

---

## Impact de l'assurance maladie publique sur l'accès aux soins et la participation au marché du travail : une analyse théorique

Agnès Couffinhal, Dominique Henriët et Jean-Charles Rochet

---

**Édition électronique**

URL : <http://journals.openedition.org/economiepublique/577>

DOI : [10.4000/economiepublique.577](https://doi.org/10.4000/economiepublique.577)

ISSN : 1778-7440

**Éditeur**

IDEP - Institut d'économie publique

**Édition imprimée**

Date de publication : 15 juillet 2002

ISBN : 2-8041-3635-3

ISSN : 1373-8496

**Référence électronique**

Agnès Couffinhal, Dominique Henriët et Jean-Charles Rochet, « Impact de l'assurance maladie publique sur l'accès aux soins et la participation au marché du travail : une analyse théorique », *Économie publique/Public economics* [En ligne], 09 | 2001/3, mis en ligne le 07 décembre 2005, consulté le 12 septembre 2020. URL : <http://journals.openedition.org/economiepublique/577> ; DOI : <https://doi.org/10.4000/economiepublique.577>

---

# économie publique public economics

Revue de l'**Institut d'Économie Publique**

Deux numéros par an

**n° 9** – 2001/3



© De Boeck & Larcier s.a., 2002  
Editions De Boeck Université  
Rue des Minimes 39, B-1000 Bruxelles

Tous droits réservés pour tous pays.

Il est interdit, sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, de reproduire (notamment par photocopie) partiellement ou totalement le présent ouvrage, de le stocker dans une banque de données ou de le communiquer au public, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit.

Imprimé en Belgique

Dépôt légal 2002/0074/241

ISSN 1373-8496  
ISBN 2-8041-3635-3

**économie**publique sur internet : [www.economie-publique.fr](http://www.economie-publique.fr)

© Institut d'économie publique – IDEP

Centre de la Vieille-Charité

2, rue de la Charité – F-13002 Marseille

Tous droits réservés pour tous pays.

Il est interdit, sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, de reproduire (notamment par photocopie) partiellement ou totalement le présent ouvrage, de le stocker dans une banque de données ou de le communiquer au public, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit.

La revue **économie**publique bénéficie du soutien du Conseil régional Provence-Alpes-Côte d'Azur

ISSN 1373-8496



# **Impact de l'assurance maladie publique sur l'accès aux soins et la participation au marché du travail : une analyse théorique**

Agnès Couffinhal  
*CREDES, Paris*

Dominique Henriët  
*Université d'Aix-Marseille II*

Jean-Charles Rochet\*  
*GREMAQ-IDEI, Université de Toulouse I*

## **1 Introduction**

La plupart des pays développés a mis en place des systèmes publics d'assurance maladie qui peuvent être universels (comme au Canada ou en France) ou réservés à une fraction de la population (les personnes âgées et certaines catégories de personnes défavorisées aux États-Unis). Les budgets consacrés à ces systèmes d'assurance sont considérables. Ainsi, en 1998, les États-Unis ont consacré 210 milliards de dollars à Medicare, assurance publique qui couvre 14% de la

---

\* Nous remercions l'US Veteran Administration pour le soutien financier qu'elle a apporté à cette recherche. Nous avons aussi bénéficié des commentaires des participants de conférences à Portsmouth (Septembre 1999) Louvain-la-Neuve (Décembre 1999), de séminaires à Cergy et Lausanne, notamment Louis Eeckhoudt, Jacob Glazer, Alberto Holy, Albert Ma, Maurice Marchand, Tom McGuire et Alain Trannoy.

Agnès Couffinhal, CREDES, Paris, France, Email : [couffinhal@credes.fr](mailto:couffinhal@credes.fr), Dominique Henriët, GREQAM, Université d'Aix-Marseille II, France, Email : [henriet@univ-aix.fr](mailto:henriet@univ-aix.fr), Jean-Charles Rochet GREMAQ-IDEI, Université de Toulouse I, France, Email : [rochet@cict.fr](mailto:rochet@cict.fr)

population<sup>1</sup> et 160 milliards de dollars à Medicaid qui couvre 15% de la population.<sup>2</sup>

Cela dit, l'intervention de l'État dans le financement de l'accès aux soins ne se résume pas à l'organisation d'une assurance. Elle peut aussi passer par :

- des subventions à l'assurance privée, par le biais d'exonérations fiscales. Aux États-Unis ainsi, Shiels et Hogan (1999) estiment que ces exonérations coûtent plus de 100 milliards de dollars chaque année à l'État;
- des filets de sécurité (typiquement des hôpitaux publics) qui fournissent gratuitement des soins aux plus démunis;
- ou encore, dans des pays comme le Royaume-Uni ou des pays d'Europe du sud (Grèce, Italie et Portugal), l'offre directe de services au sein de systèmes nationaux de santé qui fournissent des soins gratuits à l'ensemble de la population.

La nature, le champ et le degré d'intervention dans le financement de la santé varient beaucoup d'un pays à l'autre. Ainsi, en 1998 aux États-Unis, 45% des dépenses de santé sont financées par l'État alors que la part du financement public est supérieure à 83% dans des pays comme le Royaume-Uni, la Suède et l'Islande. Malgré cette disparité, on peut dégager quelques traits communs de l'évolution du mode d'intervention de l'État :

- tout d'abord, la nécessité de limiter la croissance des dépenses publiques de santé a conduit à une érosion de la part du financement public des dépenses de santé dans la plupart des pays développés et notamment ceux où elle y était auparavant élevée (cf. Tableau 1);
- pour autant, cette diminution ne s'est pas traduite par une remise en cause de l'accès à une couverture publique et ce dernier a parfois même été étendu : Israël et la Suisse sont passés à une couverture universelle dans les années quatre-vingt-dix et si l'Administration Clinton n'est pas parvenue à introduire l'assurance universelle, les critères d'éligibilité à la couverture publique des personnes défavorisées aux États-Unis ont été élargis pendant la dernière décennie notamment en direction des enfants;
- malgré cela, l'accès aux soins demeure plus difficile pour les personnes qui ont un revenu plus faible notamment parce qu'elles ont moins accès à l'assurance (de base ou complémentaire). Ainsi, aux États-Unis en 1998, 37% des pauvres qui ne sont pas assurés n'ont eu aucun contact avec le système de santé dans l'année, contre 29% des personnes non assurées dont le revenu est supérieur à 200% du seuil de pauvreté<sup>3</sup>. En France, Aligon et Grignon (1999) montrent aussi que les plus pauvres ont des dépenses de santé moins élevées

---

<sup>1</sup> Essentiellement, les plus de 65 ans.

<sup>2</sup> Certaines personnes défavorisées. Source : Health Care Financing Review (2000).

<sup>3</sup> Source : Center for disease control and prevention, NCHS, National health interview survey.

**Tableau 1 :** Part du financement public dans les dépenses totales de santé depuis 20 ans dans quelques pays de l'OCDE

	1980	1990	1998
États-Unis	<b>41,5</b>	<b>39,6</b>	44,8
Grèce	55,6	<b>62,7</b>	<b>56,3</b>
Portugal	64,3	65,5	66,9
Pays-Bas	69,2	67,7	68,6
Canada	<b>75,6</b>	<b>74,6</b>	<b>70,1</b>
Belgique			71,2
Autriche	<b>68,8</b>	<b>73,5</b>	<b>71,8</b>
Italie	<b>80,5</b>	<b>79,4</b>	<b>71,9</b>
Suisse	65,1	68,4	73,2
Allemagne	<b>78,7</b>	<b>76,2</b>	<b>75,8</b>
France	<b>78,8</b>	<b>76,6</b>	<b>76,1</b>
Finlande	79	<b>80,9</b>	<b>76,3</b>
Espagne	<b>79,9</b>	<b>78,7</b>	<b>76,8</b>
Irlande	<b>81,6</b>	<b>71,7</b>	76,8
Japon	71,3	77,6	78,1
Danemark	<b>87,8</b>	<b>82,7</b>	<b>81,9</b>
Norvège	<b>85,1</b>	<b>82,8</b>	<b>82,8</b>
Royaume-Uni	<b>89,4</b>	<b>84,3</b>	<b>83,3</b>
Suède	<b>92,5</b>	<b>89,9</b>	<b>83,8</b>
Islande	<b>88,2</b>	<b>86,6</b>	<b>83,9</b>

Source : Éco-Santé OCDE 2001

En gras, pays et périodes de décroissance de la part du financement public.

sur une année que le reste de la population, ce qui ne peut vraisemblablement pas s'expliquer par un meilleur état de santé.

Dans la plupart des pays, les débats politiques sur le fonctionnement des systèmes d'assurance portent sur des sujets remarquablement similaires et se concentrent autour de la nécessité d'arbitrer entre :

- le fait que l'assurance permet d'avoir accès plus tôt et plus régulièrement au système de santé, ce qui est potentiellement plus efficace. Ainsi Weinick et al. (1997) et Berk et Schur (1998) qui étudient l'impact de l'assurance publique ou privée sur le recours aux soins, montrent que les non-assurés (toutes choses égales par ailleurs) ont une probabilité plus faible de déclarer avoir un « lieu habituel de soins ».
- d'un autre côté, l'assurance publique a un coût fiscal et son existence décroît les incitations à participer au marché du travail, notamment si le bénéfice en est conditionné au fait de ne pas avoir de revenu régulier.

