qu'aucun ne soit irréprochable, permet néanmoins d'établir un faisceau de présomption sur la présence d'aléa moral puisque toutes les études aboutissent à cette conclusion. Il faut noter enfin que techniquement parlant, l'estimation du système d'équation peut se faire sans variable d'exclusion. L'identification se fait grâce à la spécification de la loi jointe des termes d'erreur. Les résultats de ce type d'estimation sont toutefois conditionnels à la bonne spécification des distributions des résidus.

II.5 Une hypothèse économique comme hypothèse identifiante

Les travaux de Gardiol, Geoffard et Grandchamp (2003) se démarquent des deux familles de travaux précédents par l'originalité de leur démarche. S'appuyant sur les résultats de la RAND selon lesquels l'aléa moral était limité sur la probabilité d'avoir un séjour hospitalier dans l'année, les auteurs font ici l'hypothèse qu'il n'y a pas d'aléa moral sur les soins en institution (bien que Gardiol ait abouti à la conclusion inverse dans ses travaux avec Holly sur les mêmes données, voir *supra*). La validité de cette hypothèse peut être discutée : il se peut que les personnes les moins couvertes, repoussant la date des soins qui leur seraient nécessaires, se retrouvent *in fine* plus souvent à l'hôpital. Cette hypothèse leur permet néanmoins d'estimer l'aléa moral sur la consommation de soins de ville.

Plus précisément, en appelant y_a la dépense en soins ambulatoires et y_h celle en soins hospitaliers, x un ensemble de descripteurs socio-économiques, m le niveau d'assurance, et h le niveau de santé, inobservable¹¹, les auteurs postulent qu'il existe une relation linéaire reliant ces variables :

$$E(y_a / x, h, m) = \alpha_a + \beta_a m + \gamma_a x + \vartheta_a h$$

$$E(y_h / x, h, m) = \alpha_h + \beta_h m + \gamma_h x + \vartheta_h h$$

On a donc :

$$E(y_a / x, m) = \alpha_a + \beta_a m + \gamma_a x + \vartheta_a E(h / x, m)$$

En exploitant les différences de consommations de soins entre personnes de niveaux d'assurance hétérogènes, on aura :

¹¹ On suppose pour l'exemple que l'antisélection se limite à des facteurs de risques objectivables (l'état de santé) mais le raisonnement pourrait être étendu à des paramètres de préférences individuelles inobservables.

$$E(y_a / x, m) - E(y_a / x, m') = \beta_a (m - m') + \vartheta_a (E(h / x, m) - E(h / x, m'))$$

$$E(y_h / x, m) - E(y_h / x, m') = \beta_h (m - m') + \vartheta_h (E(h / x, m) - E(h / x, m'))$$

Pour que leur méthode aboutisse, les auteurs font trois hypothèses supplémentaires :

- l'espérance conditionnelle de l'état de santé h selon le niveau d'assurance m et les exogènes x est linéaire en m et x et s'écrit donc sous la forme $E(h / x, m) = k m + l x$
- les élasticités des dépenses ambulatoires et des dépenses hospitalières à l'état de santé sont identiques : $\vartheta_a = \vartheta_h$
- il n'y a pas d'aléa moral sur les dépenses en soins hospitaliers : $\beta_h = 0$

Ces trois hypothèses supplémentaires permettent d'estimer β_a . Entre les deux niveaux de franchise les plus importants (150 euros et 1 000 euros environ), les dépenses en soins ambulatoires s'écartent de 34%, pour moitié dues à un effet de sélection, pour l'autre moitié à la présence d'aléa moral.

Ainsi si l'on synthétise les conclusions de ces travaux empiriques, qu'ils soient sur données françaises ou non, on peut remarquer qu'à l'exception (partielle) des travaux de Chiappori *et alii*, tous concluent à la présence d'aléa moral en santé. Les différentes contributions s'accordent notamment sur la présence d'aléa moral sur la consommation de soins de ville, et ont des conclusions plus contrastées sur la présence d'aléa moral pour la consommation de soins hospitaliers. À l'exception de l'expérience de la RAND, toutes reposent toutefois sur des hypothèses fortes : que ce soit sur la forme fonctionnelle des distributions, sur la nature de l'anti-sélection ou de l'aléa moral.

III - L'utilisation de l'information sur les contrats de groupe à adhésion obligatoire

III.1 Dans la littérature existante

Comment s'inscrit notre démarche au milieu de toutes ces contributions empiriques ? Sur données françaises, la littérature empirique n'a selon nous pas porté suffisamment d'attention à la spécificité que constituent les contrats de groupe dans la perspective d'estimer l'aléa moral. Les entreprises françaises ont la possibilité de proposer ou d'imposer à leurs salariés des contrats collectifs d'assurance maladie. Dans les contrats d'entreprise, les cotisations payées par l'employeur sont déductibles de l'impôt sur les sociétés. La complémentaire d'entreprise représente environ la moitié des contrats d'assurance complémentaire en santé. Parmi ces contrats d'entreprise, la moitié sont à adhésion obligatoire, c'est-à-dire que l'ensemble des salariés de l'entreprise sont obligés d'y souscrire. Que le contrat soit à adhésion obligatoire ou pas, l'employeur participe généralement au paiement de la prime, en moyenne à hauteur de 40%. La participation moyenne est plus fréquente dans le cas où le contrat est à adhésion obligatoire, mais lorsqu'il y a participation, elle est de même ampleur. L'employeur a quand même intérêt à choisir l'option d'un contrat collectif à adhésion obligatoire car il bénéficie alors d'aides supplémentaires de la part de l'État (la participation est exonérée de cotisations sociales et la part de la prime à charge du salarié est exonérée d'impôt sur le revenu).

L'idée que ces contrats évitent la sélection adverse avait déjà été utilisée auparavant. Chiappori *et alii* (1998), utilisant des données issues de contrats de groupe à adhésion obligatoire soulignaient que cela permettait de ne pas être soumis aux problèmes d'anti-sélection. De même, Genier (1998) a utilisé le fait d'être couvert par une complémentaire d'entreprise à adhésion obligatoire pour tester la présence d'anti-sélection en comparant l'état de santé moyen des personnes ainsi couvertes avec celui des personnes ayant choisi de souscrire une assurance complémentaire (contrat collectif à adhésion facultative ou contrat individuel). Sur les 5 mesures de la santé retenues, toutes montrent une santé légèrement plus favorable parmi les personnes ayant une assurance complémentaire à adhésion obligatoire. Cela plaide plutôt pour la présence de sélection sur le marché de l'assurance santé. Il faut rester cependant prudent face à ces résultats : l'auteur ne produit que des comparaisons de moyennes. Or, le fait d'avoir une complémentaire d'entreprise imposée par son contrat de groupe concerne plutôt les personnes en activité¹². Il aurait été intéressant de savoir si ces différences d'état de santé persistaient à âge donné.

Toutefois, comme nous l'avons déjà souligné, la présence d'anti-sélection ne se résume pas à des facteurs objectifs tels que l'état de santé. Il y a anti-sélection si les personnes choisissent leur niveau d'assurance en fonction d'une caractéristique privée ; en particulier il y a anti-sélection si les personnes qui ont une propension à aller chez le médecin plus souvent s'assurent plus que les autres. Plus convaincante sur la présence d'anti-sélection est ainsi la comparaison réalisée par Genier (1998) de la consommation de soins des personnes ayant une assurance complémentaire à adhésion obligatoire et celle des personnes ayant choisi cette adhésion. Les deux sous catégories de population ont chacune une assurance complémentaire, et ont donc un niveau de consommation de soins augmenté de l'éventuel effet de l'aléa moral. En revanche, les premiers ne sont a priori pas sélectionnés en fonction de leur risque (puisqu'on leur a imposé l'adhésion) alors que les seconds le sont peut être. C'est donc l'éventuelle présence d'auto-sélection qui expliquerait les écarts de recours aux soins. Les comparaisons de moyennes fournies par Breuil montrent

¹² Certes, la loi prévoit que les personnes qui partent en retraite (ou celles qui sont licenciées) continuent de bénéficier de la couverture des frais médicaux. Le tarif de l'assurance complémentaire peut augmenter de 50% (en plus du fait que l'employeur cesse la plupart du temps de participer aux cotisations). Une étude récente de l'Irdes (Perronnin, 2007) montre ainsi que le passage à la retraite est souvent associé à un changement de contrat.

qu'effectivement, pour 4 mesures de consommations sur 6, les assurés à adhésion obligatoire auraient une consommation médicale significativement plus faible en moyenne que les autres assurés. L'auteur souligne que ces différences n'existent plus quand on estime un modèle économétrique plus complet (mais les résultats ne sont pas fournis dans l'article).

Sur données américaines, Ettner (1997) avait déjà utilisé l'idée d'utiliser les complémentaires d'entreprise pour estimer la présence et l'ampleur d'aléa moral sur la consommation des bénéficiaires de Medicare. Elle utilisait le fait que certaines personnes souscrivent à une complémentaire au dispositif de Medicare par l'intermédiaire de leur travail et comparait leur niveau de consommation à celui des personnes ayant souscrit individuellement. Enfin, plus récemment, Barros et alii (2005) ont une méthodologie proche de celle utilisée dans notre travail : ils utilisent le fait que tous les fonctionnaires portugais sont affiliés d'office à une complémentaire de leur assurance maladie de base. Ils font la même hypothèse que la nôtre sur l'exogénéité de cette source d'assurance et utilisent des méthodes d'appariement pour estimer l'ampleur de l'aléa moral. Si les techniques d'estimation sont en apparence différentes, la philosophie des deux études est assez proche.

III.2 Dans cette étude

L'objet de cette étude est de pousser plus loin l'idée d'utiliser cette information pour estimer l'aléa moral. Si elle a déjà été utilisée, l'hypothèse d'exogénéité de la couverture par un contrat de groupe n'a pas été, nous semble-t-il, suffisamment discutée dans la littérature. Elle est, de fait, problématique. L'objectif est ici de voir en quels termes et sur quel champ elle peut s'appliquer.

L'hypothèse d'exogénéité n'est probablement pas valide sur l'ensemble de la population

L'hypothèse d'exogénéité de la couverture par un contrat collectif signifie que le fait d'être couvert par un contrat de groupe est indépendant du niveau de consommation de soins que les personnes ont à niveau d'assurance donné. Être couvert par un contrat collectif est incontestablement très lié au fait d'être en emploi. En toute rigueur, c'est même réservé aux salariés. Les personnes qui partent à la retraite peuvent généralement garder le contrat collectif qui les couvrirait tant qu'elles étaient salariés ; au moment du passage à la retraite, les assureurs sont obligés de proposer au salarié un contrat pour prendre la suite du contrat collectif (loi Evin). L'évolution de la prime est encadrée par la loi (elle doit être inférieure à 50%), mais l'employeur arrêtant de participer au paiement de celle-ci, la prime payée augmente souvent de manière substantielle (elle peut donc aller jusqu'à tripler). Même s'il n'a pas changé d'assureur, l'assuré change de situation : il se retrouve dans la situation d'un contrat à adhésion facultative sur le marché des contrats individuels.

Dans l'enquête Santé, quelques retraités et chômeurs déclarent être couverts en tant qu'assurés principaux par un contrat collectif obligatoire. Qu'ils aient tort n'est pas le problème ; qu'ils soient persuadés que la souscription est obligatoire souligne qu'ils ne se sont pas livrés à des arbitrages coûts/bénéfices de la complémentaire. Mais le problème est qu'ils sont très peu nombreux. Concrètement, les garder dans l'échantillon va conduire à comparer la consommation médicale de personnes avec complémentaire d'entreprise obligatoire, très majoritairement des personnes actives en emploi, avec celle de personnes n'en n'ayant pas, personnes d'âges plus variés. Compte tenu de l'importance de l'âge dans le risque maladie et la consommation médicale, cela n'est pas souhaitable.

De la même manière, il n'y aura presque aucun chômeur dans le groupe des personnes avec complémentaire de groupe obligatoire, et la plupart seront dans l'autre groupe. Or, les chômeurs ont une consommation médicale particulière par

rapport aux autres personnes ; d'abord parce qu'ils ont une santé plus dégradée (Khlal, 2004) mais aussi parce que leur condition matérielle peut les amener à renoncer plus souvent à des soins. Comme pour les retraités, garder les chômeurs dans l'échantillon conduirait ainsi à les concentrer dans un groupe, alors qu'on sait qu'ils ont une consommation médicale particulière. Il paraît plus prudent de ne pas les garder dans l'échantillon¹³. Enfin, nous avons choisi pour les mêmes raisons de ne pas garder non plus les indépendants dans l'échantillon. Le caractère particulier des indépendants en termes de santé ou de comportements de recours aux soins par rapport aux salariés est toutefois moins évident que celui des retraités ou des chômeurs.

Il vaut mieux formuler l'hypothèse d'exogénéité sur les seuls contrats à adhésion obligatoire

Cela posé, sur cette population plus restreinte et plus homogène, on peut se demander s'il vaut mieux formuler l'hypothèse d'exogénéité sur l'ensemble des contrats de groupe ou seulement pour ceux pour lesquels l'adhésion est obligatoire. Ainsi, Buchmueller et *alii* (2005) avaient utilisé l'information sur les contrats d'entreprise dans leur ensemble dans leurs estimations. Même si théoriquement, le fait de souscrire ou pas aux contrats collectifs quand ce n'est pas obligatoire relève d'un arbitrage, dans les faits, la participation de l'employeur et les termes négociés des contrats rendent très attractifs ces contrats collectifs pour les salariés. Même si théoriquement la personne est libre de souscrire ou non, on peut penser que pratiquement tous les salariés souscrivent le contrat. Nous avons néanmoins choisi de ne faire l'hypothèse d'exogénéité *que sur les seuls contrats à adhésion obligatoire* pour trois raisons. D'abord, même si la participation de l'employeur change les termes de l'arbitrage entre consommer ou pas, les salariés restent en position de choisir. Il est possible que les salariés les plus jeunes et ceux en meilleure santé choisissent de ne pas souscrire à la complémentaire que propose leur employeur. Ensuite, d'après l'enquête PSCE de l'IRDES, la participation des employeurs n'est pas systématique : dans le secteur des services, dans plus d'un tiers des cas, les employeurs proposent à leurs salariés d'adhérer à un contrat de groupe mais ne participent pas au paiement de la prime (Francesconi 2006). L'avantage pour le salarié par rapport à la souscription sur le marché individuel s'en trouve fortement réduite. Enfin, dans l'estimation, les conséquences de ce choix ne sont pas symétriques. Pour estimer correctement l'aléa moral, il est important que l'hypothèse d'exogénéité soit effectivement valide sur la population sur laquelle nous la formulons. Il vaut mieux la formuler sur un champ plus restreint (les contrats obligatoires) alors qu'on aurait pu l'étendre à tous les contrats de groupe plutôt que la formuler à tort sur un ensemble trop vaste de contrats.

Validité de l'hypothèse parmi les seuls salariés

Au final, l'hypothèse que nous formulons est la suivante : parmi les salariés, le fait d'être couvert par un contrat collectif à adhésion obligatoire est indépendant du niveau de consommation de soins que les personnes ont (ou auraient) à niveau d'assurance donné. Cette hypothèse est-elle vraiment fondée parmi les salariés ?