Ce débat suggère que l'étendue et le mode d'organisation de l'assurance publique peuvent avoir un impact important sur deux aspects du comportement des ménages : leur participation au marché du travail et leur recours aux soins. L'existence d'une assurance publique a aussi des conséquences redistributives dans la mesure où, contrairement aux primes d'assurance, les contributions au financement du système public sont généralement proportionnelles au revenu et ne dépendent pas directement des risques individuels. Cet article propose un cadre d'analyse formel de l'impact de l'assurance publique. Le modèle est décrit dans la section 2, dans une forme suffisamment générale pour rendre compte du fonctionnement de différents systèmes. Dans la section 3 nous décrivons les conséquences de l'existence d'un système d'assurance universel, dans la section 4 nous étudions un système proche de celui des États-Unis, dans lequel l'assurance est réservée à certaines catégories de la population, avant d'étudier au prisme de notre modèle quelques évolutions récentes du système d'assurance santé en France (augmentation des tickets modérateurs et instauration d'une complémentaire publique : la couverture maladie universelle).

## 2 Le modèle

Les agents sont caractérisés par deux paramètres observables<sup>4</sup> : le salaire brut  $Y$  qu'ils reçoivent lorsqu'ils sont sur le marché du travail<sup>5</sup> et  $p$ , que nous assimilons à une probabilité de tomber malade mais qui peut être interprété de façon plus générale comme un indice de besoin potentiel de soins (présence d'enfants ou de dépendants dont l'accès aux soins serait à la charge de l'agent considéré). Ainsi, même si nous ne les modélisons pas explicitement, nous prenons en compte des variables comme l'âge ou la composition du ménage, paramètres qui peuvent ouvrir l'accès à une assurance publique (Medicare ou Medicaid aux États-Unis). Nous pourrions tout aussi bien considérer que nos agents sont des ménages mais notre ambition n'étant pas de rendre compte d'éventuels arbitrages au sein du ménage, nous restons à ce niveau simple de modélisation.

Nous considérons un modèle à deux périodes :

- à la date  $t = 0$ , chaque agent décide de participer ou non au marché du travail et simultanément, le cas échéant, d'acquérir un contrat d'assurance santé.
- à la date  $t = 1$ , la Nature détermine l'état de santé de l'agent : maladie (avec une probabilité  $p$ ) ou bonne santé (probabilité  $1 - p$ ).

---

<sup>4</sup> En faisant l'hypothèse que les paramètres sont observables, nous écartons d'emblée de l'analyse les problèmes d'antisélection, malgré leur impact important sur le fonctionnement des systèmes de santé (cf. Henriët et Rochet 1998).

<sup>5</sup> Pour simplifier, nous négligeons le chômage involontaire.

Nous postulons que le type de recours au système de santé (en cas de maladie) est complètement déterminé par le niveau total d'assurance de l'agent, indépendamment du fait que cette assurance soit publique ou privée<sup>6</sup>.

- S'il est assuré, l'agent consulte un médecin qui le guérit parfaitement grâce à un traitement de coût  $D$ . Ce montant est supposé couvert intégralement par l'assurance de l'agent.
- S'il n'est pas assuré, l'agent n'a pas les moyens de payer le coût du traitement  $D$  : son seul recours est d'aller à l'hôpital public. Nous restreignons donc notre analyse aux pays dans lesquels de tels « filets de sécurité » existent pour ceux qui n'ont pas les moyens de s'assurer.

Le coût du traitement hospitalier, noté  $H$ , est payé sur les fonds publics. Nous posons  $H > D$  ce qui sous-entend que les traitements hospitaliers sont plus coûteux que ceux réalisés en ambulatoire. Nous centrons donc notre analyse sur des maladies qui pourraient et devraient normalement être traitées en ambulatoire et pour lesquelles le traitement hospitalier est une décision de second rang, en cas de recours tardif, par exemple<sup>7</sup>. Pour cette même raison, nous postulons que le traitement à l'hôpital entraîne une perte d'utilité pour le patient, cette hypothèse pouvant s'expliquer par l'existence d'une liste d'attente à l'hôpital public ou d'une aggravation des symptômes due au recours tardif<sup>8</sup>. Cet effet pourrait aussi provenir d'une appropriation du revenu par l'hôpital afin de recouvrer une partie des frais d'hospitalisation. Nous ne privilégions pas cette hypothèse qui compliquerait la contrainte de budget du gouvernement.

Ces caractéristiques de notre modèle rendent compte d'une façon simple du mode de recours des populations non assurées (voir par exemple Phelps, 1997 p.585). Nous négligeons donc les dépenses hospitalières publiques « normales » et nous concentrons notre étude sur des dépenses publiques qui auraient pu être évitées par un recours ambulatoire<sup>9</sup>.

Les deux points centraux sont donc la perte d'utilité du patient qui signifie qu'il préfère toujours un recours aux services du médecin et le coût public plus élevé de l'hôpital. Pour ces deux raisons, il serait optimal que tout le monde soit complètement assuré et se fasse soigner par

<sup>6</sup> Ceci semble constituer une bonne approximation de la réalité (cf. par exemple Foley, 1992).

<sup>7</sup> Notre modèle couvre aussi des pathologies pouvant être traitées en chirurgie ambulatoire à un moindre coût. Parmi les contre-indications pour ce type de chirurgie, un certain nombre ont des dimensions psycho-sociales. Elles sont probablement corrélées avec le revenu et, de façon plus ou moins directe, avec la couverture maladie (Busson, Doussin et Sourty, 2000).

<sup>8</sup> Voir par exemple Hadley et al. (1991). Plus récemment, Currie et Gruber (1996) ont étudié les effets d'une augmentation de l'assurance des enfants sur le recours aux soins et les résultats en termes de santé. Ils concluent que « l'élargissement des critères d'éligibilité est (...) associé à une diminution substantielle et significative de la mortalité infantile », et donc indirectement à une augmentation d'utilité dans le ménage.

<sup>9</sup> En réalité, les hôpitaux privés participent aussi au financement des soins des non-assurés. Sur ce point, voir Sloan et al. (1986).

le médecin. Ce type d'argument plaide pour une obligation individuelle de s'assurer contre le risque maladie (par exemple, Pauly et al., 1991), comme en responsabilité civile automobile. Cela dit, s'il est raisonnable d'estimer que le propriétaire d'un véhicule a les moyens de souscrire une assurance responsabilité civile, il est probable qu'une partie de la population (des personnes présentant un risque élevé, des personnes âgées ou dont le revenu est faible) n'a pas les moyens de souscrire un contrat d'assurance maladie qui offre des garanties suffisantes. On peut dès lors envisager de subventionner l'achat d'assurance ou bien d'introduire une assurance publique financée par les impôts.

Dans notre modèle, l'assurance publique (lorsqu'elle existe) est caractérisée par un taux de couverture  $q \in [0, 1]$  qui correspond à une proportion de cas dans lesquels la maladie est couverte. Afin de simplifier la présentation et de faciliter l'interprétation par la suite, nous privilégions cette formulation plutôt que celle, plus réaliste, qui consisterait à considérer que  $q$  est la fraction des dépenses prises en charge par l'assurance, ( $1 - q$  étant alors le taux de coassurance). Sur le fond, nous n'introduisons donc pas de restriction. Ce taux de couverture  $q$  est une variable de contrôle importante de la politique du gouvernement. Il peut choisir un niveau uniforme de  $q$  pour l'ensemble de la population (couverture universelle comme au Canada ou dans la plupart des pays Européens) ou il peut moduler  $q$  en fonction des caractéristiques des individus. Aux États-Unis ainsi,  $q > 0$  pour certaines personnes démunies (Medicaid) et les personnes âgées de plus de 65 ans (Medicare) et  $q = 0$  pour le reste de la population.

Si l'individu acquiert une assurance (complémentaire), il paie une prime égale à  $p(1 - q)(1 + L)D$ , où  $L$  représente le taux de chargement qui couvre les frais de gestion<sup>10</sup>, il a dès lors toujours accès au mode de traitement efficace (le médecin). S'il n'en possède pas, il ne sera couvert que pour une fraction  $q$  des affections et aura accès à l'hôpital public pour les autres maladies, c'est-à-dire dans une proportion  $\pi = p(1 - q)$  des cas.

Pour finir, les préférences des agents sont supposées identiques. Dans la mesure où nous postulons que toutes les maladies sont finalement soignées (le cas échéant à des coûts plus élevés qu'à l'optimum), nous n'avons pas besoin de modéliser explicitement les préférences individuelles pour la santé. Il nous suffit de spécifier une utilité qui dépend de la consommation et que nous choisissons iso-élastique :

$$u(N) = \frac{N^{1-\alpha}}{1-\alpha} \quad [2.1]$$

---

<sup>10</sup> Le marché de l'assurance est supposé concurrentiel, les primes sont égales au coût (prime actuarielle + taux de chargement). De façon classique, les coûts de gestion représentent une proportion fixe de la prime actuarielle.

où  $0 < \alpha < 1$  et  $N$  représente le revenu net<sup>11</sup>.

Pour finir, la désutilité du travail est notée  $\gamma$  et la désutilité multiplicative du traitement hospitalier  $k \leq 1$ . L'utilité d'un patient hospitalisé dont le revenu net est  $N$ , est égale à  $(1-k)u(N)$  et l'espérance d'utilité d'un agent qui ira à l'hôpital avec une probabilité  $\pi$  est  $(1-\pi k)u(N)$ , à laquelle on soustrait  $\gamma$  si l'agent travaille. Nous avons désormais les moyens de déterminer le comportement d'un individu en fonction de ses caractéristiques  $Y$  et  $p$  et de son éventuelle couverture publique.

### 3 Les conséquences de l'assurance universelle sur les comportements individuels

Dans cette section, nous décrivons, dans l'espace  $(p, Y)$  des paramètres individuels, les zones qui sont caractérisées par des comportements identiques des individus en matière de participation au marché du travail et de souscription de couverture complémentaire. Dans la section suivante, nous verrons en quoi les formes de ces zones dépendent de l'architecture de l'assurance publique.

#### 3.1 La zone chômage ( $U$ )

Dans notre modèle, les chômeurs n'ont pas de revenu privé<sup>12</sup> mais peuvent bénéficier d'une allocation chômage  $b$  (éventuellement nulle). Ils reçoivent aussi (dans cette section), une couverture publique  $q$  et encourent la désutilité multiplicative d'un traitement hospitalier avec la probabilité  $p(1-q)$ .

Leur utilité espérée est donc :

$$V_U(p, Y) = u(b)(1 - p(1 - q)k) \quad [3.2]$$

La subvention nette qu'ils reçoivent du gouvernement (autrement dit le coût net pour le budget de l'État) est donc :

$$C_U(p, Y) = b + p[q(1 + L_G)D + (1 - q)H] \quad [3.3]$$

où  $L_G \geq 0$  représente le coût de gestion de l'assurance publique (analogue aux coûts de gestion  $L$  de l'assurance privée). Le premier terme

<sup>11</sup> Dans la mesure où nous souhaitons prendre en compte les chômeurs sans revenu régulier,  $u(N)$  doit être défini pour le cas où  $N = 0$ . C'est pourquoi nous devons postuler  $a < 1$ .  $N$  peut donc être interprété comme le « revenu résiduel une fois que les besoins vitaux sont couverts ».

<sup>12</sup> C'est pourquoi nous considérons que  $Y$  est le revenu « potentiel » de l'agent. Dans un modèle stylisé comme le nôtre, nous ne pouvons prétendre rendre compte que des comportements d'un chômeur moyen qui n'a d'autres ressources que son allocation chômage ou ses revenus du travail.

entre crochets représente le coût de l'assurance publique et le second, le coût hospitalier.

Deux questions de nature empirique sont en jeu ici :

- en premier lieu, est-il moins coûteux pour le gouvernement, si tant est qu'il le souhaite, de fournir des soins ou de l'assurance aux chômeurs ? En termes formels, la question se résume au fait de savoir si  $(1 + L_G)D$  est plus faible que  $H$ .
- ensuite, le coût public de gestion de l'assurance est-il plus ou moins élevé que le coût privé ? Autrement dit,  $L$  est-il plus ou moins élevé que  $L_G$  ? Cette question est complexe et controversée. D'une part, on sait que la fourniture d'assurance est une activité à économies d'échelle importantes, comme le montre le fait que les coûts de gestion en assurance de groupe sont inférieurs à ceux de l'assurance individuelle (voir par exemple Phelps, 1997, p.346). Dans la mesure où les programmes d'assurance publique concernent de très nombreuses personnes, on pourrait considérer qu'ils tendent à être plus efficaces que les assurances privées. Cela dit, l'assurance de groupe occupe une place croissante sur les marchés et les assureurs privés peuvent donc bénéficier de ces économies d'échelle.

Un autre argument avancé par Evans (1997, p.450) est que les assureurs privés « n'ont pas d'incitation à maîtriser les dépenses ». Evans et al. (1989) trouvent là la principale raison pour laquelle, au niveau agrégé, depuis 1971 au Canada (date de l'introduction de l'assurance publique universelle), les dépenses de santé ont crû moins vite qu'aux États-Unis (alors qu'avant les deux pays connaissaient des taux de croissance similaires). À l'inverse, on peut argumenter que les assureurs privés sont moins soumis à des pressions politiques que l'assurance publique et qu'en conséquence ils sont plus en mesure de mettre en place des mesures de contrôle des coûts et de gestion des risques, et plus incités à le faire parce qu'ils sont responsabilisés financièrement. Ces arguments ont été utilisés pour justifier l'introduction de la concurrence dans un certain nombre de pays d'Europe, sans pour autant qu'on puisse trancher en faveur de l'une ou l'autre position (Bocgnano, *et al.*, 1998).

Incidentement, si des réponses empiriques sans ambiguïté avaient été apportées à ces deux questions, la recherche de l'efficacité voudrait que les mécanismes publics permettant aux chômeurs d'accéder aux soins, voire le mode de couverture de la population, soient uniformes. Notre analyse, plus positive que normative, permet de rendre compte de la structure mixte des systèmes.

Étudions maintenant le second type d'agents.

### 3.2 Les actifs partiellement assurés (AP)

Les actifs non-assurés ou partiellement assurés ont le même comportement de recours aux soins que les chômeurs. En revanche, ils reçoivent un revenu du travail  $Y$  dont l'État prélève une fraction  $\tau$  (impôts et cotisations) et leur désutilité au travail est  $\gamma$ . Leur utilité espérée est donc :

$$V_{AP}(p, Y) = u(Y(1 - \tau)) [(1 - p(1 - q)k)] - \gamma \quad [3.4]$$

La subvention nette que chacun d'entre eux reçoit du gouvernement est égale à :

$$C_{AP}(p, Y) = -\tau Y + p[q(1 + L_G)D + (1 - q)H] \quad [3.5]$$

Ici, nous ne distinguons pas impôt sur le revenu et contributions sociales, car la différence nous semble artificielle et le mode de financement de l'assurance publique n'est pas important pour notre propos. Pour finir, étudions les actifs intégralement assurés.

### 3.3 Les actifs intégralement assurés (AI)

Les actifs qui souscrivent une assurance complémentaire sont par hypothèse complètement assurés<sup>13</sup>. Ils règlent une prime égale à  $p(1 - q)(1 + L)D$ ; en contrepartie, ils ne vont jamais à l'hôpital. Leur espérance d'utilité est donc égale à :

$$V_{AI}(p, Y) = u[Y(1 - \tau) - p(1 - q)(1 + L)D] - \gamma \quad [3.6]$$

La subvention nette que chacune de ces personnes reçoit du gouvernement est égale à :

$$C_{AI}(p, Y) = -\tau Y + (1 + L_G)pqD \quad [3.7]$$

### 3.4 Contrainte budgétaire du gouvernement

Soit  $F(p, Y)$  la fonction de répartition de la population dans l'espace  $(p, Y)$ , considérée comme exogène<sup>14</sup>. En termes *per capita*, la contrainte

<sup>13</sup> Pour simplifier nous modélisons le recours à l'assurance privée comme une décision binaire (pas d'assurance vs assurance complète). Nos conclusions ne seraient pas modifiées par l'introduction de plusieurs niveaux possibles d'assurance privée. En conséquence, nous ne prenons pas explicitement en compte l'impact du niveau d'assurance sur les dépenses de santé, autrement dit le risque moral *ex post* (cf. Newhouse, 1991). Cela dit, on peut considérer que la dépense  $D$  intègre la sur-consommation liée au fait d'être complètement assuré.

<sup>14</sup> Ceci signifie que nous négligeons l'impact (controversé) de l'impôt sur le revenu sur l'offre de travail individuelle et centrons notre analyse sur le marché du travail. De même, nous négligeons les effets de long terme de l'accès aux soins sur l'état de santé.

budgetaire du gouvernement est :

$$\sum_i \int C_i(p, Y) dF(p, Y) + G = 0 \quad [3.8]$$

où  $i \in \{U, AP, AI\}$  représente les différentes régions du plan caractérisées ci-dessus. Les différentes expressions de  $C_i$  sont données dans les sections précédentes et  $G$  représente les autres dépenses gouvernementales *per capita*.

Nous avons souligné précédemment que la couverture publique (ou d'autres caractéristiques du système public) peut être conditionnée à des caractéristiques observables (comme l'âge ou la composition du ménage). Si tel est le cas, la contrainte de budget de l'État doit être ajustée pour prendre en compte cet élément et répartir la prise en charge de la population couverte sur l'ensemble des agents.

Nous pouvons maintenant étudier le comportement des individus dans un système où l'assurance publique est universelle.