Il peut y avoir des comportements stratégiques l'invalidant de la part de chacun des agents économiques : l'assureur, l'entreprise, l'assuré.

L'assureur qui propose à l'entreprise ces contrats collectifs n'a *a priori* pas le moyen d'évincer les mauvais risques, car le contrat collectif obligatoire couvre par définition tous les salariés de l'entreprise et que la loi de 1989 rend obligatoire la prise en charge des états pathologiques antérieurs à la signature du contrat de l'assuré. Il n'est

¹³ Toute cette discussion sur le champ retenu est la même que celle qui argumente qu'il ne faut pas utiliser les variables liées à l'emploi comme variable instrumentale dans l'estimation du couple d'équations consommation médicale-niveau de couverture quand on travaille sur l'ensemble de la population (voir §2.4).

pas possible d'exclure certaines pathologies du contrat. La sélection des salariés en fonction de leur état de santé par l'assureur qui propose le contrat de groupe, n'est donc pas possible.

L'entreprise où il y a une complémentaire de groupe obligatoire a-t-elle les moyens d'éviter d'employer les personnes ayant de sérieux problèmes de santé (et donc de forts besoins de soins associés) ? Il est peu réaliste de penser qu'elle le ferait au motif que la prime des contrats de complémentaires maladie pourrait augmenter ; les sommes en jeu sont trop faibles. Il est plus réaliste de penser qu'elle pourrait essayer d'opérer une telle sélection pensant que les personnes ayant une santé très dégradée sont moins productives. Pour que cela soit gênant dans l'analyse, il faudrait cependant que ces comportements de sélection se retrouvent plus (ou moins) souvent dans les entreprises avec des contrats de complémentaires à adhésion obligatoire. Il n'y a aucune raison de le penser. De plus, nous avons exclu de l'analyse les personnes étant prises en charge à 100% par l'assurance maladie, notamment celles qui le sont au titre d'une affection longue durée (ALD). Les personnes pouvant faire l'objet de discrimination sur le marché de l'emploi du fait de leur état de santé ne font donc pas partie de l'analyse.

Les salariés qui anticipent qu'ils vont avoir des dépenses élevées peuvent-ils sélectionner les emplois où la complémentaire santé est obligatoire ? Le fait que l'employeur participe plus souvent au paiement de la complémentaire lorsque le contrat est à adhésion obligatoire (Francesconi *et alii*, 2006) pourrait l'expliquer. Replaçons néanmoins les choses dans leur contexte : encore une fois, les personnes ayant une maladie chronique, celles qui peuvent légitimement s'attendre à avoir une consommation médicale élevée, sont exclues de l'analyse. De plus, nous sommes dans un pays où l'accès au marché du travail est rationné (9% de chômeurs) et où l'accès à une complémentaire santé n'est pour beaucoup financièrement pas réhibitoire (en tous cas pour ceux qui peuvent se permettre de choisir leur emploi). Ainsi, d'après les données de l'enquête ESPS 2004, la prime moyenne payée sur le marché de l'assurance individuelle était en 2004 de 25 euros mensuels par personne assurée et de 80 euros en moyenne par contrat (où généralement plusieurs personnes sont assurées)¹⁴.

Il ne nous semble donc pas qu'une corrélation entre la consommation médicale à niveau d'assurance fixé et le fait d'être ou non couvert par un contrat de groupe à adhésion obligatoire puisse résulter de comportements stratégiques de la part des agents économiques (salarié, assureur, employeur). En revanche, la corrélation pourrait exister du fait des caractéristiques particulières des entreprises ayant de tels contrats. Par exemple, les contrats de groupe sont plus répandus dans les grandes ou moyennes entreprises que dans les petites¹⁵. S'il s'avérait par exemple que par ailleurs, la structure des employés de ces entreprises est telle que les contrats à adhésion obligatoire couvrent plutôt des salariés âgés, cela pourrait invalider l'hypothèse d'indépendance (puisque la consommation médicale est elle aussi corrélée à l'âge). Dans les faits, l'âge n'est pas corrélé à la probabilité d'être couvert par un tel contrat. En revanche, les entreprises avec contrat de groupe obligatoire ont une structure d'emploi un peu particulière : elles emploient plus souvent des cadres et des professions intermédiaires (Francesconi *et alii*, 2006). L'état de santé et plus généralement les habitudes de consommations médicales étant liées à la catégorie socioprofessionnelle, nous ne formulons donc l'hypothèse d'indépendance que conditionnellement à un certain nombre de caractéristiques individuelles : l'âge, le diplôme, la catégorie socioprofessionnelle. De même, la fréquence des contrats de groupe à adhésion obligatoire est liée au secteur d'activité de l'entreprise : nous

¹⁴ La situation est très différente de celle qui prévaut aux États-Unis où la sélection des emplois en fonction de l'assurance proposée par l'entreprise existe (phénomène connu sous le nom de job lock). Mais aux États-Unis l'assurance intervient au premier dollar et non comme en France sur la partie complémentaire non remboursée par l'Assurance Maladie.

¹⁵ Même si ensuite, il n'existe pas de liaison entre la taille des entreprises et le fait que ces contrats soient à adhésion facultative ou obligatoire (Perronnin, 2004).

raisonnerons donc conditionnellement au secteur d'activité de l'entreprise. En revanche, la taille de l'entreprise dans laquelle est employé le salarié n'est pas disponible dans l'enquête Santé.

Un modèle logistique estimé sur les seuls salariés confirme que la probabilité d'avoir une complémentaire obligatoire est surtout corrélée au secteur d'activité : elle est plus forte dans le secteur de la construction, plus faible dans les activités de services. En termes de caractéristiques individuelles, les personnes ayant ce type de complémentaire sont plus souvent cadres et moins souvent employés ou ouvriers¹⁶. A catégorie socioprofessionnelle fixée, l'âge et le niveau de vie sont peu corrélés à la probabilité d'avoir une complémentaire à adhésion obligatoire; l'état de santé déclaré¹⁷ et le diplôme pas du tout. Certaines de ces variables sont potentiellement corrélées à la consommation de soins : nous ne formulerons donc l'hypothèse d'indépendance que conditionnellement à ces explicatives. Dans un premier temps, nous raisonnerons à genre, âge, diplôme, catégorie sociale et secteur de l'emploi donnés¹⁸ ; nous étudierons ensuite la sensibilité des résultats à l'introduction d'autres variables (niveau de vie, de l'état de santé, du fait d'avoir des enfants) dans la liste des variables conditionnantes.

Il reste quand même une possibilité pour que l'hypothèse d'indépendance conditionnelle ne soit pas valide. Même si, dans le contexte français, être couvert par un contrat de groupe à adhésion obligatoire ne constitue pas en soi un avantage suffisant pour déclencher des comportements stratégiques, il se peut que cela soit lié à un ensemble plus vaste d'avantages sociaux (notamment liés à la présence de comités d'entreprise) : plans de prévoyance, participation aux bénéfices, 13^{ème} mois... Pris ensemble, ces avantages peuvent déclencher des comportements stratégiques de la part des salariés (lorsqu'ils recherchent un emploi). Pour invalider l'hypothèse, il faut encore que les salariés qui arrivent à se faire embaucher dans de telles entreprises aient tendance à avoir une consommation médicale plus élevée (ou plus faible) que les autres salariés. Il se peut aussi que ces contrats de groupe à adhésion obligatoire soient dans des entreprises particulièrement soucieuses du bien être de leurs salariés et que ceux-ci développent moins de maladies liées aux conditions de travail. Le fait de raisonner par catégorie socioprofessionnelle et par secteur d'activité devrait limiter ces risques.

En résumé, l'hypothèse que nous formulons est la suivante : parmi les salariés, à caractéristiques observables données et à niveau d'assurance donné, le fait d'être couvert par un contrat d'assurance obligatoire est indépendant du niveau de consommation médicale de la personne. Nous proposons de mobiliser cette hypothèse dans le cadre théorique du modèle causal de Rubin, modèle que nous détaillons dans la section suivante.

¹⁶ Ces résultats sont cohérents avec ceux dans l'enquête Protection Sociale Complémentaire d'Entreprise de l'Irdes.

¹⁷ Ceci est cohérent avec l'argumentaire développé plus haut.

¹⁸ Avec ces seules variables de contrôle, l'état de santé reste non significatif dans le modèle sur le fait d'avoir une complémentaire obligatoire.

IV - Le cadre théorique

La littérature consacrée à l'évaluation d'effets causaux bénéficie depuis une vingtaine d'années de multiples contributions théoriques. On entend par littérature de l'évaluation celle consacrée à l'identification d'un effet causal d'une variable généralement dichotomique, qu'on appelle le « traitement », sur une variable d'output (ou de résultat), qu'on appelle « outcome ». La participation au traitement étant rarement indépendante de la situation de départ, c'est la résolution du problème de sélection qui se trouve au cœur de ces réflexions. Historiquement développées dans le cadre de l'évaluation de dispositifs d'accompagnement au retour à l'emploi, ces méthodes s'appliquent à un ensemble plus vaste de problématiques, ayant en commun l'endogénéité d'une variable dichotomique. Parmi les contributions majeures de cette littérature figure un article de 1996 d'Angrist, Imbens et Rubin (AIR dans toute la suite) : « Identification of Causal Effects Using Instrumental Variables ». Les auteurs y exposent un cadre formel dans lequel l'estimateur par variable instrumentale prend une dimension causale pour un sous-groupe particulier de la population. Un des apports de leur approche est que, en rupture avec les approches économétriques classiques, elle se place d'emblée dans la situation où l'effet du traitement au sein de la population est hétérogène. C'est dans ce cadre que nous allons poser notre problème d'estimation de l'aléa moral en santé. La variable d'outcome est la consommation de soins sur laquelle on cherche à mesurer l'effet causal du traitement « avoir une assurance complémentaire ». Nous allons utiliser le fait d'avoir une assurance complémentaire obligatoire par son contrat de travail comme instrument. Nous allons montrer que cette variable remplit les conditions énoncées par AIR pour proposer un estimateur du Local Average Treatment Effect (LATE), qui s'interprétera comme la surconsommation médicale induite par la meilleure couverture assurantielle sur le sous-groupe des personnes qui, à moins d'y être forcées par leur contrat de travail, ne souscrivent pas à une assurance complémentaire. Avant d'exposer le cadre d'AIR, nous commençons par une approche moins formelle et plus intuitive du problème.

IV.1 Approche intuitive

Les notations utilisées dans toute la section 4 du document sont les suivantes.

- $Y_i(1)$ est la consommation de soins de l'individu i lorsqu'il a une assurance complémentaire
- $Y_i(0)$ est la consommation de soins de l'individu i lorsqu'il n'a pas d'assurance complémentaire
- Z_i est la variable dichotomique indiquant si l'individu i est ou non couvert par un contrat à adhésion obligatoire
- D_i est la variable indiquant si l'individu i est couvert par une complémentaire
- X est un vecteur de variables socio économiques (incluant le sexe, l'âge, le diplôme, la catégorie socio professionnelle, le secteur de l'entreprise dans laquelle on travaille).

L'hypothèse identifiante formulée à la fin de la section 3 s'écrit :

$$Y_i(1) \perp Z_i / X \quad (H)$$

Sous cette hypothèse, on peut écrire :

$$E(Y_i(1) / Z_i = 1, X = x) = E(Y_i(1) / Z_i = 0, X = x)$$

Soit, en décomposant le terme du membre de droite de l'égalité :

$$E(Y_i(1)/Z_i=1, X) = \mathbf{E}(Y_i(1) / Z_i = 0, D_i=0, X) P(D_i=0 / Z_i = 0, X) + E(Y_i(1) / Z_i = 0, D_i=1, X) P(D_i=1/Z_i=0, X)$$

(1) (2) (3) (4) (5)

Si l'on détaille les termes de l'égalité ci dessus :

- la contrepartie empirique de (1) est observable sur l'échantillon : c'est la consommation médicale avec assurance complémentaire des salariés (à caractéristiques X) couverts par un contrat obligatoire
- la contrepartie empirique de (3) est aussi observable : c'est la proportion de salariés qui, n'ayant pas par leur travail d'assurance complémentaire obligatoire, choisissent de ne pas en souscrire une
- la contrepartie empirique de (4) est observable : c'est la consommation médicale avec assurance complémentaire des salariés qui ont choisi de souscrire une assurance complémentaire
- la contrepartie empirique de (5) est observable : c'est la proportion de salariés qui, n'ayant pas par leur contrat de travail d'assurance complémentaire obligatoire, choisissent d'en souscrire une

A partir de ces 4 termes, on va donc pouvoir estimer (2) qui est la consommation médicale qu'auraient les salariés qui n'ont pas d'assurance complémentaire (parce qu'aucune ne leur a été imposée et qu'ils n'en ont pas souscrit volontairement) s'ils en avaient une et en déduire le surcroît de consommation médicale qu'entraînerait le fait d'avoir une complémentaire.

Cette première approche donne les intuitions derrière la méthode d'estimation mais elle masque des hypothèses (qui sont faites implicitement dans les écritures choisies). Nous allons revenir plus en détail sur ces hypothèses en posant le problème d'estimation dans le cadre d'Angrist, Imbens et Rubin.

IV.2 Cadre théorique d' AIR

Inscrivons notre problématique dans le cadre d'analyse du modèle causal d'AIR¹⁹. On reprend les notations ci-dessus en les aménageant :

- la variable Z_i est appelée variable d'assignation.
- D_i est la variable de traitement. $D_i(z)$ est la valeur que prend D_i pour $Z_i = z$. $D_i(0)$ est la décision d'adhésion qu'a prise (ou qu'aurait prise) l'individu dans la situation où il n'a pas (ou n'aurait pas) de complémentaire obligatoire par son travail. $D_i(1)$ est la décision qu'il prend s'il en a une ; comme celle-ci est obligatoire, $D_i(1)=1$.

Il est important de comprendre que conceptuellement, *tout* individu a une valeur pour $D_i(0)$, qui est le choix de prendre ou non une complémentaire dans le cas où il n'en aurait pas une automatiquement par son travail. La

¹⁹ Le modèle d'AIR a été posé dans le cadre où la variable Z était une variable instrumentale, c'est-à-dire une variable corrélée à la variable de traitement mais n'ayant d'influence sur Y que par ce biais là. Dans notre contexte, on a mieux qu'un instrument puisque le fait d'avoir $Z_i = 1$ rend automatique le fait d'avoir $D_i = 1$ (alors qu'un simple instrument augmente la probabilité d'être traité). Le cadre d'AIR se généralise facilement à ce cas.

valeur de cette décision n'est cependant observée que pour les individus qui ont été en situation d'avoir à choisir.

- $Y_i(z,d)$ est la valeur de la consommation médicale lorsque $Z_i=z$ et $D_i=d$.

Là encore, tout individu a potentiellement 4 valeurs²⁰ de consommation médicale selon les valeurs de Z et D , mais comme on n'observe cet individu que dans une situation donnée (et non les 4), on n'en connaît qu'une.

Le modèle d'AIR repose sur une série d'hypothèses. Deux nous paraissent dans notre contexte relativement triviales. La première est l'hypothèse dite SUTVA (Stable Unit Treatment Value Assumption), qui veut que les fonctions D_i et Y_i pour l'individu i ne dépendent que de sa situation propre et non de celle des autres²¹.

La deuxième condition est l'hypothèse de monotonie stricte. Généralement, elle comprend deux parties. Il faut d'une part que toute personne qui participe au traitement dans le cas où elle a $Z=0$ y aurait participé avec $Z=1$. Il faut d'autre part qu'il y ait au moins une personne qui ne participe pas avec $Z=0$ mais qui participe avec $Z=1$. Ces deux conditions s'écrivent :

$$\forall i, D_i(1) \geq D_i(0)$$

$$\exists j_o, D_{j_o}(1) > D_{j_o}(0)$$

Dans notre cas, puisque par définition $D_i(1)=1$ (toute personne qui a une complémentaire obligatoire en a une), la première partie de la condition est automatiquement vérifiée et l'hypothèse de monotonie stricte se résume à la deuxième condition : il faut qu'il existe au moins une personne qui ne prend pas d'assurance complémentaire si elle n'y est pas obligée par son contrat de travail. Cela est trivial.

La troisième condition est l'hypothèse d'exclusion. Elle s'écrit formellement :

$$Y(z,d) = Y(z',d) \quad \forall z, z' \quad \text{et} \quad \forall d$$

Il y a deux aspects dans cette hypothèse. Le premier est celui contenu dans la notion de variable instrumentale, qui veut que le fait d'avoir une complémentaire obligatoire ne joue sur la consommation médicale que par l'intermédiaire de son impact sur le fait d'avoir une complémentaire. Dit autrement, si la consommation médicale de l'individu i dépend de facteurs observables X , du fait d'avoir ou non une complémentaire D , et de facteurs que l'on n'observe pas u , il faut que le fait d'avoir une complémentaire obligatoire Z soit orthogonal à u conditionnellement à X . Cela découle de l'hypothèse d'identification (H) que nous avons formulée. Nous avons fait l'hypothèse que conditionnellement à certaines variables observables, la consommation médicale avec complémentaire santé était orthogonale au fait d'avoir ou pas une complémentaire obligatoire. C'est donc supposer, qu'une fois la dimension assurantielle prise en compte, le fait d'être couvert ou non par une assurance à adhésion obligatoire était non corrélé avec les autres facteurs jouant sur la consommation médicale.

Le second aspect de l'hypothèse d'exclusion découle du fait qu'elle s'écrit en particulier : $Y(Z=0,1) = Y(Z=1,1)$. La surconsommation induite par le fait d'être mieux assuré doit être identique dans le cas où l'assurance est à adhésion volontaire et dans le cas où elle est obligatoire. Cela ne va pas de soi, car les niveaux de remboursement des complémentaires obligatoires et des complémentaires souscrites

²⁰ En réalité 3, puisque le doublet ($D=0, Z=1$) n'existe pas.

²¹ On notera qu'on a fait implicitement cette hypothèse dans les notations que l'on vient de définir. Si cela n'avait pas été le cas, on aurait été obligé d'écrire $Y_i(Z_{k,keN}, D_{k,keN})$, où k aurait indicé chaque individu de la population. A la place, on a d'emblée écrit $Y_i(Z_i, D_i)$.

volontairement sont différents. Les contrats de groupe offrent des couvertures en moyenne plus généreuses que les contrats individuels, notamment en optique et en dentaire (Couffinhal *et alii*, 2003). Or, les personnes couvertes par une complémentaire obligatoire le sont forcément par un contrat de groupe, alors que les personnes couvertes par un contrat d'assurance souscrit volontairement peuvent avoir souscrit ce contrat par l'intermédiaire de leur emploi (c'est alors un contrat de groupe) ou individuellement. En moyenne, le niveau des remboursements des contrats souscrits volontairement est donc plus faible et l'aléa moral attaché à ces contrats peut être plus limité que celui attaché aux contrats obligatoires. Ce risque sera d'autant plus élevé que les niveaux de remboursement varieront beaucoup d'un contrat à l'autre (pour l'achat de lunettes ou de prothèses dentaires notamment). Pour éviter cela, nous avons choisi comme mesure de la consommation de soins le nombre de visites chez un généraliste²². Nous pensons que c'est une des mesures de la consommation de soins pour laquelle la variation de prix induite par la présence d'une complémentaire est la plus homogène, quelle que soit cette complémentaire. 85% des généralistes appartiennent au secteur 1 et pratiquent donc les tarifs conventionnés. Or, tous les contrats, même les contrats dits de base, remboursent l'intégralité du ticket modérateur pour ces tarifs. La variation de prix induite par la présence d'une complémentaire pour les consultations de spécialistes est moins homogène que celles pour les généralistes. Ils sont plus nombreux à exercer en secteur 2 (38%) et la part des dépassements dans leurs honoraires est plus élevée que pour les généralistes (15%). Or ces dépassements sont pris en charge de manière différenciée selon les contrats de complémentaires santé. Toutefois, la possibilité d'une substitution entre les deux types de consultations nous a conduits à retenir comme mesure de la consommation médicale l'ensemble des consultations auprès de médecins.

L'hypothèse d'exclusion permet de définir l'« outcome » potentiel comme seule fonction de D :

$$Y(d) = Y(z, d) = Y(z', d) \quad \forall z, z' \text{ et } \forall d$$

AIR définissent alors l'effet causal du traitement D sur Y (Treatment Effect) pour l'individu i :

$$TE_i = Y_i(1) - Y_i(0).$$

L'espérance de cette quantité correspond à l'effet moyen du traitement (Average Treatment Effect). Sous les trois hypothèses (SUTVA, monotonie et exclusion), AIR montrent l'égalité suivante :

$$E [Y_i(1) - Y_i(0) / D_i(1) - D_i(0) = 1] = \frac{E (Y_i(D_i(1)) - Y_i(D_i(0)))}{E (D_i(1) - D_i(0))}$$

Le membre de gauche de l'égalité ci-dessus est l'effet moyen du traitement sur la sous-population définie par $D_i(1) - D_i(0) = 1$. C'est donc un effet local. Pour cette raison, la quantité de gauche est appelée LATE (Local Average Treatment Effect). Comme l'hypothèse de monotonie exige que $D_i(1) - D_i(0)$ soit égal à 1 ou à 0, la sous-population des $D_i(1) - D_i(0) = 1$ est identique à la sous-population des personnes telles que $D_i(0) = 0$ et $D_i(1) = 1$. Il s'agit des personnes que le passage de $Z=0$ à $Z=1$ conduit à participer au traitement. Elles sont appelées « compliers ».

²² Plus précisément, en raison de la distribution à queue épaisse du nombre de recours, nous travaillons sur la probabilité d'avoir au moins un recours dans l'année (pour être moins exposés aux erreurs de mesure dus aux problèmes de mémoire).

Avec l'hypothèse supplémentaire de Z orthogonal à D(0) (et donc à D(1))²³, on montre que le LATE peut s'estimer par l'estimateur par variables instrumentales. En effet, on peut écrire :

$$\frac{E(Y_i(D_i(1)) - Y_i(D_i(0)))}{E(D_i(1) - D_i(0))} = \frac{E(Y_i(D_i(1)) / Z_i = 1) - E(Y_i(D_i(0)) / Z_i = 0)}{E(D_i(1) / Z_i = 1) - E(D_i(0) / Z_i = 0)} = \frac{E(Y_{\text{obs},i} / Z_i = 1) - E(Y_{\text{obs},i} / Z_i = 0)}{E(D_{\text{obs},i} / Z_i = 1) - E(D_{\text{obs},i} / Z_i = 0)}$$

où $Y_{\text{obs},i}$ est la consommation médicale observée de l'individu i et $D_{\text{obs},i}$ est la variable observée indiquant s'il a ou non une complémentaire. L'estimateur obtenu en utilisant Z comme variable instrumentale estime donc le LATE.

IV.3 L'estimation de la distribution complète pour les « compliers »

Dans ce qui précède, nous avons mobilisé les hypothèses d'indépendance conditionnelle pour proposer un estimateur de l'effet *moyen* de la détention d'une assurance complémentaire pour les salariés qui, en l'absence d'une obligation inscrite dans leur contrat de travail, ne veulent pas d'assurance complémentaire. On peut trouver dommage de construire un canevas théorique où l'effet causal est hétérogène au sein de la population et de n'estimer qu'une moyenne de cet effet causal, perdant ainsi une grande partie de l'intérêt du cadre d'analyse avec effet hétérogène. Les hypothèses d'indépendance conditionnelle peuvent aussi être mobilisées pour estimer l'ensemble de la distribution des $Y_i(1) - Y_i(0)$ pour les « compliers ». La méthode utilisée, développée dans un article d'Imbens et de Rubin de 1997, est reprise ici en étant directement adaptée au problème d'évaluation de l'aléa moral.

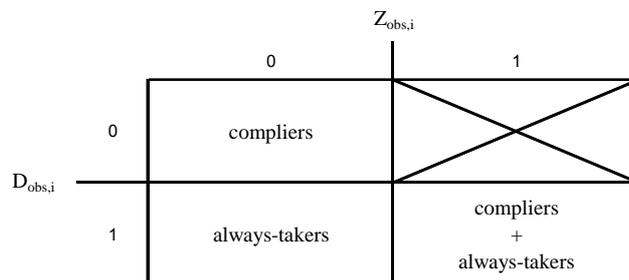
Dans leur article de 1997, AIR scindent ainsi la population en quatre groupes. Les « always-takers » sont ceux qui participent au traitement, que l'instrument prenne les valeurs 0 ou 1 : $D_i(0) = D_i(1) = 1$. Les « compliers » sont ceux qui, en situation où ils ont $Z_i = 0$, ne participent pas au traitement, mais qui participe(raie)nt avec $Z_i = 1$: $D_i(0) = 0$ et $D_i(1) = 1$. Les « never-takers » sont ceux qui ne participent jamais au traitement : $D_i(0) = D_i(1) = 0$. Les « defiers » sont ceux qui ne participent pas au traitement avec $Z = 1$ mais qui participent avec $Z = 0$: $D_i(0) = 1$ et $D_i(1) = 0$. Pour une personne donnée, le fait que l'on n'observe jamais simultanément $D_i(Z_i = 0)$ et $D_i(Z_i = 1)$ rend impossible son attribution à l'un des quatre groupes de la population (les « always-takers », les « compliers », les « never-takers », « defiers »). Par exemple, si l'on observe la personne dans la situation $Z_i = 1$, et qu'il se trouve que pour cette personne $D_i(Z_i = 1) = 1$, on ne saura pas si cette personne appartient au groupe des « always-takers » ($D_i(Z_i = 0) = 1$) ou à celui des « compliers » ($D_i(Z_i = 0) = 0$). En continuant ce raisonnement, on peut déduire que l'on a la répartition suivante :

		$Z_{\text{obs},i}$	
		0	1
$D_{\text{obs},i}$	0	compliers + never-takers	defiers + never-takers
	1	defiers + always-takers	compliers + always-takers

L'hypothèse de monotonie revient à dire qu'il n'y a aucun « defier » dans la population : toute personne qui accepte le traitement avec $Z_i = 1$ l'aurait accepté avec $Z_i = 0$. Dans notre contexte, il n'y a pas non plus de « never-taker », puisque toute

²³ Pour pouvoir estimer le LATE par l'estimateur par variables instrumentales, AIR posent l'hypothèse (plus forte) de la distribution aléatoire de Z dans la population. Cette hypothèse n'est pas nécessaire.

personne ayant un contrat à adhésion obligatoire a une assurance complémentaire. La répartition des individus s'en trouve simplifiée :



Les personnes pour lesquelles on a $Z_{obs,i}=0$ et $D_{obs,i}=0$ sont obligatoirement des « compliers ». L'inverse n'est pas vrai : il existe aussi des « compliers » dans le groupe des $Z_{obs,i}=1$.

On va s'appuyer sur cette partition pour estimer la distribution complète de la consommation médicale avec assurance complémentaire des « compliers ». En adoptant les notations de Imbens et Rubin (97), notons $f_{zd}(y)$ la distribution de $Y_{obs,i}$ dans le sous-ensemble $Z_{obs,i}=z$ et $D_{obs,i}=d$. Ces distributions sont directement estimables à partir des observations dont on dispose. Notons également

- ϕ_a et ϕ_c les proportions respectives d' « always takers » et de « compliers » dans la population,
- g_{c0} la distribution de la consommation sans assurance complémentaire $-Y_i(0)$ pour les compliers,
- g_{c1} la distribution de la consommation avec assurance complémentaire $-Y_i(1)$ pour ces mêmes compliers.
- $g_a(y)$ la distribution des $Y_i(1)$ pour les always-takers.

Les hypothèses d'indépendance conditionnelle garantissent que la loi de $Y_i(1)$ pour les « always-takers » ayant $Z_{obs,i}=0$ est identique à la loi de $Y_i(1)$ pour l'ensemble des « always-takers ». De même, on estime la proportion de « compliers » dans la population par la proportion de « compliers » parmi les individus ayant $Z_{obs,i}=0$.

Les trois distributions (inconnues) des consommations de soins des « always-takers » et des « compliers » sont liées aux distributions de Y_i ($Z_{obs,i}, D_{obs,i}$) par les relations suivantes :

$$f_{00}(y) = g_{c_0}(y)$$

$$f_{01}(y) = g_a(y)$$

$$f_{11}(y) = \frac{\phi_c}{\phi_c + \phi_a} g_{c_1}(y) + \frac{\phi_a}{\phi_c + \phi_a} g_a(y)$$

En combinant ces trois relations, on obtient un estimateur de la consommation de soins des « compliers » avec assurance complémentaire :

$$\tilde{g}_{c_1}(y) = \frac{\hat{\phi}_c + \hat{\phi}_a}{\hat{\phi}_c} \tilde{f}_{11}(y) - \frac{\hat{\phi}_a}{\hat{\phi}_c} \tilde{f}_{01}(y)$$

et sans assurance complémentaire :

$$\tilde{g}_{c_0}(y) = \tilde{f}_{00}(y)$$

On obtient ainsi la distribution complète, sur les « compliers », de la consommation de soins pour chaque valeur du traitement, et non pas seulement la différence de leurs moyennes.

V - Données et contexte

V.1 L'enquête décennale Santé 2002-2003

Les estimations empiriques s'appuient sur les données de l'enquête décennale Santé conduite entre septembre 2002 et octobre 2003 auprès de 40 000 personnes vivant en ménage ordinaire. Son objectif est de mesurer l'état de santé et les consommations médicales de la population. Les personnes sont interrogées à trois reprises, à un mois d'intervalle. L'état de santé est appréhendé dans sa dimension subjective (état de santé perçu) et de manière plus objective à travers deux indicateurs codés par les médecins de l'IRDES —invalidité, risque vital— à partir de la morbidité déclarée par les individus. La situation en terme d'assurance fait l'objet d'un questionnement détaillé ; sont notamment disponibles l'information sur le fait de détenir ou non une complémentaire maladie, le mode de souscription de cette complémentaire et des informations relatives au niveau de garanties de la complémentaire. La question sur le caractère facultatif ou obligatoire de l'adhésion à l'assurance n'est posée qu'aux assurés principaux (probablement pour éviter un taux de non-réponse trop important).