### 3.5 Caractérisation des différentes zones

L'individu de caractéristiques  $(p, Y)$  va adopter le comportement qui lui confère l'espérance d'utilité la plus élevée parmi les trois expressions ci-dessous :

- $V_U(p, Y) = u(b) (1 - p(1 - q)k)$ , s'il est au chômage,
- $V_{AP}(p, Y) = u(Y(1 - \tau)) [(1 - p(1 - q)k)] - \gamma$ , s'il est actif et partiellement assuré
- $V_{AI}(p, Y) = u[Y(1 - \tau) - p(1 - q)(1 + L)D] - \gamma$ , s'il est actif et complètement assuré.

Les frontières entre les trois zones de chômage ( $U$ ), d'activité et assurance partielle ( $AP$ ) ou assurance complète ( $AI$ ) sont obtenues en égalisant deux de ces trois niveaux d'utilité. Notons pour simplifier  $N = (1 - \tau)Y$  le revenu net (potentiel) et  $\pi = p(1 - q)$  la probabilité d'occurrence d'une maladie qui ne serait pas couverte par l'assurance publique.

**Proposition 1 :** *Supposons que la condition suivante est vérifiée :*

$$[(1 - \alpha)\gamma + b^{1-\alpha}]^{\frac{1}{1-\alpha}} < (1 - \alpha) \frac{D}{k} (1 + L) \quad [3.9]$$

*Dans le plan  $(Y, p)$  les trois zones de chômage ( $U$ ), d'activité et assurance partielle ( $AP$ ) ou assurance complète ( $AI$ ) sont délimitées par les trois*

courbes suivantes :

$$N_1^P(\pi) = (1 - \tau)Y_1^P(\pi) = \left[ b^{1-\alpha} + \frac{(1 - \alpha)\gamma}{1 - \pi k} \right]^{\frac{1}{1-\alpha}}$$

$$N_2^P(\pi) = (1 - \tau)Y_2^P(\pi) = \pi(1 + L)D + [(1 - \alpha)\gamma + b^{1-\alpha}(1 - \pi k)]^{\frac{1}{1-\alpha}}$$

$$N_3^P(\pi) = (1 - \tau)Y_3^P(\pi) = \frac{\pi(1 + L)D}{1 - (1 - \pi k)^{\frac{1}{1-\alpha}}}$$

Les agents qui ont un faible revenu potentiel restent inactifs :

$$(U) \quad N \leq \min(N_1^P(\pi), N_2^P(\pi))$$

Les agents à revenu potentiel élevé travaillent et acquièrent de l'assurance :

$$(AI) \quad N \geq \max(N_2^P(\pi), N_3^P(\pi))$$

Pour finir, les agents qui ont un revenu intermédiaire travaillent mais n'achètent pas d'assurance.

$$(AP) \quad N_1^P(\pi) \leq N \leq N_3^P(\pi)$$

**Démonstration :** En utilisant les nouvelles variables  $N$  et  $\pi$ , on peut réécrire :

- $V_U(p, Y) = u(b)(1 - \pi k)$
- $V_{AP}(p, Y) = u(N)(1 - \pi k) - \gamma$ , si l'agent est actif et partiellement assuré
- $V_{AI}(p, Y) = u[N - \pi(1 + L)D] - \gamma$ , s'il est actif et complètement assuré.

D'où

$$V_{AP} \geq V_U \Leftrightarrow u(N) \geq u(b) + \frac{\gamma}{1 - \pi k} \Leftrightarrow N \geq N_1^P(\pi) \stackrel{def}{=} \left[ b^{1-\alpha} + \frac{(1 - \alpha)\gamma}{1 - \pi k} \right]^{\frac{1}{1-\alpha}}$$

$$V_{AI} \geq V_U \Leftrightarrow u(N - \pi(1 + L)D) - \gamma \geq u(b)(1 - \pi k)$$

$$\Leftrightarrow N \geq N_2^P(\pi) \stackrel{def}{=} \pi(1 + L)D + [(1 - \alpha)\gamma + b^{1-\alpha}(1 - \pi k)]^{\frac{1}{1-\alpha}}$$

$$V_{AP} \geq V_{AI} \Leftrightarrow u(N)(1 - \pi k) \geq u(N - \pi(1 + L)D)$$

$$\Leftrightarrow N(1 - \pi k)^{\frac{1}{1-\alpha}} \geq N - \pi(1 + L)D$$

$$\Leftrightarrow N \leq N_3^P(\pi) \stackrel{def}{=} \frac{\pi(1 + L)D}{1 - (1 - \pi k)^{\frac{1}{1-\alpha}}}$$

On montre facilement à partir des relations précédentes que  $N_2^P(\pi)$  est toujours situé entre  $\min(N_1^P(\pi), N_3^P(\pi))$  et  $\max(N_1^P(\pi), N_3^P(\pi))$ . De

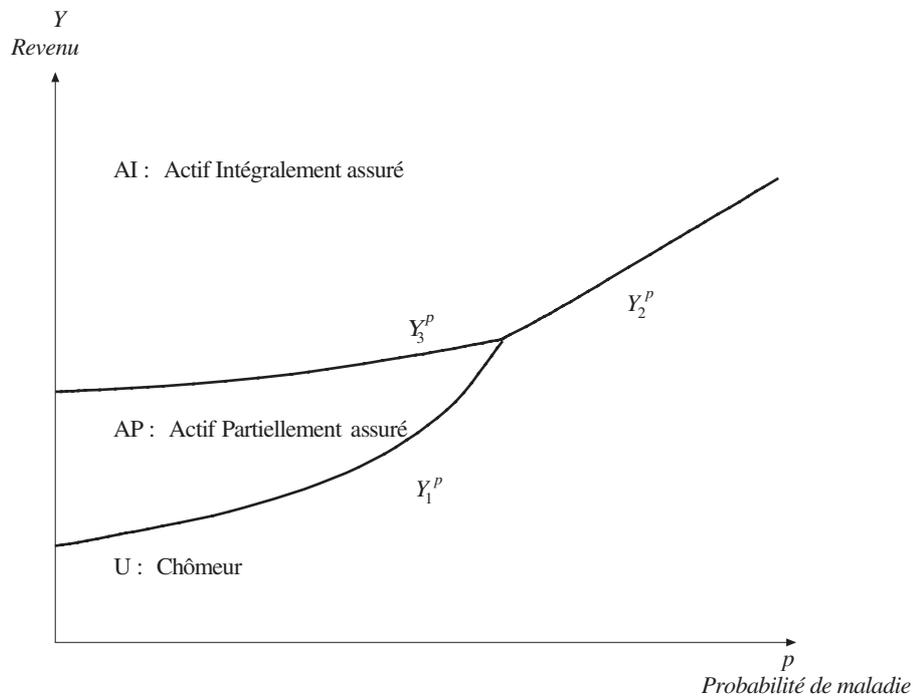
plus, les trois courbes ont un point d'intersection unique. Pour finir, quand la couverture publique est complète,  $q = 1$ , alors  $\pi = 0$  et  $N_1^P = N_2^P = [(1 - \alpha)\gamma + b^{1-\alpha}]^{\frac{1}{1-\alpha}}$  et  $N_3^P = (1 - \alpha)\frac{D}{k}(1 + L)$ .

En conséquence, la position relative de ces trois courbes est déterminée par la comparaison de ces deux nombres. Plus précisément, si la relation suivante est vérifiée :

$$[(1 - \alpha)\gamma + b^{1-\alpha}]^{\frac{1}{1-\alpha}} < (1 - \alpha)\frac{D}{k}(1 + L)$$

alors  $N_1^P(\pi) \leq N_2^P(\pi) < N_3^P(\pi)$  pour  $\pi$  petit et  $N_1^P(\pi) > N_2^P(\pi) > N_3^P(\pi)$  pour des valeurs de  $\pi$  élevées, ce qui donne la configuration représentée ci-dessous, qui représente le modèle général.