Pour mesurer les consommations médicales, chaque personne est interrogée sur le nombre de fois où elle a consulté un généraliste / un spécialiste dans l'année écoulée, le nombre d'hospitalisations (y compris de jour et à domicile) en détaillant le motif de recours, le service d'accueil et la durée du séjour hospitalier. A la deuxième et la troisième visite de l'enquêteur, sont également mesurés le nombre de visites chez le médecin le mois précédent (avec un descriptif détaillé des raisons, la présence ou non de dépassement d'honoraires...), chez un spécialiste par domaine de compétence, chez le dentiste. Sont listés les examens et bilans de santé effectués, les soins paramédicaux reçus et les médicaments et produits pharmaceutiques achetés (avec et sans ordonnance séparément).

V.2 Situation assurantielle

La quasi-généralité des personnes bénéficie de la couverture dite « de base » assurée par l'assurance maladie. Les données que nous utilisons sont antérieures à la mise en place du parcours de soins : toutes les consultations médicales sont remboursées sur la base du tarif de sécurité sociale (20/23 euros) que ce médecin exerce en secteur 1 (tarif conventionné) ou en secteur 2 (tarif libre). Le complément est remboursé par l'assurance complémentaire. Tous les contrats remboursent la totalité du ticket modérateur pour les consultations auprès de médecins conventionnés. Les dépassements d'honoraires des médecins en secteur 2 sont en revanche plus ou moins bien couverts selon les contrats d'assurance. Cependant la plupart des généralistes exercent en secteur 1 (85% d'entre eux) ou ont des tarifs proches du secteur conventionné. Les dépassements représentent au total 4% de leurs honoraires. Pour ces consultations, la variation de prix induite par le fait d'avoir une complémentaire santé est donc relativement homogène. En revanche, la variation du prix de la consultation d'un spécialiste induite par la couverture complémentaire est moins homogène selon les contrats puisque les dépassements représentent 15% des honoraires.

En population générale, 90% des personnes ont une complémentaire maladie. Cette proportion est identique parmi les seuls salariés. Parmi ceux qui sont assurés principaux, 26% sont couverts par un contrat de groupe à adhésion obligatoire.

V.3 De possibles erreurs de mesure sur le caractère obligatoire de sa complémentaire

La qualité de l'information relative au caractère obligatoire ou non de l'adhésion dans l'enquête Santé est sujette à caution. Par exemple, bien que la dimension collective de la protection sociale soit théoriquement attachée au statut de salariat, certains enquêtés non salariés déclarent être assurés principaux et couverts par un contrat qu'ils ont eu obligation de souscrire. Les anciens salariés d'une entreprise ont certes le droit de rester affiliés à la complémentaire de cette entreprise (chômeurs et retraités). Mais ce maintien relève alors d'un choix d'assurance : tout caractère obligatoire de l'affiliation disparaît lors du départ en retraite²⁴. L'assureur peut augmenter le montant de la prime dans la limite de 50% des tarifs en vigueur dans le contrat collectif. A cette possible hausse s'ajoute le fait que, dans la plupart des cas, l'employeur interrompra sa participation au paiement de la prime. De même, 16% des fonctionnaires déclarent être couverts par une complémentaire à adhésion obligatoire. Or, ces contrats ne le sont jamais. Un certain nombre de spécificités de ces mutuelles peuvent néanmoins entretenir la confusion. Ces mutuelles sont « fermées » c'est-à-dire spécifiques au personnel d'une administration donnée ; elles liquident généralement les prestations du régime obligatoire et les cotisations acquittées sont souvent retenues sur la feuille de traitement. Ces facteurs expliquent que certains fonctionnaires se trompent sur le caractère obligatoire de leur contrat.

En réalité, ces erreurs sur le statut du contrat ne nous dérangent pas trop. Ce qui nous intéresse, c'est comment a été prise la décision de souscrire ou non le contrat d'assurance. De ce point de vue, si la personne a eu le sentiment qu'elle n'avait pas le choix, cela signifie qu'elle n'a pas choisi son niveau d'assurance en fonction de son risque santé. Plus que l'exactitude de son ressenti, ce qui est important est que ce soit la personne qui a souscrit le contrat qui réponde à la question. Nous avons donc choisi d'inclure dans l'analyse les fonctionnaires mais de ne pas garder les anciens salariés retraités (voir section 3.2). La raison de ce dernier choix est le fait que nous raisonnons conditionnellement à certaines caractéristiques d'emploi et que nous ne disposons pas de ces informations pour les anciens salariés.

V.4 L'inclusion des ayants droit

Pour une personne couverte par un contrat collectif obligatoire, l'affiliation des ayants droit à ce même contrat n'est en théorie pas obligatoire, mais est généralement possible. Puisque l'extension des garanties aux membres de la famille n'est pas à proprement parler obligatoire (elle ne peut être imposée par le contrat de travail), on pourrait étendre l'analyse aux ayants droit en codant les contrats qui les couvrent comme des contrats à adhésion facultative. Cependant, si cette extension est gratuite ou a un coût très faible, il serait plutôt logique de la considérer obligatoire. En l'absence d'information sur les conditions tarifaires appliquées aux enfants et conjoints, nous avons choisi d'exclure du champ les ayants droit et de ne travailler donc que sur les personnes assurées à titre principal par les contrats.

²⁴ On peut penser toutefois que les personnes ayant eu une complémentaire une partie de leur vie remettent probablement difficilement en cause cet état de fait, à un âge où il peut être très coûteux de souscrire un contrat individuel.

VI - Les résultats

Comme nous l'avons indiqué (section 4.2), la mesure de la consommation médicale que nous avons retenue est le nombre de consultations dans l'année chez un médecin (généraliste ou spécialiste). Nous travaillons sur les probabilités d'avoir au moins k recours dans l'année plutôt que sur le nombre moyen de consultations (plus sensible aux erreurs de mesure liées aux problèmes de mémoire).

VI.1 Formalisation de la présence d'aléa moral et d'anti-sélection

La présence d'aléa moral s'écrit simplement avec les variables d'output potentiel du cadre théorique d'AIR. Il y aura aléa moral si un individu, avec une couverture assurantielle plus complète, a (ou aurait) une consommation médicale plus élevée que ce qu'elle serait (ou ce qu'elle est) avec une couverture assurantielle plus réduite. Si on reprend les notations de la section 4, il y aura aléa moral sur la consommation de soins de l'individu i si :

$$Y_i(1) > Y_i(0)$$

ou, si l'on s'intéresse uniquement à la consommation moyenne de soins si :

$$E [Y_i(1)] > E [Y_i(0)]$$

D'autre part, on dira qu'il y a anti-sélection si les personnes qui ont choisi d'avoir une complémentaire consomment significativement plus que celles qui en ont une mais qui ne l'ont pas choisi. Formellement cela s'écrit :

$$E [Y_i(1) / Z_i=1] < E [Y_i(1) / Z_i=0, D_i = 1]$$

Notons qu'en vertu de l'hypothèse (H) d'indépendance conditionnelle, on a $E [Y_i(1) / Z_i=1] = E [Y_i(1)]$. Comme $E [Y_i(1)]$ est une combinaison linéaire de $E [Y_i(1) / D_i(0) = 0]$ et de $E [Y_i(1) / D_i(0) = 1]$, l'anti-sélection révèle une hiérarchie en termes de risque, représentée formellement par :

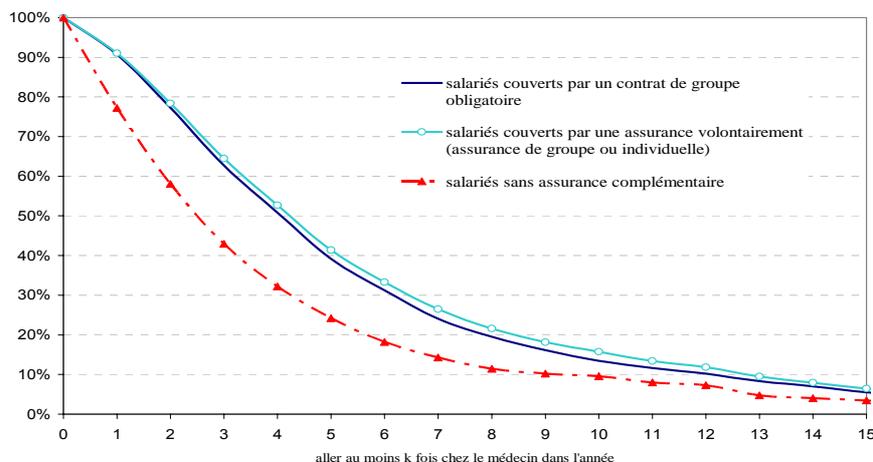
$$E [Y_i(1) / D_i(0) = 0] < E [Y_i(1) / D_i(0) = 1]$$

VI.2 Tests de la présence d'antisélection

La présence d'anti-sélection peut directement être testée à partir des données. Les quantités $E [Y_i(1) / Z_i=1]$ et $E [Y_i(1) / Z_i=0, D_i = 1]$ sont en effet estimables sur les données.

Le graphique 1 représente les fréquences de recours des différentes populations selon leur situation assurantielle. Les courbes de consommation des personnes avec assurance *volontaire* et avec assurance *obligatoire* sont proches ; cela est cohérent avec le fait que, selon notre hypothèse, 90% des personnes ayant une assurance à adhésion obligatoire prendraient une assurance complémentaire si elles n'y avaient pas été obligées par leur contrat de travail. Les courbes sont bien ordonnées dans le sens que prédit la théorie : les personnes qui ont *choisi* de souscrire une assurance complémentaire (courbe avec les ronds) ont une consommation de soins supérieure à celles qui ont une assurance complémentaire qu'elles n'ont pas choisie de souscrire (courbe sans marque). La différence est significative à partir de la probabilité de consommer au moins 2 fois dans l'année. Cela révèle de l'anti-sélection sur le marché de la complémentaire santé. En revanche, la position des courbes ne permet pas de tester la présence d'aléa moral : les personnes complètement assurées (courbes en trait plein) ont certes une consommation supérieure aux personnes qui ne le sont pas (courbe en pointillé) mais cela peut refléter à la fois la présence d'aléa moral que la présence d'anti-sélection.

Graphique 1 : Probabilités d'avoir consulté au moins k fois un généraliste ou un spécialiste dans l'année selon la situation assurantielle (1)

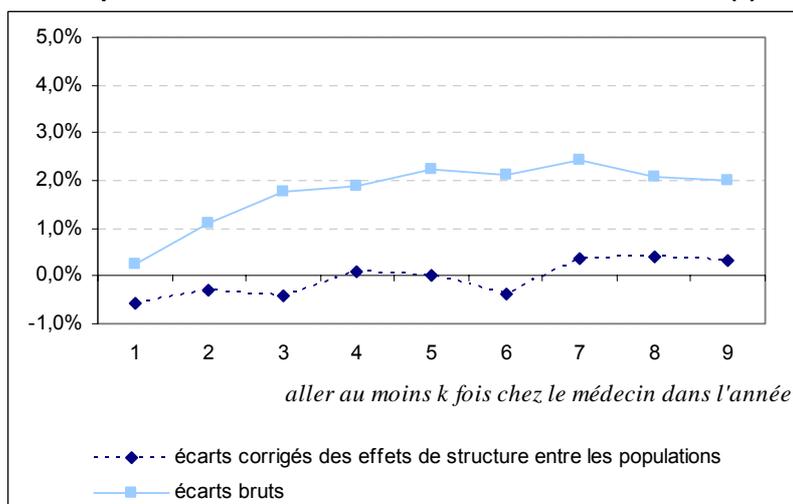


Lecture : 77% des salariés sans assurance complémentaire sont allés au moins une fois chez le médecin dans l'année. En comparaison, ce sont 91% des salariés avec assurance complémentaire, que celle-ci ait été souscrite volontairement (courbe avec les ronds) ou non (courbe trait plein) qui sont allées consulter au moins une fois dans l'année.

Champ : salariés, assurés principaux.

Il faut cependant être prudent sur les conclusions que l'on peut tirer du fait que les personnes qui ont choisi d'avoir une complémentaire vont plus chez le médecin que celles qui sont couvertes par un contrat à adhésion obligatoire. Les écarts peuvent provenir de différences de structure (d'âge par exemple) entre les populations. Le graphique 2 compare le nombre de recours des deux groupes une fois que l'on a neutralisé les écarts de composition entre eux. Il n'y a plus aucune différence entre les fréquences de recours : les écarts que l'on constatait sur les séries descriptives étaient donc imputables à des différences sur les caractéristiques des populations couvertes par les deux types de contrats.

Graphique 2 : Écarts des probabilités d'avoir consulté au moins k fois un généraliste ou un spécialiste dans l'année selon la situation assurantielle (2)



Lecture : la courbe en trait plein reprend l'écart entre les deux courbes du graphique 1 : elle figure donc l'écart entre les probabilités d'avoir au moins k recours pour les personnes avec une complémentaire maladie volontaire et pour celles ayant une complémentaire maladie imposée. La courbe en pointillés représente ce même écart à structure de genre, âge, diplôme, et catégorie sociale fixée.

Champ : salariés, assurés principaux

- test paramétrique

On peut aussi comparer les distributions complètes du nombre de visites en comparant les paramètres de lois ajustées sur les distributions empiriques des deux groupes : les personnes avec complémentaire obligatoire, et les personnes avec complémentaire facultative. On opte pour la forme fonctionnelle d'une loi binomiale négative, qui présente l'avantage par rapport à une loi de Poisson de s'adapter à la sur-dispersion des séries observées²⁵. Plus précisément, si on appelle nb le nombre de consultations annuelles, on fait l'hypothèse que

$$nb \sim BN (1/k, 1/k\mu_i+1), \text{ avec } \mu_i = e^{X_i\beta}$$

Le test d'égalité jointe (rapport des vraisemblances) entre les coefficients de la loi ajustée sur la distribution du nombre de recours des personnes avec complémentaire à adhésion obligatoire et ceux de la loi ajustée sur le nombre de recours des personnes avec complémentaire à adhésion facultative ne rejette pas l'hypothèse d'égalité des coefficients. On peut donc accepter l'hypothèse d'égalité du nombre de recours dans l'année entre les deux groupes de personnes et en déduire qu'il n'y a pas d'anti-sélection.

VI.3 Estimateur du LATE

L'utilisation du fait d'avoir une complémentaire obligatoire en variable d'exclusion va permettre de proposer un estimateur du surcroît moyen de consommation de soins dû à la couverture complémentaire pour les « compliers », c'est-à-dire les personnes qui en l'absence d'obligation, ne prennent pas d'assurance complémentaire. Dans la lignée de ce qui précède, nous avons appliqué le formalisme d'AIR aux 10 variables aléatoires que sont les probabilités de consulter plus de k fois dans l'année, k variant de 0 à 9. La méthodologie exposée en section 4 va ainsi permettre de proposer un estimateur de la proportion de personnes sans complémentaire qui auraient été au moins une fois (resp. 2, 3, 4..) chez le médecin dans l'année *si elles avaient eu une complémentaire*.