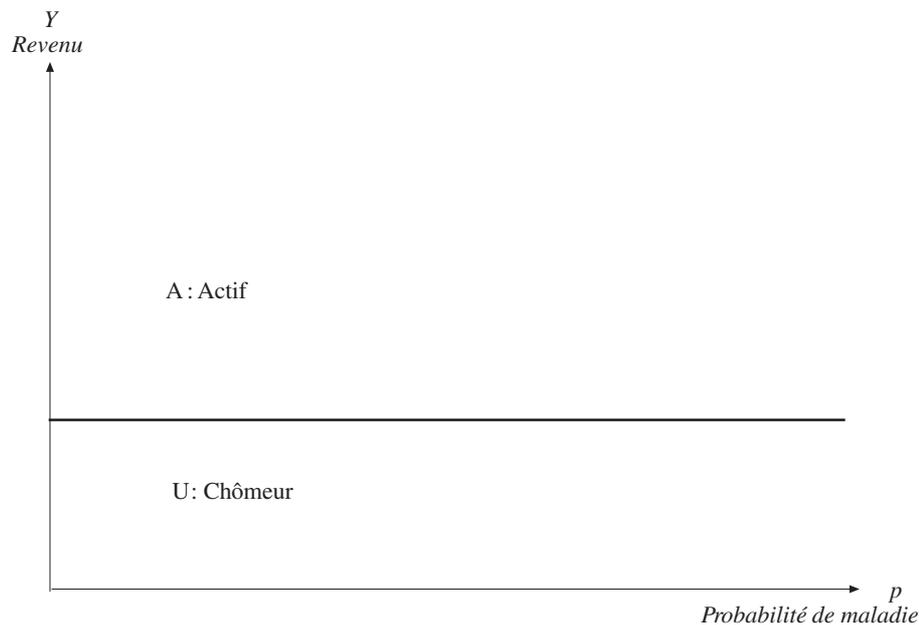
**Graphique 1 :** Les trois régions dans le plan  $(p, Y)$



Pour mieux comprendre l'interprétation du Graphique 1, considérons le cas particulier de la couverture complète (représenté dans le Graphique 2). Dans ce cas,  $\pi = 0$ , et la frontière entre les régions est une droite horizontale (le comportement ne dépend plus de  $p$ ), les zones d'assurance complète et partielle sont confondues et la seule décision de l'agent concerne sa participation au marché du travail. Il travaille si l'utilité qu'il tire de son revenu net d'impôt moins la désutilité liée

au travail excède celle qu'il tire des revenus de transferts ( $b$ ). Lorsque la couverture publique diminue ( $q < 1$  et  $\pi > 0$ ), la décision de participer au marché du travail dépend du risque maladie : plus  $p$  est élevé, plus le revenu potentiel doit être élevé pour que l'individu participe au marché du travail. Comme la frontière entre les régions ne dépend de  $p$  que par l'intermédiaire de  $\pi = p(1 - q)$ , une variation du niveau de l'assurance publique ne fait que changer l'échelle de l'axe horizontal. Quand  $q$  s'approche de 1, l'axe est étiré vers l'infini et les frontières deviennent des lignes horizontales.

**Graphique 2 :** Participation au marché du travail quand l'assurance publique est complète ( $q = 1$ )



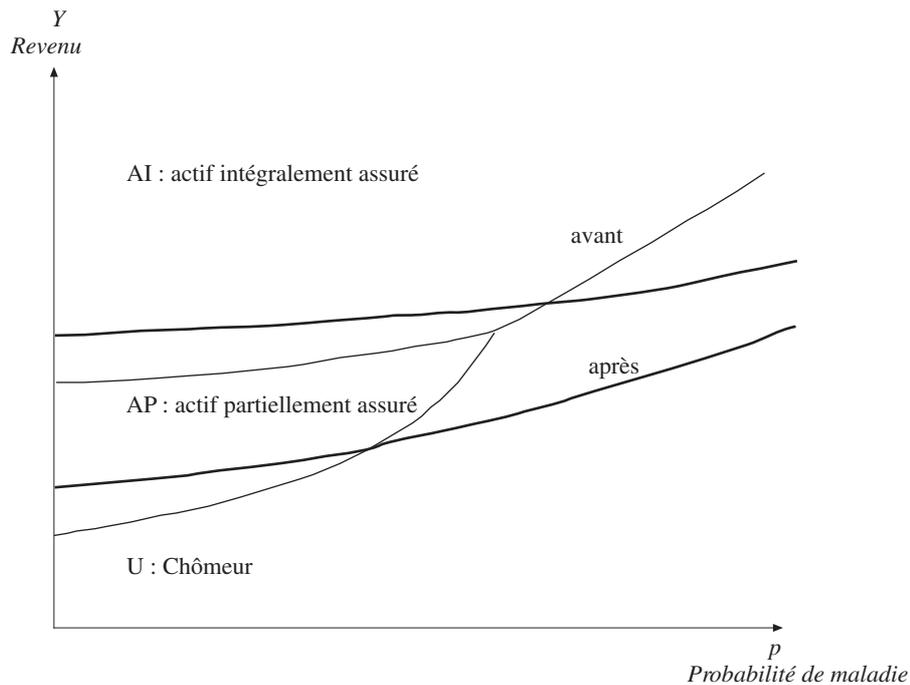
La forme exacte des régions du Graphique 1 dépend de la valeur des paramètres qui caractérisent le système public. Cela dit, tant que la condition [3.9] est vérifiée, leur configuration générale ne change pas. Le seul changement de forme qui peut être observé correspond au cas dans lequel l'intersection entre les trois courbes se situe à un point tel que  $p > 1$  (au-delà d'une valeur admissible). Dans ce cas, les zones d'assurance intégrale et de chômage sont strictement disjointes (la courbe  $Y = Y_2(P)$  disparaît et les trois régions sont séparées par deux courbes  $Y = Y_1(P)$  et  $Y = Y_3(P)$ ).

### 3.6 Statique comparative

À ce stade, il est intéressant d'étudier l'impact qualitatif d'une réforme qui consiste à introduire une assurance publique ( $q$  passe de 0 à une valeur positive). Ce type de réforme nécessite d'ajuster  $\tau$  de façon à satisfaire la contrainte budgétaire de l'État (équation 3.8). Deux situations peuvent se produire :

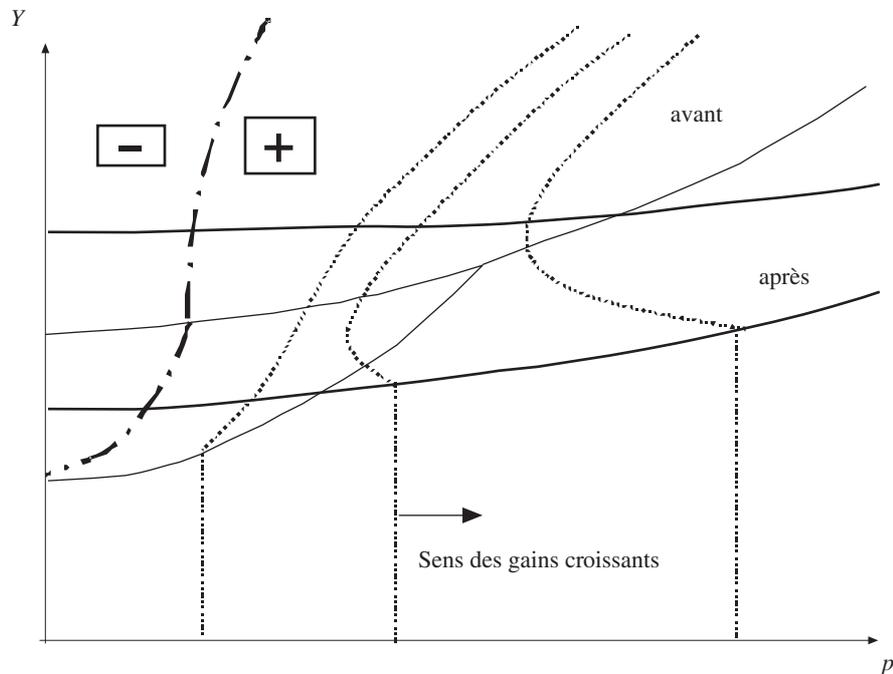
- Si le coût du traitement hospitalier public  $H$  est élevé par rapport au coût de prise en charge par une assurance publique  $(1 + L_G)D$ , et si, en l'absence d'assurance, une proportion élevée d'agents est dans la zone de chômage (cf. Graphique 1), il est possible que l'augmentation de la couverture publique conduise à une diminution du taux de prélèvement  $\tau$ . Dans ce cas, l'impact positif de l'augmentation de la couverture publique (réduction des dépenses hospitalières publiques peu efficaces et augmentation de l'assiette fiscale par le biais d'une diminution du chômage) l'emporte sur l'aspect négatif (coût de l'assurance publique offerte à l'ensemble de la population).

**Graphique 3 :** *Modification des comportements quand la couverture publique et le taux d'imposition augmentent*



- Pour des valeurs vraisemblablement plus réalistes des paramètres, une augmentation de la couverture publique se traduit par une hausse de la pression fiscale. Les deux effets se combinent de la

**Graphique 4 :** Modification des utilités de différents types d'agents quand la couverture publique et le taux d'imposition augmentent



façon suivante : l'augmentation de  $q$  étire les courbes vers l'horizontale et l'augmentation de  $\tau$  les translate vers le haut. L'effet combiné est représenté sur le graphique 3. En présence (de plus) d'assurance publique, les personnes dont la morbidité est faible entreront sur le marché du travail ou achèteront de l'assurance privée pour des seuils de revenu potentiel plus élevés qu'auparavant. Autrement dit, moins de personnes en bonne santé participeront au marché du travail et s'assurèrent. Pour des niveaux de morbidité plus élevés, les seuils de revenu potentiel au delà desquels les individus entrent sur le marché du travail ou achètent de l'assurance décroissent (plus de participation au marché du travail et plus d'achat d'assurance).

Quelles sont les conséquences redistributives d'une telle mesure ? Le graphique 4 représente le sens des variations d'utilité des différents types d'agents. Dès que  $b$  est strictement positif, les agents qui demeurent chômeurs voient leur utilité augmenter (ils sont effectivement mieux soignés dans un certain nombre de cas), et la réforme implique une redistribution au détriment des classes de revenu relativement élevé à morbidité faible.