- un estimateur naturel

Les résultats précédents suggèrent qu'on peut considérer qu'il n'y a pas d'anti-sélection sur le choix d'assurance santé. La section 4 a montré que l'estimateur de l'effet moyen du traitement pour les « compliers » (qui sont les $D_i(0)=0$ dans notre contexte) s'écrit

$$E(Y_i(1) - Y_i(0) / D_i(0) = 0) = \frac{E(Y_i(1) / Z_i = 1) - E(Y_i(D_i(0)) / Z_i = 0)}{1 - P(D_i(0) / Z_i = 0)}$$

Or, on a :

$$E(Y_i(D_i(0)) / Z_i = 0) = E(Y_i(1) / Z_i = 0, D_i(0) = 1)P(D_i(0) = 1 / Z_i = 0) + E(Y_i(1) / Z_i = 0, D_i(0) = 0) (1 - P(D_i(0) = 1 / Z_i = 0))$$

²⁵ Rappelons que le phénomène de "sur-dispersion" provient du fait qu'avec une loi de poisson simple, la variance empirique est très souvent supérieure à la variance prédite, du fait de l'hétérogénéité des comportements. On introduit alors un paramètre supplémentaire afin que la variance prédite soit proche de la variance observée. Plus précisément, on fait l'hypothèse que le nombre de recours de chaque personne suit une loi de Poisson dans le paramètre de laquelle intervient un coefficient d'hétérogénéité inobservée (en plus des observables). Si ce paramètre d'hétérogénéité est distribué entre les individus selon une loi Gamma, la distribution des recours conditionnellement aux observables suivra une loi binomiale négative.

si bien qu'on peut réécrire le LATE sous la forme :

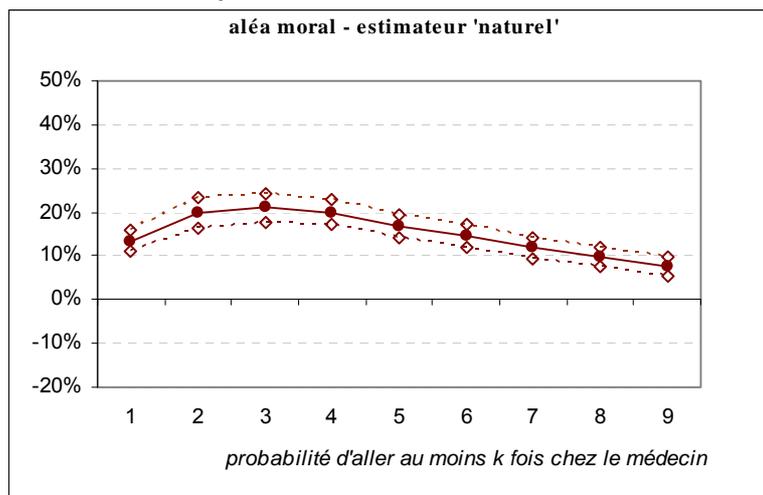
$$\text{LATE} = E [Y_i(1) / Z_i = 0, D_i = 1] - E [Y_i(0) / Z_i = 0, D_i = 0] + \underbrace{\frac{E (Y_i(1) / Z_i = 1) - E (Y_i(1) / Z_i = 0, D = 1)}{P(D_i = 0 / Z_i = 0)}}_{(C)}$$

Il est donc égal à l'écart de fréquence de recours aux soins entre les personnes ayant souscrit volontairement une assurance complémentaire et celles n'ayant pas d'assurance complémentaire, corrigé d'un terme (C) dû à l'anti-sélection qui se base sur les différences de consommation de soins entre personnes assurées volontairement et involontairement.

Les résultats précédents ont montré que l'on ne pouvait pas rejeter l'hypothèse selon laquelle ce terme correctif était nul. Sous cette hypothèse, alors on obtient un premier estimateur naturel de la surconsommation qui serait induite par l'augmentation de la couverture pour les personnes sans complémentaire :

$$\hat{\text{LATE}} = \hat{E} [Y_i(1) / Z_i = 0, D_i = 1] - \hat{E} [Y_i(0) / Z_i = 0, D_i = 0]$$

Graphique 3 : Estimation de l'aléa moral potentiel sur les personnes sans complémentaire maladie - estimateur naturel



Lecture : Parmi les personnes qui n'ont pas de complémentaire, il y aurait 14% de personnes en plus qui iraient consulter au moins une fois dans l'année un médecin si elles avaient une complémentaire. En pointillé, l'intervalle de confiance à 95%.

Selon cet estimateur, si les personnes qui n'ont pas de complémentaire en avaient une, leur probabilité d'aller au moins une fois dans l'année chez le médecin augmenterait de 14 points. Leur probabilité d'aller au moins une fois chez le médecin dans l'année est de 76%. Elle serait de 90% si ces personnes avaient une couverture complémentaire. La probabilité d'aller au moins deux fois chez le médecin augmenterait, elle, de 20 points, passant de 58% sans assurance complémentaire à 78% avec assurance complémentaire.

Cet estimateur correspond à la démarche suivante : on teste s'il y a de l'antisélection sur le marché de l'assurance santé. Concluant qu'il n'y en a pas, on attribue les écarts dans les consommations médicales entre personnes avec complémentaires santé et sans au seul aléa moral. C'est la démarche adoptée par Caussat et Glaude (1993), par Genier (1998) et, dans une partie de leur article, par Buchmueller *et alii* (2004). On peut noter toutefois que dans l'estimateur de l'aléa moral proposé, la marge

d'incertitude liée au test d'anti-sélection a disparu. En toute rigueur, cet estimateur est celui de l'aléa moral sous l'hypothèse qu'il n'y a pas d'anti-sélection, cette hypothèse n'étant pas invalidée par les données.

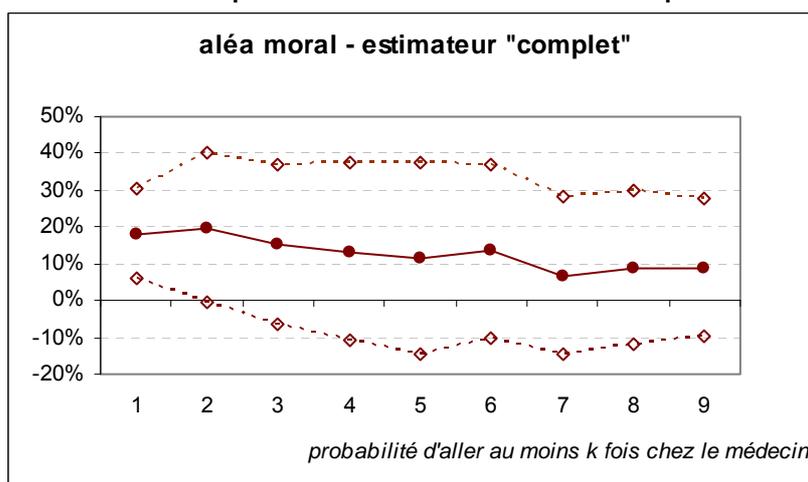
- l'estimateur « complet »

On peut toutefois préférer présenter l'estimateur basé sur l'expression initiale qui intègre mieux la marge d'incertitude sur l'estimation du terme correctif dû à l'anti-sélection. On peut ainsi garder le terme correctif et proposer comme estimateur :

$$\text{LATE} = E [Y_i(1) / Z_i = 0, D_i = 1] - E [Y_i(0) / Z_i = 0, D_i = 0] + \frac{E (Y_i(1) / Z_i = 1) - E (Y_i(1) / Z_i = 0, D = 1)}{P(D_i = 0 / Z_i = 0)}$$

La valeur de l'estimateur ne va pratiquement pas changer (puisque le terme correctif C a une valeur proche de zéro), mais la marge d'imprécision sera plus grande. En effet, en intégrant le terme d'erreur (C), la probabilité d'aller au moins une fois chez le médecin dans l'année augmenterait de 18 points (au lieu de 14 points sans ce terme correctif). Mais surtout, la marge d'imprécision associée à l'estimateur est beaucoup plus grande (et c'est elle en toute rigueur qu'il faut retenir).

Graphique 4 : Estimation de l'aléa moral potentiel sur les personnes sans complémentaire maladie - estimateur complet



Lecture : Parmi les personnes qui n'ont pas de complémentaire, il y aurait 18% de personnes en plus qui iraient consulter au moins une fois dans l'année un médecin si elles avaient une complémentaire. En pointillé, l'intervalle de confiance à 95%.

VI.4 Estimation paramétrique de la distribution de l'aléa moral

Comme nous l'avons montré dans la section 4.3, on peut ne pas se contenter des moments d'ordre 1 de ces distributions et estimer la distribution complète du nombre de recours des « compliers » lorsqu'ils ont une complémentaire par :

$$\tilde{g}_{c_1}(y) = \frac{\hat{\phi}_c + \hat{\phi}_a}{\hat{\phi}_c} \tilde{f}_{11}(y) - \frac{\hat{\phi}_a}{\hat{\phi}_c} \tilde{f}_{01}(y)$$

où $\hat{\phi}_a$ et $\hat{\phi}_c$ sont les proportions respectives d'« always-takers » et de « compliers » dans la population, \tilde{f}_{01} la distribution empirique de la consommation médicale des personnes observées en situation $Z=0$ et $D=1$ (les personnes ayant choisi d'être couvertes par une complémentaire), et \tilde{f}_{11} la distribution empirique de la

consommation médicale des personnes observées en situation $Z=1$ et $D=1$ (les personnes couvertes par une complémentaire à adhésion obligatoire).

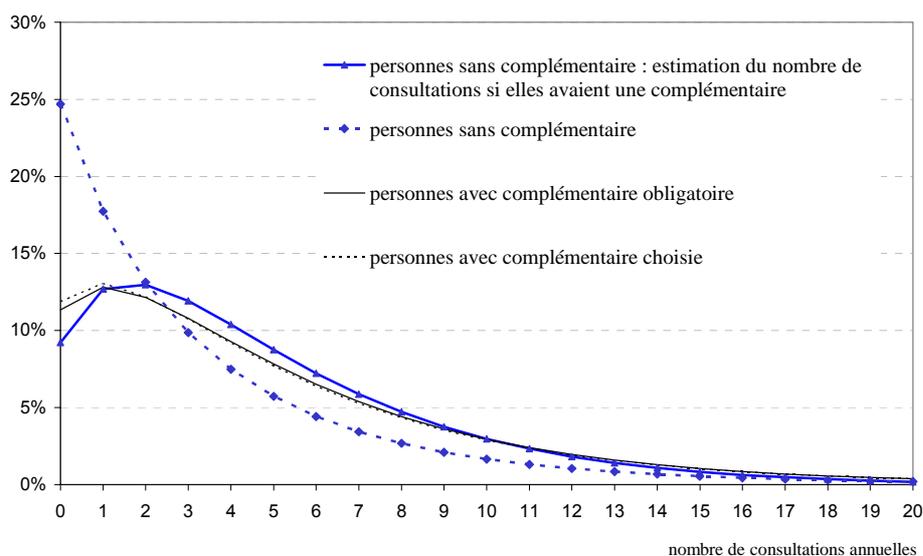
Nous avons ajusté des lois binomiales négatives. Le graphique suivant représente ainsi 4 distributions :

- (1) la distribution du nombre de consultations de médecins pour les « always-takers » en situation où ils ont une complémentaire maladie ($nb_1 / Z=0, D=1$),
- (2) celle de la population mixte composée d'« always-takers » et de « compliers » en situation où ils ont une complémentaire maladie ($nb_1 / Z=1$)
- (3) la distribution du nombre de consultations pour les « compliers » en situation où ils n'ont pas de complémentaire maladie ($nb_0 / Z=0, D=0$)

Ces trois premières distributions dérivent directement des distributions empiriques observées.

La quatrième distribution (4) portée sur le graphique représente la distribution estimée du nombre de consultations des « compliers » en situation où ils ont une assurance complémentaire. Les résultats confirment que la différence entre les nombres de recours des personnes avec et sans assurance complémentaire relève bien essentiellement de phénomènes d'aléa moral. En effet, lorsqu'ils n'ont pas d'assurance complémentaire, les « compliers » ont une distribution beaucoup plus concentrée sur les petits recours (courbe en pointillés). Avec une assurance complémentaire, la distribution du nombre de recours des « compliers » (courbe (4)) redevient proche de celle des autres catégories de personnes avec complémentaire (personnes avec complémentaire obligatoire, mélange de « compliers » et d'« always-takers » - courbe (2), et personnes avec complémentaire volontaire, « always-takers » - courbe (1)).

Graphique 5 : Estimation de la distribution du nombre de consultations médicales avec assurance complémentaire pour les « compliers »

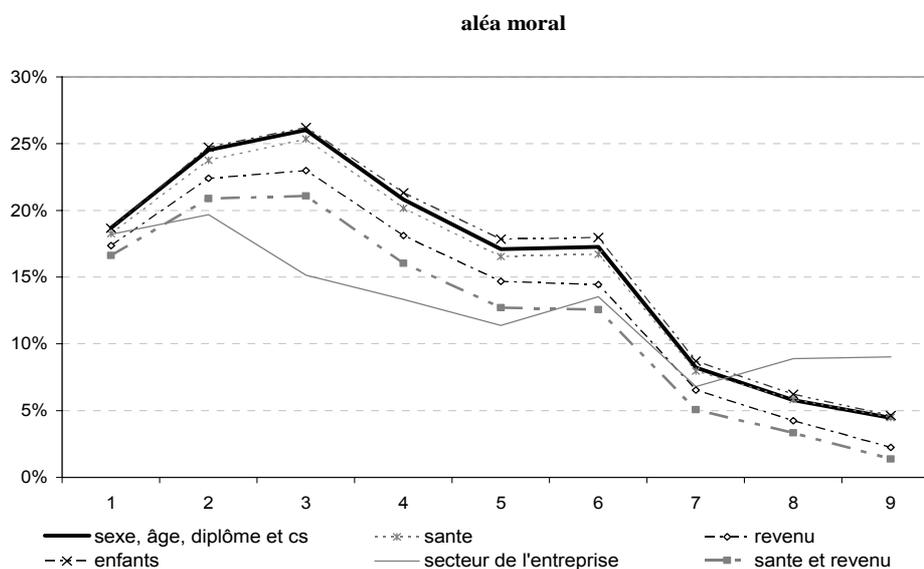


Lecture : La distribution du nombre de consultations des personnes qui n'ont pas de complémentaire est beaucoup plus concentrée sur les petits recours (courbe en pointillés gras) que celle des personnes qui ont une complémentaire, que celle-ci ait été imposée par leur contrat de travail (courbe trait plein) ou choisie (courbe en pointillés). Si les personnes qui n'ont pas de complémentaire aujourd'hui en avaient une, la distribution de leurs nombres de recours chez le médecin (courbe en trait plein gras) serait très proche de celle des personnes qui ont déjà une complémentaire.

VI.5 Robustesse à l'introduction de variables conditionnantes supplémentaires

Les estimations varient peu lorsque l'on modifie la liste des variables conditionnellement auxquelles on formule l'hypothèse d'orthogonalité. Le graphique 6 montre les résultats des estimations avec des listes de variables de contrôle variables : partis d'un contrôle minimal par le sexe, l'âge, le diplôme et la catégorie socio-professionnelle des personnes (CS), nous avons ajouté successivement l'état de santé, le revenu, le fait d'avoir des enfants, le secteur d'activité de l'entreprise dans laquelle la personne est salariée, et enfin conjointement l'état de santé et le revenu. Les estimateurs sont quasi-inchangés, notamment que l'on contrôle ou pas de l'état de santé des personnes de chaque groupe. Cela va dans le sens de l'idée que ni les entreprises qui fournissent des compléments santé, ni les assureurs qui vendent ces contrats collectifs, ni les travailleurs qui travaillent dans ces entreprises ne sélectionnent leurs employés / les assurés / les entreprises en fonction du risque maladie. C'est le fait de conditionner ou non par le secteur d'activité de l'entreprise qui fait bouger le plus l'estimateur de l'alea moral moyen. Qu'être couvert par une complémentaire d'entreprise obligatoire soit corrélé au secteur d'activité de l'entreprise n'est pas une surprise et va dans le sens des résultats de l'enquête PSCE de l'IRDES (Francesconi 2006). Si par ailleurs, les salariés ont aussi un risque maladie différent selon le secteur dans lequel elles travaillent, que cela résulte de conditions de travail différentes ou du fait qu'elles ont des caractéristiques distinctes, il faut raisonner conditionnellement au secteur d'activité.

Graphique 6 : Estimation de l'alea moral potentiel sur les personnes sans complémentaire maladie – variations selon les spécifications



Lecture : Lorsqu'on formule l'hypothèse d'orthogonalité conditionnellement aux variables de sexe, âge et diplôme et catégorie socio-professionnelle, la probabilité estimée d'aller au moins une fois chez le médecin dans l'année augmente de 18 points en présence de complémentaire. Lorsqu'on rajoute à la liste des variables de contrôle le fait d'avoir ou non des enfants, la probabilité estimée d'aller au moins une fois chez le médecin dans l'année augmente toujours de 19 points.

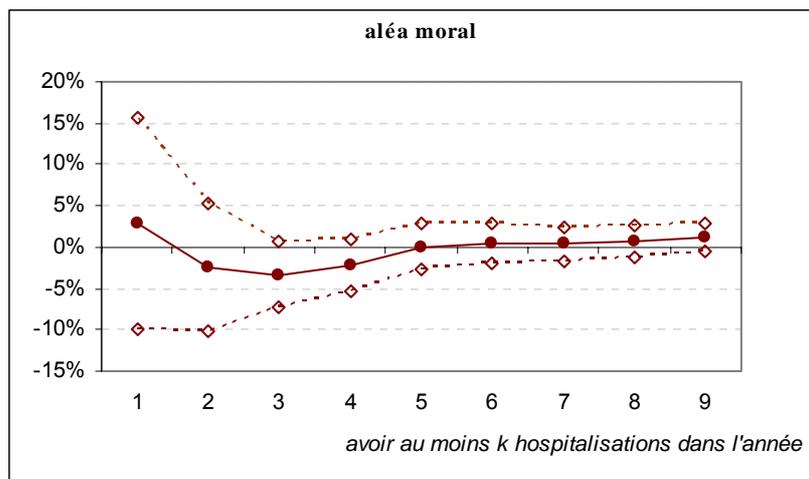
VII - Estimation de l'aléa moral sur le nombre d'hospitalisations

La validité de l'estimation de l'aléa moral sur le nombre de visites à des médecins repose fortement sur l'hypothèse d'indépendance conditionnelle que nous avons énoncée, qui ne peut être validée par un test. Nous proposons d'appliquer la même méthode d'estimation au nombre d'hospitalisations. Si on part de l'idée a priori que, dans le système de santé français, l'aléa moral sur les consommations hospitalières doit être faible, et si on trouve ce résultat en utilisant la même méthode d'estimation que pour la médecine de ville, alors cela permettrait indirectement de la conforter.

De manière générale, la question de la présence d'aléa moral sur les consommations hospitalières n'est pas tranchée. Les travaux de la Rand produisent sur ce sujet des résultats imprécis. Selon les estimations de Buchanan *et alii* (1988), le passage d'un taux de coassurance de 0 à 25% faisait baisser au moment de l'expérimentation la consommation de soins hospitaliers de 16%, et celui de 25 à 95% réduisait encore les frais de 14%. La présence d'un filet de protection pour les personnes couvertes par des contrats ne les assurant presque pas (plafond au-delà duquel les dépenses sont prises en charge) a augmenté l'imprécision des estimations. Ainsi l'écart type associé à l'élasticité de 0,14 est de 0,1, et celle-ci n'est pas significative. Retravaillant sur les mêmes données quelques années plus tard, Newhouse (1993) montrait que la probabilité d'avoir au moins un recours dans l'année était moins sensible au taux de coassurance que les autres dépenses médicales. Plus généralement, le fait que les soins hospitaliers soient souvent « impératifs » et puissent moins faire l'objet d'arbitrage, conduit la plupart des économistes à considérer que l'aléa moral sur les soins hospitaliers doit être de moindre ampleur que celui sur les consommations en soins de ville.

Ceci doit être particulièrement vrai dans le contexte français où l'assurance maladie couvre presque intégralement les soins à l'hôpital. Seul le forfait hospitalier (de l'ordre de 2 euros par jour) n'est pas pris en charge. La participation au financement des soins hospitaliers par les organismes d'assurance complémentaire était de l'ordre de 4% en 2002 (Comptes de la Santé, DREES). La variation de couverture induite par le fait d'avoir une complémentaire est donc nettement plus faible pour les soins hospitaliers que pour les soins de ville et l'on s'attend à ce que les phénomènes d'aléa moral soient également d'ampleur plus limitée.

Graphique 7 : Estimation de l'aléa moral sur le nombre d'hospitalisations



Lecture : Parmi les personnes qui n'ont pas de complémentaire, il y aurait 4% de personnes en plus qui auraient eu une période d'hospitalisation dans l'année si elles avaient une complémentaire. En pointillé, l'intervalle de confiance à 95% montre que ce chiffre n'est pas significativement différent de zéro.

Appliquée à la probabilité d'avoir au moins une hospitalisation dans l'année, la méthode que nous nous proposons estime effectivement un phénomène d'aléa moral d'ampleur non significativement différente de zéro. L'imprécision de l'estimation est cependant telle qu'il aurait fallu un phénomène d'ampleur très forte pour pouvoir un effet significatif.

Conclusions

L'apport de ce travail dans la vaste littérature sur l'aléa moral est d'utiliser une source de variation du niveau d'assurance qui soit exogène à la consommation de soins, source relativement peu mobilisée. L'idée d'utiliser le fait que certains contrats de groupe sont à adhésion obligatoire n'est pas nouvelle en soi. L'apport de l'étude réside plutôt dans la réflexion autour de la manière opportune d'utiliser cette information : sur quelles personnes peut-on le faire ? L'hypothèse d'exogénéité est-elle crédible ? L'attention grandissante à l'argumentaire associé à l'utilisation de variables instrumentales est d'ailleurs une tendance lourde des travaux économétriques récents.

Parallèlement, l'étude s'inscrit dans le cadre encore relativement peu connu des travaux d'Angrist, Imbens et Rubin. L'apport de ces auteurs est de proposer un cadre d'analyse très intuitif, se plaçant dans le cadre d'effets hétérogènes dans la population. Ils ont permis de préciser quelle définition causale pouvait avoir l'estimateur classique par variable instrumentale. Ils ont notamment montré que cet estimateur par variable instrumentale ne pouvait être interprété comme un effet moyen de la variable étudiée que pour un sous-groupe de personnes, généralement peu nombreux (les « compliers »). La généralisation à l'ensemble de la population, souvent faite dans le cadre des modèles linéaires classiques où les effets sont supposés constants, doit se faire avec précautions. Notre travail est une généralisation de ces travaux au cas où la source de variation exogène ne fait pas qu'augmenter la probabilité d'être ou non traité mais la sature à 1.

Notre résultat principal est que la probabilité d'aller au moins une fois chez le médecin dans l'année augmenterait de presque 20 points. Cette probabilité, de l'ordre de 75% lorsque les personnes n'ont pas de complémentaire, se porterait ainsi à 95%. Ce résultat est en accord avec celui de la très grande majorité des études. Il n'est pas plus précis, et, rigoureusement parlant, ne concerne en gros que 10% de la population (les « compliers »). C'est, à l'image des études qui utilisent des variables d'exclusion, une des limites de l'exercice. A défaut d'être en dehors de toute critique, notre étude permet d'augmenter le faisceau de présomptions sur la présence d'un aléa moral sur les soins de ville.

A la suite de plusieurs de ces travaux, il convient de ré-insister sur le fait que si une meilleure assurance augmente la consommation de soins, il ne s'agit pas forcément d'une mauvaise chose. Cela peut résulter du desserrement du rationnement que subissaient certaines personnes, qui, moins assurées, ne pouvaient se payer des soins, pas forcément superflus. Contrairement à l'idée commune (Pauly, 1968), cette inflation de la demande causée par l'assurance n'est pas forcément une perte collective (Bardey *et alii*, 2003). Ainsi, il serait très informateur de pouvoir avoir une idée plus précise que celle que nous avons actuellement sur les soins auxquels les personnes renoncent lorsqu'augmente la part des dépenses restant à leur charge. L'expérience de la Rand apportait quelques éléments sur ce sujet, mais ces éléments sont maintenant anciens (fin des années 70).

Enfin, notre étude ne met pas en évidence d'effets de sélection sur le marché de l'assurance complémentaire. L'imprécision des résultats doit néanmoins inciter à la prudence. Et nous voudrions insister sur le fait que la sélection au sens économétrique n'a pas le même sens que la sélection adverse au sens économique. L'estimation de la sélection adverse doit se faire selon les critères de classe de risque adoptés par les assureurs. Si les personnes les plus âgées ont tendance à mieux s'assurer, cela ne veut pas dire qu'il y a de l'anti-sélection. Pour avoir une telle conclusion, il faut mettre en regard la hausse des tarifs pratiquée par les assureurs avec la hausse des dépenses en soins selon l'âge.

Bibliographie

Angrist J., Imbens G, Rubin D. (1996), « Identification of Causal Effects Using Instrumental Variables », *Journal of the American Statistical Association*, vol 91

Arrow K.J (1963), « The Welfare Economics of Medical Care », *American Economic Review*, vol 53

Arrow K.J (1968), « The Economics of Moral Hazard: Further Comment », *American Economic Review*, vol 58

Bardey D., Couffinal A., Grignon M. (2003), « Efficacité et risque moral ex post en assurance maladie », *Revue française d'économie*, vol. XVIII, n° 2

Barros P. P., Machado M.P., Sanz de Galdeano A. (2005), « Moral Hazard and the Demand for Health Services: a Matching Estimator Approach », working paper 05-59, Universidad Carlos III de Madrid, Departamento de Economía

Buchmueller T. C., Couffinal A., Grignon M, Perronnin M. (2004), « Access to physician services: does supplemental insurance matter? Evidence from France », *Health Economics*, vol 13

Caussat L., Glaude M. (1993), « Dépenses médicales et couverture sociale » *Économie et Statistique*, n°265

Chiappori P.A., Durand F., Geoffard P.Y. (1998), « Moral hazard and the demand for physician services: first lessons from a French natural experiment », *European Economic Review* (3-5)

Chiappori P.A, Salanié B. (1997), « Empirical contract theory: The case of insurance data », *European Economic Review*, vol 41

Couffinal A., Grandfils N., Grignon M., Rochereau T. (2003), « La complémentaire maladie d'entreprise », *Questions d'économie de la santé*, n°83

Ettner S. (1997), "Adverse Selection and the Purchase of MediGap Insurance by the Elderly", *Journal of Health Economics*, 16(5)

Francesconi C., Perronnin M., Rochereau T. (2006), « La complémentaire maladie d'entreprise : niveaux de garanties des contrats selon les catégories de salariés et le secteur d'activité », *Questions d'économie de la santé*, n°112

Francesconi C., Perronnin M., Rochereau T. (2006), « Complémentaire maladie d'entreprise : contrats obligatoires ou facultatifs, lutte contre l'antisélection et conséquences pour les salariés », *Questions d'économie de la santé*, n°115

Gardiol L., Geoffard P.Y., Grandchamp C. (2003), « Separating Selection and Incentive Effects: an Econometric Study of Swiss Health Insurance Claims Data », working paper du DELTA, n°2003-27

Genier P. (1998), « Assurance et recours aux soins ; une analyse micro-économétrique à partir de l'enquête Santé 1991-1992 de l'Insee », *Revue économique*, vol 49

Geoffard P.Y. (2000), « Dépenses de santé : l'hypothèse d'aléa moral », *Economie et prévision*, vol 142

Holly A., Gardiol L., Domenighetti G., Bisig B. (1998), « An econometric model of health care utilization and health insurance in Switzerland », *European Economic Review*, vol 42

Imbens G. and Rubin D. (1997), «Estimating Outcome distributions for Compliers in Instrumental Variables Models», *Review of Economic Studies*, vol 64

Keeler E.B., Buchanan J.L., Rolph J.E., Hanley J.M., Reboussin D.M. (1988), «The demand for episodes of medical treatment in the Health Insurance Experiment», *RAND Report*, R-3454-HHS

Khlat M., Sermet C. (2004), «La santé des chômeurs en France : revue de la littérature», *Revue d'Épidémiologie et de Santé publique*, vol.52

Manning W., Newhouse J.P., Duan N., Keeler E.B., Leibowitz A., Marquis M.S. (1987), "Health insurance and demand for medical care: evidence from a randomized experiment", *American Economic Review*, 77

Newhouse J.P. (1993), *Free for All? Lessons from the RAND Health Insurance Experiment*, Harvard University Press

Pauly M. (1968), « The Economics of Moral Hazard: Comment », *American Economic Review*, vol 58

Perronnin M. (2004), « Les primes des contrats individuels des couvertures complémentaires en 1998 », *Questions d'économie de la santé*, n°90

Rothschild M, Stiglitz J. (1976), "Equilibrium in Competitive Insurance Markets: An Essay on the Economics of Imperfect Information", *Quarterly Journal of Economics*, 90

Liste des documents de travail de la Direction des Études et Synthèses Économiques