Nous allons maintenant ajuster notre modèle pour rendre compte

du fonctionnement d'un système proche de celui qui existe aux États-Unis.

## 4 Application du modèle au système d'assurance américain

Les Américains sont couverts soit par une assurance privée (individuelle ou de groupe), soit par l'assurance publique. Cette dernière est réservée à des catégories précises de la population : les personnes âgées et handicapées (Medicare), certaines personnes très pauvres (Medicaid), les militaires et les vétérans (Champus, Veterans Administration).

La répartition de la population entre ces différents types d'assurance est présentée dans le Tableau 2.

**Tableau 2 :** Répartition de la population entre différents types de couverture.

	1990		2000	
	Millions	% de la population totale	Millions	% de la population totale
<b>Assurés</b>	<b>214, 2</b>	<b>86%</b>	<b>237, 8</b>	<b>86%</b>
<i>Assurance privée</i>	182, 1	73%	200, 2	72%
Individuelle	31, 9	13%	22, 9	8%
Liée à l'emploi	150, 2	60%	177, 2	64%
<i>Assurance publique</i>	61, 0	24%	66, 9	24%
Medicaid	24, 3	10%	28, 6	10%
Medicare	32, 3	13%	37, 0	13%
Champus/ VA	9, 9	4%	8, 3	3%
<b>Non-assurés</b>	<b>34, 7</b>	<b>14%</b>	<b>38, 7</b>	<b>14%</b>
<b>Total</b>	<b>248, 9</b>	<b>100%</b>	<b>276, 5</b>	<b>100%</b>

Source : US Census Bureau, Current Population Survey

Pour rendre compte de cette organisation complexe, nous étudierons séparément trois sous-populations, en fonction de leur éligibilité aux principaux programmes d'assurance publique Medicare ou Medicaid et en commençant par étudier les personnes qui n'ont aucun droit à l'assurance publique.

#### 4.1 La population générale

Quand ils ne répondent pas aux critères qui leur permettraient de bénéficier de l'assurance publique (voir plus loin), les américains n'ont en général pas d'allocations ( $b = 0$ ) ou d'assurance publique ( $q = 0$ ). D'après notre modèle, l'espérance d'utilité des chômeurs est donc :

$$V_U(p, Y) = 0 \quad [4.10]$$

Malgré l'absence d'assurance et d'allocations, le gouvernement doit prendre en charge le coût de leurs traitements hospitaliers :

$$C_U(p, Y) = pH \quad [4.11]$$

Une comparaison avec des systèmes plus généreux de type canadien ou européen montre immédiatement que la zone de non-emploi aux États-Unis est plus petite, ce qui est confirmé par l'analyse empirique.

Par ailleurs, la plupart des Américains obtiennent une assurance par le biais de leur employeur qui paie une fraction significative des primes<sup>15</sup>.

La participation de l'employeur n'est pas soumise à cotisations sociales et à l'impôt sur le revenu fédéral. Ceci engendre de nombreuses distorsions (Pauly et Goodman, 1995), que notre modèle simple ne permet de traduire qu'en partie.

- L'abattement fiscal augmente avec le coût de l'assurance, ce qui constitue une subvention indirecte des services médicaux et tempère les incitations des employeurs et des employés à chercher des prix plus faibles.
- Cette subvention n'est accordée qu'aux personnes dont les employeurs proposent des contrats de groupe (les moyennes et grandes entreprises).
- La subvention est plus importante pour les employés dont le revenu est élevé. En conséquence, les employés à revenu modeste sont moins incités à souscrire des contrats d'assurance alors que ceux dont le revenu est élevé (qui auraient probablement souscrit des contrats sans cette subvention) sont largement subventionnés.

Shiels et Hogan (1999) estiment que la subvention versée aux personnes employées qui souscrivent des contrats est égale à 100 milliards de dollars par an. À titre de comparaison, le budget du programme Medicaid en 1998 est de 120 milliards.

Pour prendre en compte cet élément dans notre modèle, nous allons considérer un employé « représentatif » auquel son employeur propose un plan d'assurance caractérisé par un niveau de couverture  $q$ .

<sup>15</sup> Phelps(1986) estime que les employeurs, en moyenne, paient 4/5 des primes.

Pour alléger les notations, nous postulons comme dans la section 3 que la prime d'assurance est égale à  $R = (1+L)pqD$ <sup>16</sup>. Une fraction  $x$  de cette prime est couverte par l'employeur qui rémunère donc l'employé  $W+xR$  où  $W$  est le salaire direct. Cette somme représente (comme auparavant) le salaire concurrentiel  $Y$  de l'employé. L'employé pour sa part déduit  $xR$  de son revenu imposable et paie une proportion  $(1-x)R$  de la prime.

Le revenu net de l'employé est égal à :

$$N = W(1 - \tau) - R(1 - x) = (1 - \tau)Y - Y_O(p, \tau),$$

où  $Y_O(p, \tau)$ , participation nette de l'employé au financement de l'assurance est :

$$Y_O(p, \tau) = (1 + L)pqD(1 - \tau x)$$

Remarquons que la subvention du gouvernement  $\tau xR$  augmente avec la participation de l'employeur  $x$  et le taux d'imposition  $\tau$ .

De plus, nous considérons que l'employé peut acquérir de l'assurance complémentaire pour une prime égale à  $(1+L)p(1-q)D$ . En théorie, le prestataire d'assurance complémentaire pourrait être différent que celui de l'assurance de base financé par l'employé.

Dans quelle mesure ce modèle rend-il compte du comportement observé des employés et des employeurs ? En réalité, les employeurs proposent une gamme de contrats et limitent leur participation à une fraction de la prime la plus faible (qui correspond au contrat le moins généreux en termes de couverture). Nous considérons que ce contrat, tel que  $q < 1$ , est souscrit par tous les employés, et qu'une partie d'entre eux va choisir les options plus généreuses proposées et souscrire des contrats de couverture complète.

Un employé qui choisit le contrat de base a une espérance d'utilité égale à :

$$V_{AP}(p, Y) = u[Y(1 - \tau) - Y_O(p, \tau)](1 - p(1 - q)k) - \gamma$$

Le coût net pour le gouvernement est :

$$C_{AP}(p, Y) = -\tau Y + p[q(1 + L)\tau xD + (1 - q)H] = -\tau Y + \tau xR + p(1 - q)H$$

Il se décompose en trois éléments : les revenus de l'impôt (en déduction), plus l'abattement fiscal et l'espérance du coût hospitalier. Ce coût décroît, quand la couverture de base proposée par l'employeur ( $q$ ) augmente, si et seulement si le coût marginal du traitement hospitalier ( $H$ ) est supérieur à la subvention marginale du contrat employeur.

<sup>16</sup> La prime dépend en réalité du risque moyen des employés de l'entreprise et non du risque individuel et le taux de chargement est moins élevé qu'en assurance individuelle ( $L$  dans la section précédente).

De façon comparable, si l'employé souscrit un contrat d'assurance complémentaire son espérance d'utilité vaut :

$$V_{AF}(p, Y) = u[Y(1 - \tau) - pD(1 + L)(1 - q\tau x)] - \gamma$$

Son revenu disponible est composé du revenu du travail net de taxe, moins le coût total de l'assurance, plus la subvention fiscale. L'espérance de coût pour le gouvernement est :

$$C_{AF}(p, Y) = -\tau Y + pq(1 + L)\tau x D = -\tau Y + \tau x R$$

Pour un niveau de  $q$  donné, la comparaison avec les résultats de la section précédente permet d'identifier les principales conséquences d'une substitution entre (de) l'assurance publique et (de) l'assurance privée subventionnée :

- le coût total pour les contribuables est plus faible puisque les employés paient eux-mêmes une part des primes même s'ils souscrivent le seul contrat de base;
- les personnes à revenu élevé paient une proportion plus faible de leurs primes puisqu'elles bénéficient de la déduction fiscale;
- les personnes dont le risque est moins élevé sont aussi avantagées dans la mesure où les primes sont actuarielles.

Bien évidemment, d'autres éléments séparent les deux systèmes : les coûts publics et privés de gestion ( $L$  et  $L_G$ ) peuvent être différents, le niveau  $q$  du contrat de base proposé par l'employeur varie d'une firme à l'autre (et peut être nul). Pour finir, notons qu'en réalité les salariés ne sont pas obligés de souscrire le contrat de base (et les employés les moins rémunérés, travaillant à temps partiel, etc., choisissent parfois de ne pas s'assurer)<sup>17</sup>. Notre analyse porte donc plutôt sur un salarié à temps plein qui souscrit (au moins) le contrat de base.