G 9001	J. FAYOLLE et M. FLEURBAEY Accumulation, profitabilité et endettement des entreprises			Macro-economic import functions with imperfect competition - An application to the E.C. Trade
G 9002	H. ROUSSE Détection et effets de la multicollinéarité dans les modèles linéaires ordinaires - Un prolongement de la réflexion de BELSLEY, KUH et WELSCH		G 9203	I. STAPIC Les échanges internationaux de services de la France dans le cadre des négociations multilatérales du GATT Juin 1992 (1ère version) Novembre 1992 (version finale)
G 9003	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Indexation des salaires : la rupture de 1983		G 9204	P. SEVESTRE L'économétrie sur données individuelles-temporelles. Une note introductive
G 9004	D. GUELLEC et P. RALLE Compétitivité, croissance et innovation de produit		G 9205	H. ERKEL-ROUSSE Le commerce extérieur et l'environnement international dans le modèle AMADEUS (réestimation 1992)
G 9005	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Les conséquences de la désindexation. Analyse dans une maquette prix-salaires		G 9206	N. GREENAN et D. GUELLEC Coordination within the firm and endogenous growth
G 9101	Equipe AMADEUS Le modèle AMADEUS - Première partie - Présentation générale		G 9207	A. MAGNIER et J. TOUJAS-BERNATE Technology and trade : empirical evidences for the major five industrialized countries
G 9102	J.L. BRILLET Le modèle AMADEUS - Deuxième partie - Propriétés variantielles		G 9208	B. CREPON, E. DUGUET, D. ENCAOUA et P. MOHNEN Cooperative, non cooperative R & D and optimal patent life
G 9103	D. GUELLEC et P. RALLE Endogenous growth and product innovation		G 9209	B. CREPON et E. DUGUET Research and development, competition and innovation : an application of pseudo maximum likelihood methods to Poisson models with heterogeneity
G 9104	H. ROUSSE Le modèle AMADEUS - Troisième partie - Le commerce extérieur et l'environnement international		G 9301	J. TOUJAS-BERNATE Commerce international et concurrence imparfaite : développements récents et implications pour la politique commerciale
G 9105	H. ROUSSE Effets de demande et d'offre dans les résultats du commerce extérieur manufacturé de la France au cours des deux dernières décennies		G 9302	Ch. CASES Durées de chômage et comportements d'offre de travail : une revue de la littérature
G 9106	B. CREPON Innovation, taille et concentration : causalités et dynamiques		G 9303	H. ERKEL-ROUSSE Union économique et monétaire : le débat économique
G 9107	B. AMABLE et D. GUELLEC Un panorama des théories de la croissance endogène		G 9304	N. GREENAN - D. GUELLEC / G. BROUSSAUDIER - L. MIOTTI Innovation organisationnelle, dynamisme technologique et performances des entreprises
G 9108	M. GLAUDE et M. MOUTARDIER Une évaluation du coût direct de l'enfant de 1979 à 1989		G 9305	P. JAILLARD Le traité de Maastricht : présentation juridique et historique
G 9109	P. RALLE et alii France - Allemagne : performances économiques comparées		G 9306	J.L. BRILLET Micro-DMS : présentation et propriétés
G 9110	J.L. BRILLET Micro-DMS	NON PARU	G 9307	J.L. BRILLET Micro-DMS - variantes : les tableaux
G 9111	A. MAGNIER Effets accélérateur et multiplicateur en France depuis 1970 : quelques résultats empiriques		G 9308	S. JACOBZONE Les grands réseaux publics français dans une perspective européenne
G 9112	B. CREPON et G. DUREAU Investissement en recherche-développement : analyse de causalités dans un modèle d'accélérateur généralisé		G 9309	L. BLOCH - B. CŒURE Profitabilité de l'investissement productif et transmission des chocs financiers
G 9113	J.L. BRILLET, H. ERKEL-ROUSSE, J. TOUJAS-BERNATE "France-Allemagne Couplées" - Deux économies vues par une maquette macro-économétrique		G 9310	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les théories sur la structure optimale du capital : quelques points de repère
G 9201	W.J. ADAMS, B. CREPON, D. ENCAOUA Choix technologiques et stratégies de dissuasion d'entrée			
G 9202	J. OLIVEIRA-MARTINS, J. TOUJAS-BERNATE			

G 9311	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les décisions de financement des entreprises françaises : une évaluation empirique des théories de la structure optimale du capital		analyse économique des politiques française et allemande
G 9312	L. BLOCH - B. CŒURÉ Q de Tobin marginal et transmission des chocs financiers	G 9412	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. COLIN-SEDILLOT Investissement, incertitude et irréversibilité Quelques développements récents de la théorie de l'investissement
G 9313	Equipes Amadeus (INSEE), Banque de France, Métric (DP) Présentation des propriétés des principaux modèles macroéconomiques du Service Public	G 9413	B. DORMONT - M. PAUCHET L'évaluation de l'élasticité emploi-salaire dépend-elle des structures de qualification ?
G 9314	B. CREPON - E. DUGUET Research & Development, competition and innovation	G 9414	I. KABLA Le Choix de breveter une invention
G 9315	B. DORMONT Quelle est l'influence du coût du travail sur l'emploi ?	G 9501	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. SEDILLOT Irreversible Investment and Uncertainty : When is there a Value of Waiting ?
G 9316	D. BLANCHET - C. BROUSSE Deux études sur l'âge de la retraite	G 9502	L. BLOCH - B. CŒURÉ Imperfections du marché du crédit, investissement des entreprises et cycle économique
G 9317	D. BLANCHET Répartition du travail dans une population hétérogène : deux notes	G 9503	D. GOUX - E. MAURIN Les transformations de la demande de travail par qualification en France Une étude sur la période 1970-1993
G 9318	D. EYSSARTIER - N. PONTY AMADEUS - an annual macro-economic model for the medium and long term	G 9504	N. GREENAN Technologie, changement organisationnel, qualifications et emploi : une étude empirique sur l'industrie manufacturière
G 9319	G. CETTE - Ph. CUNÉO - D. EYSSARTIER - J. GAUTIÉ Les effets sur l'emploi d'un abaissement du coût du travail des jeunes	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Persistence des hiérarchies sectorielles de salaires: un réexamen sur données françaises
G 9401	D. BLANCHET Les structures par âge importent-elles ?	G 9505 Bis	D. GOUX - E. MAURIN Persistence of inter-industry wages differentials: a reexamination on matched worker-firm panel data
G 9402	J. GAUTIÉ Le chômage des jeunes en France : problème de formation ou phénomène de file d'attente ? Quelques éléments du débat	G 9506	S. JACOBZONE Les liens entre RMI et chômage, une mise en perspective <i>NON PARU - article sorti dans Economie et Prévision n° 122 (1996) - pages 95 à 113</i>
G 9403	P. QUIRION Les déchets en France : éléments statistiques et économiques	G 9507	G. CETTE - S. MAHFOUZ Le partage primaire du revenu Constat descriptif sur longue période
G 9404	D. LADIRAY - M. GRUN-REHOMME Lissage par moyennes mobiles - Le problème des extrémités de série	G 9601	Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Erasme - INSEE - OFCE Structures et propriétés de cinq modèles macro-économiques français
G 9405	V. MAILLARD Théorie et pratique de la correction des effets de jours ouvrables	G 9602	Rapport d'activité de la DESE de l'année 1995
G 9406	F. ROSENWALD La décision d'investir	G 9603	J. BOURDIEU - A. DRAZNIKS L'octroi de crédit aux PME : une analyse à partir d'informations bancaires
G 9407	S. JACOBZONE Les apports de l'économie industrielle pour définir la stratégie économique de l'hôpital public	G 9604	A. TOPIOL-BENSAÏD Les implantations japonaises en France
G 9408	L. BLOCH, J. BOURDIEU, B. COLIN-SEDILLOT, G. LONGUEVILLE Du défaut de paiement au dépôt de bilan : les banquiers face aux PME en difficulté	G 9605	P. GENIER - S. JACOBZONE Comportements de prévention, consommation d'alcool et tabagie : peut-on parler d'une gestion globale du capital santé ? <i>Une modélisation microéconométrique empirique</i>
G 9409	D. EYSSARTIER, P. MAIRE Impacts macro-économiques de mesures d'aide au logement - quelques éléments d'évaluation	G 9606	C. DOZ - F. LENGART Factor analysis and unobserved component models: an application to the study of French business surveys
G 9410	F. ROSENWALD Suivi conjoncturel de l'investissement	G 9607	N. GREENAN - D. GUELLEC La théorie coopérative de la firme
G 9411	C. DEFEUILLEY - Ph. QUIRION Les déchets d'emballages ménagers : une		

- G 9608 N. GREENAN - D. GUELLEC
Technological innovation and employment reallocation
- G 9609 Ph. COUR - F. RUPPRECHT
L'intégration asymétrique au sein du continent américain : un essai de modélisation
- G 9610 S. DUCHENE - G. FORGEOT - A. JACQUOT
Analyse des évolutions récentes de la productivité apparente du travail
- G 9611 X. BONNET - S. MAHFOUZ
The influence of different specifications of wages-prices spirals on the measure of the NAIRU : the case of France
- G 9612 PH. COUR - E. DUBOIS, S. MAHFOUZ, J. PISANI-FERRY
The cost of fiscal retrenchment revisited: how strong is the evidence ?
- G 9613 A. JACQUOT
Les flexions des taux d'activité sont-elles seulement conjoncturelles ?
- G 9614 ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing
Lexique macroéconomique Français-Chinois
- G 9701 J.L. SCHNEIDER
La taxe professionnelle : éléments de cadrage économique
- G 9702 J.L. SCHNEIDER
Transition et stabilité politique d'un système redistributif
- G 9703 D. GOUX - E. MAURIN
Train or Pay: Does it Reduce Inequalities to Encourage Firms to Train their Workers?
- G 9704 P. GENIER
Deux contributions sur dépendance et équité
- G 9705 E. DUGUET - N. IUNG
R & D Investment, Patent Life and Patent Value An Econometric Analysis at the Firm Level
- G 9706 M. HOUDEBINE - A. TOPIOL-BENSAÏD
Les entreprises internationales en France : une analyse à partir de données individuelles
- G 9707 M. HOUDEBINE
Polarisation des activités et spécialisation des départements en France
- G 9708 E. DUGUET - N. GREENAN
Le biais technologique : une analyse sur données individuelles
- G 9709 J.L. BRILLET
Analyzing a small French ECM Model
- G 9710 J.L. BRILLET
Formalizing the transition process : scenarios for capital accumulation
- G 9711 G. FORGEOT - J. GAUTIÉ
Insertion professionnelle des jeunes et processus de déclassement
- G 9712 E. DUBOIS
High Real Interest Rates: the Consequence of a Saving Investment Disequilibrium or of an insufficient Credibility of Monetary Authorities?
- G 9713 Bilan des activités de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques - 1996
- G 9714 F. LEQUILLER
Does the French Consumer Price Index Overstate Inflation?
- G 9715 X. BONNET
Peut-on mettre en évidence les rigidités à la baisse des salaires nominaux ?
Une étude sur quelques grands pays de l'OCDE
- G 9716 N. IUNG - F. RUPPRECHT
Productivité de la recherche et rendements d'échelle dans le secteur pharmaceutique français
- G 9717 E. DUGUET - I. KABLA
Appropriation strategy and the motivations to use the patent system in France - An econometric analysis at the firm level
- G 9718 L.P. PELÉ - P. RALLE
Âge de la retraite : les aspects incitatifs du régime général
- G 9719 ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing
Lexique macroéconomique français-chinois, chinois-français
- G 9720 M. HOUDEBINE - J.L. SCHNEIDER
Mesurer l'influence de la fiscalité sur la localisation des entreprises
- G 9721 A. MOUROUGANE
Crédibilité, indépendance et politique monétaire
Une revue de la littérature
- G 9722 P. AUGERAUD - L. BRIOT
Les données comptables d'entreprises
Le système intermédiaire d'entreprises
Passage des données individuelles aux données sectorielles
- G 9723 P. AUGERAUD - J.E. CHAPRON
Using Business Accounts for Compiling National Accounts: the French Experience
- G 9724 P. AUGERAUD
Les comptes d'entreprise par activités - Le passage aux comptes - De la comptabilité d'entreprise à la comptabilité nationale - *A paraître*
- G 9801 H. MICHAUDON - C. PRIGENT
Présentation du modèle AMADEUS
- G 9802 J. ACCARDO
Une étude de comptabilité générationnelle pour la France en 1996
- G 9803 X. BONNET - S. DUCHÊNE
Apports et limites de la modélisation
« Real Business Cycles »
- G 9804 C. BARLET - C. DUGUET - D. ENCAOUA - J. PRADEL
The Commercial Success of Innovations
An econometric analysis at the firm level in French manufacturing
- G 9805 P. CAHUC - Ch. GIANELLA - D. GOUX - A. ZILBERBERG
Equalizing Wage Differences and Bargaining Power - Evidence from a Panel of French Firms
- G 9806 J. ACCARDO - M. JLASSI
La productivité globale des facteurs entre 1975 et 1996

G 9807	Bilan des activités de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques - 1997	Bis	Une estimation de l'élasticité de l'emploi peu qualifié à son coût
G 9808	A. MOURougane Can a Conservative Governor Conduct an Accommodative Monetary Policy ?	G 9913	Division « Redistribution et Politiques Sociales » Le modèle de microsimulation dynamique DESTINIE
G 9809	X. BONNET - E. DUBOIS - L. FAUVET Asymétrie des inflations relatives et menus costs : tests sur l'inflation française	G 9914	E. DUGUET Macro-commandes SAS pour l'économétrie des panels et des variables qualitatives
G 9810	E. DUGUET - N. IUNG Sales and Advertising with Spillovers at the firm level: Estimation of a Dynamic Structural Model on Panel Data	G 9915	R. DUHAUTOIS Evolution des flux d'emplois en France entre 1990 et 1996 : une étude empirique à partir du fichier des bénéficiaires réels normaux (BRN)
G 9811	J.P. BERTHIER Congestion urbaine : un modèle de trafic de pointe à courbe débit-vitesse et demande élastique	G 9916	J.Y. FOURNIER Extraction du cycle des affaires : la méthode de Baxter et King
G 9812	C. PRIGENT La part des salaires dans la valeur ajoutée : une approche macroéconomique	G 9917	B. CRÉPON - R. DESPLATZ - J. MAIRESSE Estimating price cost margins, scale economies and workers' bargaining power at the firm level
G 9813	A.Th. AERTS L'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée en France reflète-t-elle les évolutions individuelles sur la période 1979-1994 ?	G 9918	Ch. GIANELLA - Ph. LAGARDE Productivity of hours in the aggregate production function: an evaluation on a panel of French firms from the manufacturing sector
G 9814	B. SALANIÉ Guide pratique des séries non-stationnaires	G 9919	S. AUDRIC - P. GIVORD - C. PROST Evolution de l'emploi et des coûts par qualification entre 1982 et 1996
G 9901	S. DUCHÊNE - A. JACQUOT Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale	G 2000/01	R. MAHIEU Les déterminants des dépenses de santé : une approche macroéconomique
G 9902	Ch. COLIN Modélisation des carrières dans Destinie	G 2000/02	C. ALLARD-PRIGENT - H. GUILMEAU - A. QUINET The real exchange rate as the relative price of nontradables in terms of tradables: theoretical investigation and empirical study on French data
G 9903	Ch. COLIN Evolution de la dispersion des salaires : un essai de prospective par microsimulation	G 2000/03	J.-Y. FOURNIER L'approximation du filtre passe-bande proposée par Christiano et Fitzgerald
G 9904	B. CREPON - N. IUNG Innovation, emploi et performances	G 2000/04	Bilan des activités de la DESE - 1999
G 9905	B. CREPON - Ch. GIANELLA Wages inequalities in France 1969-1992 An application of quantile regression techniques	G 2000/05	B. CREPON - F. ROSENWALD Investissement et contraintes de financement : le poids du cycle Une estimation sur données françaises
G 9906	C. BONNET - R. MAHIEU Microsimulation techniques applied to inter-generational transfers - Pensions in a dynamic framework: the case of France	G 2000/06	A. FLIPO Les comportements matrimoniaux de fait
G 9907	F. ROSENWALD L'impact des contraintes financières dans la décision d'investissement	G 2000/07	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Microsimulations of the retirement decision: a supply side approach
G 9908	Bilan des activités de la DESE - 1998	G 2000/08	C. AUDENIS - C. PROST Déficit conjoncturel : une prise en compte des conjonctures passées
G 9909	J.P. ZOYEM Contrat d'insertion et sortie du RMI Evaluation des effets d'une politique sociale	G 2000/09	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Equivalent patrimonial de la rente et souscription de retraite complémentaire
G 9910	Ch. COLIN - FI. LEGROS - R. MAHIEU Bilans contributifs comparés des régimes de retraite du secteur privé et de la fonction publique	G 2000/10	R. DUHAUTOIS Ralentissement de l'investissement : petites ou grandes entreprises ? industrie ou tertiaire ?
G 9911	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Une décomposition du non-emploi en France	G 2000/11	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi
G 9912	B. SALANIÉ Une maquette analytique de long terme du marché du travail	G2000/12	Ch. GIANELLA Local unemployment and wages

- G2000/13 B. CREPON - Th. HECKEL
- Informatisation en France : une évaluation à partir de données individuelles
- Computerization in France: an evaluation based on individual company data
- G2001/01 F. LEQUILLER
- La nouvelle économie et la mesure de la croissance du PIB
- The new economy and the measurement of GDP growth
- G2001/02 S. AUDRIC
La reprise de la croissance de l'emploi profite-t-elle aussi aux non-diplômés ?
- G2001/03 I. BRAUN-LEMAIRE
Evolution et répartition du surplus de productivité
- G2001/04 A. BEAUDU - Th. HECKEL
Le canal du crédit fonctionne-t-il en Europe ? Une étude de l'hétérogénéité des comportements d'investissement à partir de données de bilan agrégées
- G2001/05 C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. FOURCADE - O. LOISEL
Testing the augmented Solow growth model : An empirical reassessment using panel data
- G2001/06 R. MAHIEU - B. SÉDILLOT
Départ à la retraite, irréversibilité et incertitude
- G2001/07 Bilan des activités de la DESE - 2000
- G2001/08 J. Ph. GAUDEMET
Les dispositifs d'acquisition à titre facultatif d'annuités viagères de retraite
- G2001/09 B. CRÉPON - Ch. GIANELLA
Fiscalité, coût d'usage du capital et demande de facteurs : une analyse sur données individuelles
- G2001/10 B. CRÉPON - R. DESPLATZ
Evaluation des effets des dispositifs d'allègements de charges sociales sur les bas salaires
- G2001/11 J.-Y. FOURNIER
Comparaison des salaires des secteurs public et privé
- G2001/12 J.-P. BERTHIER - C. JAULENT
R. CONVENEVOLE - S. PISANI
Une méthodologie de comparaison entre consommations intermédiaires de source fiscale et de comptabilité nationale
- G2001/13 P. BISCOURP - Ch. GIANELLA
Substitution and complementarity between capital, skilled and less skilled workers: an analysis at the firm level in the French manufacturing industry
- G2001/14 I. ROBERT-BOBÉE
Modelling demographic behaviours in the French microsimulation model Destinie: An analysis of future change in completed fertility
- G2001/15 J.-P. ZOYEM
Diagnostic sur la pauvreté et calendrier de revenus : le cas du «Panel européen des ménages »
- G2001/16 J.-Y. FOURNIER - P. GIVORD
La réduction des taux d'activité aux âges extrêmes, une spécificité française ?
- G2001/17 C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. RIEDINGER
Existe-t-il une asymétrie dans la transmission du prix du brut aux prix des carburants ?
- G2002/01 F. MAGNIEN - J.-L. TAVERNIER - D. THESMAR
Les statistiques internationales de PIB par habitant en standard de pouvoir d'achat : une analyse des résultats
- G2002/02 Bilan des activités de la DESE - 2001
- G2002/03 B. SÉDILLOT - E. WALRAET
La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ?
- G2002/04 G. BRILHAULT
- Rétropolation des séries de FBCF et calcul du capital fixe en SEC-95 dans les comptes nationaux français
- Retropolation of the investment series (GFCF) and estimation of fixed capital stocks on the ESA-95 basis for the French balance sheets
- G2002/05 P. BISCOURP - B. CRÉPON - T. HECKEL - N. RIEDINGER
How do firms respond to cheaper computers? Microeconomic evidence for France based on a production function approach
- G2002/06 C. AUDENIS - J. DERUYON - N. FOURCADE
L'impact des nouvelles technologies de l'information et de la communication sur l'économie française - un bouclage macro-économique
- G2002/07 J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET
Évaluation de trois réformes du Régime Général d'assurance vieillesse à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE
- G2002/08 J.-P. BERTHIER
Réflexions sur les différentes notions de volume dans les comptes nationaux : comptes aux prix d'une année fixe ou aux prix de l'année précédente, séries chaînées
- G2002/09 F. HILD
Les soldes d'opinion résument-ils au mieux les réponses des entreprises aux enquêtes de conjoncture ?
- G2002/10 I. ROBERT-BOBÉE
Les comportements démographiques dans le modèle de microsimulation Destinie - Une comparaison des estimations issues des enquêtes Jeunes et Carrières 1997 et Histoire Familiale 1999
- G2002/11 J.-P. ZOYEM
La dynamique des bas revenus : une analyse des entrées-sorties de pauvreté
- G2002/12 F. HILD
Prévisions d'inflation pour la France
- G2002/13 M. LECLAIR
Réduction du temps de travail et tensions sur les facteurs de production
- G2002/14 E. WALRAET - A. VINCENT
- Analyse de la redistribution intragénérationnelle dans le système de retraite des salariés du privé - Une approche par microsimulation
- Intragenerational distributional analysis in the french private sector pension scheme - A microsimulation approach

G2002/15	P. CHONE - D. LE BLANC - I. ROBERT-BOBEE Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants	G2004/05	N. RAGACHE La déclaration des enfants par les couples non mariés est-elle fiscalement optimale ?
G2002/16	F. MAUREL - S. GREGOIR Les indices de compétitivité des pays : interprétation et limites	G2004/06	M. DUÉE L'impact du chômage des parents sur le devenir scolaire des enfants
G2003/01	N. RIEDINGER - E. HAUUVY Le coût de dépollution atmosphérique pour les entreprises françaises : Une estimation à partir de données individuelles	G2004/07	P. AUBERT - E. CAROLI - M. ROGER New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce: Firm-Level Evidence
G2003/02	P. BISCOURP et F. KRAMARZ Création d'emplois, destruction d'emplois et internationalisation des entreprises industrielles françaises : une analyse sur la période 1986-1992	G2004/08	E. DUGUET - C. LELARGE Les brevets accroissent-ils les incitations privées à innover ? Un examen microéconométrique
G2003/03	Bilan des activités de la DESE - 2002	G2004/09	S. RASPILLER - P. SILLARD Affiliating versus Subcontracting: the Case of Multinationals
G2003/04	P.-O. BEFFY - J. DEROYON - N. FOURCADE - S. GREGOIR - N. LAÏB - B. MONFORT Évolutions démographiques et croissance : une projection macro-économique à l'horizon 2020	G2004/10	J. BOISSINOT - C. L'ANGEVIN - B. MONFORT Public Debt Sustainability: Some Results on the French Case
G2003/05	P. AUBERT La situation des salariés de plus de cinquante ans dans le secteur privé	G2004/11	S. ANANIAN - P. AUBERT Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels : un réexamen à partir de l'enquête « REPONSE »
G2003/06	P. AUBERT - B. CRÉPON Age, salaire et productivité La productivité des salariés décline-t-elle en fin de carrière ?	G2004/12	X. BONNET - H. PONCET Structures de revenus et propensions différentes à consommer - Vers une équation de consommation des ménages plus robuste en prévision pour la France
G2003/07	H. BARON - P.O. BEFFY - N. FOURCADE - R. MAHIEU Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990	G2004/13	C. PICART Évaluer la rentabilité des sociétés non financières
G2003/08	P.-O. BEFFY - B. MONFORT Patrimoine des ménages, dynamique d'allocation et comportement de consommation	G2004/14	J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Les retraites du secteur public : projections à l'horizon 2040 à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE
G2003/09	P. BISCOURP - N. FOURCADE Peut-on mettre en évidence l'existence de rigidités à la baisse des salaires à partir de données individuelles ? Le cas de la France à la fin des années 90	G2005/01	S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Conditions de départ en retraite selon l'âge de fin d'études : analyse prospective pour les générations 1945 à 1974
G2003/10	M. LECLAIR - P. PETIT Présence syndicale dans les firmes : quel impact sur les inégalités salariales entre les hommes et les femmes ?	G2005/02	C. AFSA - S. BUFFETEAU L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel
G2003/11	P.-O. BEFFY - X. BONNET - M. DARRACQ-PARIES - B. MONFORT MZE: a small macro-model for the euro area	G2005/03	P. AUBERT - P. SILLARD Délocalisations et réductions d'effectifs dans l'industrie française
G2004/01	P. AUBERT - M. LECLAIR La compétitivité exprimée dans les enquêtes trimestrielles sur la situation et les perspectives dans l'industrie	G2005/04	M. LECLAIR - S. ROUX Mesure et utilisation des emplois instables dans les entreprises
G2004/02	M. DUÉE - C. REBILLARD La dépendance des personnes âgées : une projection à long terme	G2005/05	C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne - Une analyse par secteur et destination géographique
G2004/03	S. RASPILLER - N. RIEDINGER Régulation environnementale et choix de localisation des groupes français	G2005/06	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 2004
G2004/04	A. NABOULET - S. RASPILLER Les déterminants de la décision d'investir : une approche par les perceptions subjectives des firmes	G2005/07	S. RASPILLER La concurrence fiscale : principaux enseignements de l'analyse économique
		G2005/08	C. L'ANGEVIN - N. LAÏB Éducation et croissance en France et dans un panel de 21 pays de l'OCDE
		G2005/09	N. FERRARI Prévoir l'investissement des entreprises

	Un indicateur des révisions dans l'enquête de conjoncture sur les investissements dans l'industrie.	G2006/10	C. AFSA L'estimation d'un coût implicite de la pénibilité du travail chez les travailleurs âgés
G2005/10	P.-O. BEFFY - C. L'ANGEVIN Chômage et boucle prix-salaires : apport d'un modèle « qualifiés/peu qualifiés »	G2006/11	C. LELARGE Les entreprises (industrielles) françaises sont-elles à la frontière technologique ?
G2005/11	B. HEITZ A two-states Markov-switching model of inflation in France and the USA: credible target VS inflation spiral	G2006/12	O. BIAU - N. FERRARI Théorie de l'opinion Faut-il pondérer les réponses individuelles ?
G2005/12	O. BIAU - H. ERKEL-ROUSSE - N. FERRARI Réponses individuelles aux enquêtes de conjoncture et prévision macroéconomiques : Exemple de la prévision de la production manufacturière	G2006/13	A. KOUBI - S. ROUX Une réinterprétation de la relation entre productivité et inégalités salariales dans les entreprises
G2005/13	P. AUBERT - D. BLANCHET - D. BLAU The labour market after age 50: some elements of a Franco-American comparison	G2006/14	R. RATHELOT - P. SILLARD The impact of local taxes on plants location decision
G2005/14	D. BLANCHET - T. DEBRAND - P. DOURGNON - P. POLLET L'enquête SHARE : présentation et premiers résultats de l'édition française	G2006/15	L. GONZALEZ - C. PICART Diversification, recentrage et poids des activités de support dans les groupes (1993-2000)
G2005/15	M. DUÉE La modélisation des comportements démographiques dans le modèle de microsimulation DESTINIE	G2007/01	D. SRAER Allègements de cotisations patronales et dynamique salariale
G2005/16	H. RAOUI - S. ROUX Étude de simulation sur la participation versée aux salariés par les entreprises	G2007/02	V. ALBOUY - L. LEQUIEN Les rendements non monétaires de l'éducation : le cas de la santé
G2006/01	C. BONNET - S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Disparités de retraite de droit direct entre hommes et femmes : quelles évolutions ?	G2007/03	D. BLANCHET - T. DEBRAND Aspiration à la retraite, santé et satisfaction au travail : une comparaison européenne
G2006/02	C. PICART Les gazelles en France	G2007/04	M. BARLET - L. CRUSSON Quel impact des variations du prix du pétrole sur la croissance française ?
G2006/03	P. AUBERT - B. CRÉPON - P. ZAMORA Le rendement apparent de la formation continue dans les entreprises : effets sur la productivité et les salaires	G2007/05	C. PICART Flux d'emploi et de main-d'œuvre en France : un réexamen
G2006/04	J.-F. OUVRARD - R. RATHELOT Demographic change and unemployment: what do macroeconomic models predict?	G2007/06	V. ALBOUY - C. TAVAN Massification et démocratisation de l'enseignement supérieur en France
G2006/05	D. BLANCHET - J.-F. OUVRARD Indicateurs d'engagements implicites des systèmes de retraite : chiffrages, propriétés analytiques et réactions à des chocs démographiques types	G2007/07	T. LE BARBANCHON The Changing response to oil price shocks in France : a DSGE type approach
G2006/06	G. BIAU - O. BIAU - L. ROUVIERE Nonparametric Forecasting of the Manufacturing Output Growth with Firm-level Survey Data	G2007/08	T. CHANEY - D. SRAER - D. THESMAR Collateral Value and Corporate Investment Evidence from the French Real Estate Market
G2006/07	C. AFSA - P. GIVORD Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie	G2007/09	J. BOISSINOT Consumption over the Life Cycle: Facts for France
G2006/08	P. SILLARD - C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances comparées à l'exportation de la France et de ses principaux partenaires Une analyse structurelle sur 12 ans	G2007/10	C. AFSA Interpréter les variables de satisfaction : l'exemple de la durée du travail
G2006/09	X. BOUTIN - S. QUANTIN Une méthodologie d'évaluation comptable du coût du capital des entreprises françaises : 1984-2002	G2007/11	R. RATHELOT - P. SILLARD Zones Franches Urbaines : quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissements ?
		G2007/12	V. ALBOUY - B. CRÉPON Aléa moral en santé : une évaluation dans le cadre du modèle causal de Rubin