**Proposition 2 :** *En présence d'assurance proposée par l'employeur, les niveaux de revenu bruts qui déterminent les frontières entre les trois régimes dans le plan  $(Y, p)$  sont les suivantes :*

$$\begin{aligned} \bullet Y_1^E &= \frac{1}{1 - \tau} \left[ (1 + L)pqD(1 - \tau x) + \left( \frac{(1 - \alpha)\gamma}{1 - p(1 - q)k} \right)^{\frac{1}{1 - \alpha}} \right] \\ \bullet Y_2^E &= \frac{1}{1 - \tau} \left[ (1 + L)pD(1 - q\tau x) + ((1 - \alpha)\gamma)^{\frac{1}{1 - \alpha}} \right] \\ \bullet Y_3^E &= \frac{1}{1 - \tau} \left[ (1 + L)pqD(1 - \tau x) + \frac{\tau x(1 + L)p(1 - q)D}{1 - (1 - p(1 - q)k)^{\frac{1}{1 - \alpha}}} \right] \end{aligned}$$

<sup>17</sup> Le taux de souscription d'un contrat proposé par l'employeur augmente avec le revenu. Cooper et Steinberg-Schone (1997) montrent qu'en 1996, 55% des employés dont le salaire horaire est inférieur à 7\$ se voient proposer un contrat par leur employeur et 76% les souscrivent. Pour les personnes dont le salaire est supérieur à 15\$, les chiffres sont respectivement 96% et 94%.

Comme auparavant, le graphique 5 représente un cas dans lequel (contrairement au graphique 1 qui correspond à des valeurs des paramètres différentes) l'intersection des trois courbes se fait pour des valeurs non pertinentes des paramètres ( $p > 1$ ). La seconde frontière (telle que  $Y = Y_2$ ) disparaît. Hormis ceci, la statique comparative est comparable à celle du cas précédent.

Le graphique suivant étudie plus précisément la transition d'un régime d'assurance privée liée à l'emploi à un régime d'assurance publique. Pour donner plus de substance à cette comparaison, nous considérons que  $b = 0$  (pas d'allocation chômage), que le taux de couverture  $q$  est identique dans les deux cas, et que le taux de prélèvement est plus élevé dans le cas où l'assurance est publique. Les frontières entre les deux zones évoluent comme le montre le graphique 6. La frontière chômage – assurance partielle pivote dans le sens des aiguilles d'une montre, et la frontière assurance partielle – assurance complète se situe à des niveaux plus élevés de revenu.

Pour comprendre les raisons de ces changements, il suffit de calculer les différences entre les niveaux de revenu critique dans les deux régimes, selon que l'assurance est fournie par l'employeur ( $Y_1^E$  et  $Y_3^E$  de la proposition 2) ou par un régime public ( $Y_1^P$  et  $Y_3^P$  de la proposition 1). On obtient alors

$$Y_1^P - Y_1^E = \left( \frac{1}{1 - \tau^P} - \frac{1}{1 - \tau^E} \right) Y_1^P - (1 + L)pqD \frac{1 - \tau^E x}{1 - \tau^E} \quad [4.16]$$

et

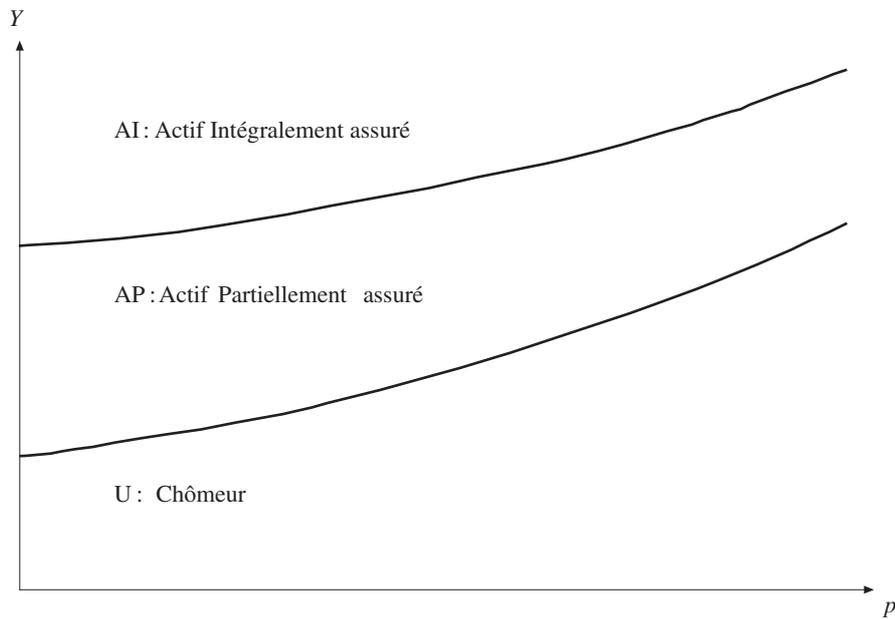
$$Y_3^P - Y_3^E = \left( \frac{1}{1 - \tau^P} - \frac{1}{1 - \tau^E} \right) Y_3^E - (1 + L)pqD \frac{1 - \tau^E x}{1 - \tau^E}$$

Dans les deux cas, la différence se décompose en deux termes : l'un, négatif, est égal à l'équivalent en termes de revenu brut de la contribution de l'employé au coût de l'assurance; l'autre, positif, est proportionnel à l'augmentation du taux de prélèvement, induite par l'introduction de l'assurance publique. Le graphique 6 montre que l'impact net est positif pour les faibles niveaux de revenu et peut être négatif pour les hauts niveaux de revenu. Cependant, les valeurs de  $p$  (les niveaux de risque santé) pour lesquelles les seuils de revenu critique coïncident dans les deux systèmes sont très différentes :

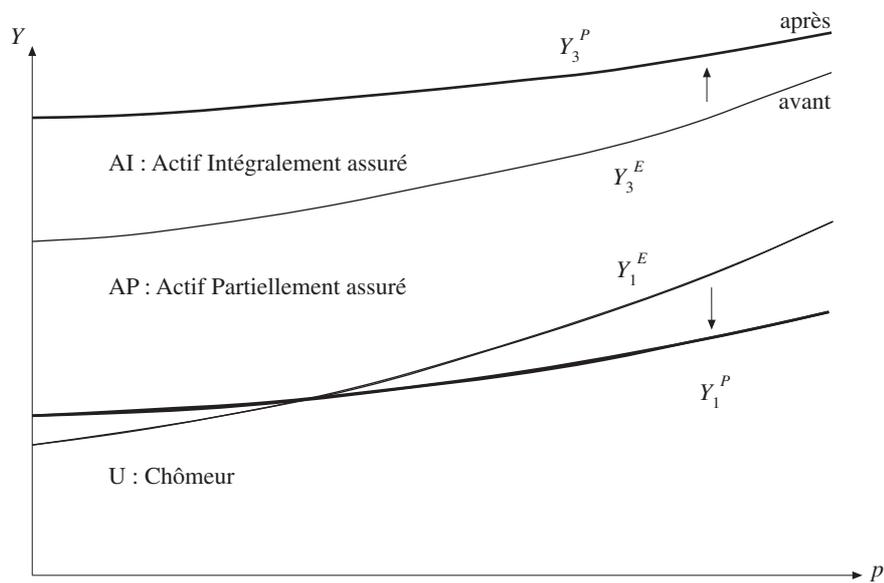
- Pour l'équation de participation au marché du travail (4.16), le premier terme qui représente la perte fiscale liée au passage à un système public avec des taux de prélèvement plus élevés est faible (puisque le revenu  $Y_1^P$  est faible) et donc  $Y_1^P < Y_1^E$  sauf pour des valeurs très faibles de  $p$ . Ceci signifie que le passage à l'assurance publique encourage plus de personnes à participer au marché du travail<sup>18</sup>.

<sup>18</sup> Cette conclusion est conditionnelle à notre hypothèse selon laquelle, dans le système d'assurance-employeur privé, tous les employés souscrivent le contrat de base.

**Graphique 5 :** Les comportements dans un système de type américain



**Graphique 6 :** De l'assurance privée employeur à l'assurance publique

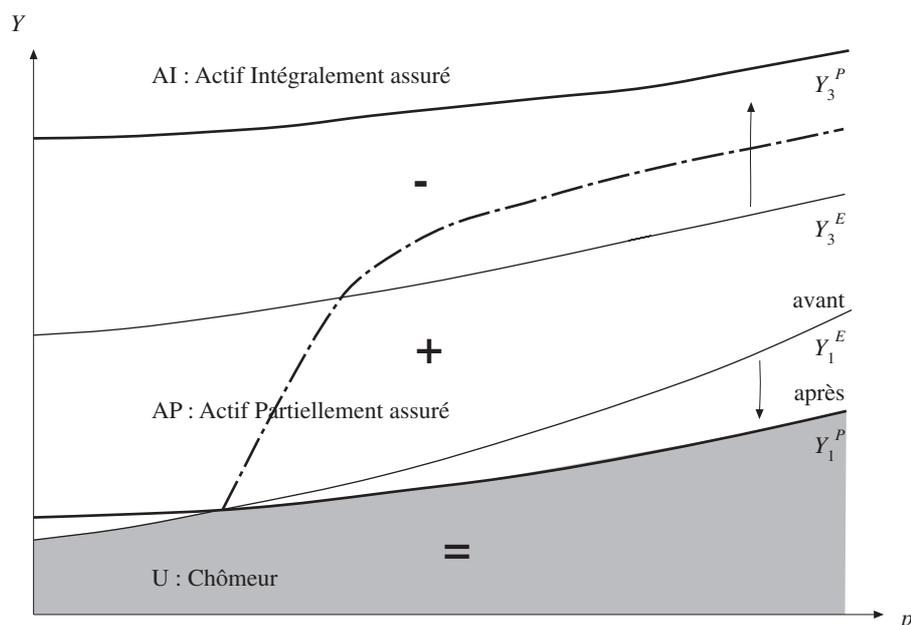


L'emploi croît, sauf pour des niveaux de risque très faibles et moins de personnes souscrivent une assurance complémentaire.

- En revanche, en ce qui concerne l'achat d'assurance complémentaire (et donc pour des personnes dont le revenu  $Y_3^E$  est, par construction, plus élevé), la perte fiscale liée à l'introduction d'assurance publique est large et donc  $Y_3^P > Y_3^E$  pour toutes les valeurs de  $p$ .

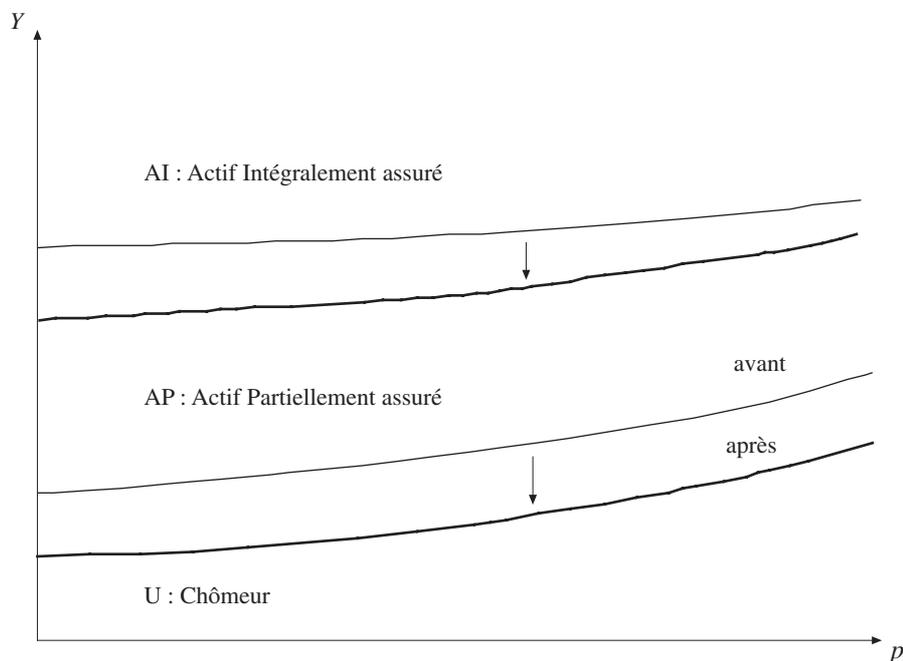
Le graphique 7 représente les conséquences redistributives d'une réforme qui consisterait à passer de l'assurance de groupe privée (avec déduction fiscale) à une assurance publique.

**Graphique 7 :** Impact redistributif du passage d'une assurance privée employeur à une assurance publique



Pour finir, nous pouvons évoquer l'impact d'une réduction des impôts. Une réforme de ce type, mis en place par l'administration Reagan, avait considérablement réduit les incitations à souscrire de l'assurance. Phelps (1997, p.355) dit qu'« en réduisant l'abattement fiscal pour la quasi-totalité des employés, ces réductions d'impôt ont limité l'intérêt de souscrire une assurance. En réponse, le taux de personnes ayant une assurance hospitalière a décliné dès l'année suivante ».

La prédiction de notre modèle diffère de ce que laisse entendre le commentaire de Phelps. Une réduction fiscale induit une augmentation du nombre de personnes qui souscrivent un contrat complémentaire (la frontière entre AP et AI se déplace vers le bas) et une diminution du taux de chômage. Le commentaire de Phelps s'applique en fait aux individus qui choisissent ou non de souscrire le contrat proposé par leur employeur (hypothèse que nous avons négligée dans notre

**Graphique 8 :** Impact de la réduction du taux d'imposition pour les personnes couvertes par un contrat de groupe

modèle). Une diminution des impôts incitera certains d'entre eux à ne plus souscrire de contrat de base auprès de leur employeur.

#### 4.2 Medicaid

Medicaid est une assurance publique créée par le Social Security Act en 1965 sous l'administration Johnson. Son financement est partagé entre les États et le gouvernement fédéral qui en finance une proportion variable selon le revenu *per capita* des États.

À l'origine, cette assurance couvrait les soins médicaux des ménages pauvres dont le chef de famille était le plus souvent une mère célibataire qui recevait des allocations appelées "Aid to Families with Dependent Children" (AFDC). Medicaid a été ensuite étendu aux aveugles et aux invalides permanents qui reçoivent le Supplemental Security Income<sup>19</sup>, à certaines catégories de bénéficiaires de Medicare (voir plus loin) et à des enfants appartenant à des ménages pauvres, notam-

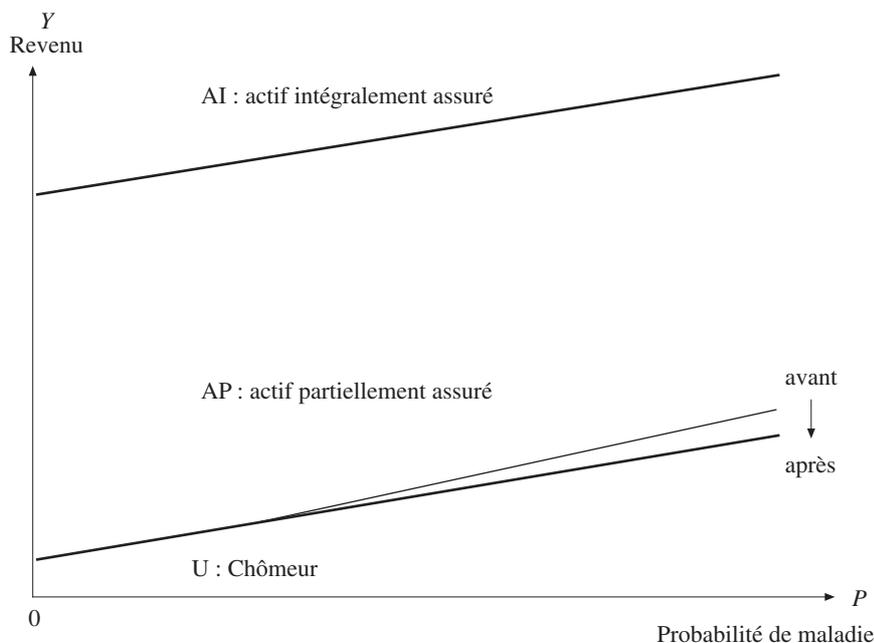
<sup>19</sup> Medicaid a été étendu aux familles non AFDC. Cette réforme a suscité des études intéressantes, en particulier Moffit et Wolfe (1992), Yelowitz (1995) et Cutler et Gruber (1996a, 1996b et 1997).

ment tous ceux de moins de 19 ans qui sont en dessous du seuil de pauvreté.

En 1998, 40.6 millions d'Américains<sup>20</sup> (15% de la population, contre 10% en 1990) bénéficient de Medicaid, 45% sont des enfants, 19% sont des adultes de moins de 65 ans, et 16% des invalides et aveugles. La dépense totale en 1998 est de 142 milliards de \$ (le double de la dépense en 1990).

Notre modèle permet de rendre compte du fait que certaines personnes (notamment parmi les bénéficiaires adultes de moins de 65 ans) perdent simultanément, s'ils entrent sur le marché du travail, le bénéfice des allocations et celui de la couverture maladie. Cette articulation entre les deux programmes a longtemps été critiquée car le fait de perdre l'assurance maladie constituait une incitation à ne pas participer au marché du travail et les études empiriques (Moffit et Wolfe (1992) ou Gruber (2000) pour une revue de littérature récente) confirment cette intuition.

**Graphique 9 : Medicaid et trappe à la pauvreté**



Notre modèle permet de formaliser cette intuition. Le graphique 9 montre que, pour les plus pauvres, la participation au marché du travail s'accroît.

La flèche représente la diminution du chômage qui serait induite par l'extension à l'ensemble de la population concernée par Medicaid,

<sup>20</sup> Source : HCFA 2000

indépendamment de son statut sur le marché du travail d'une couverture publique.

### **4.3 Medicare**

Medicare est le programme d'assurance publique qui couvre aux États-Unis les personnes âgées de 65 ans et plus. Lui aussi créé par le Social Security Act of 1965, ce programme a été étendu à certaines catégories de personnes invalides et aux insuffisants rénaux en stade terminal.

Il est divisé en deux parties (A et B). La partie A, obligatoire et gratuite, couvre essentiellement les soins hospitaliers, la partie B couvre des soins, elle est souscrite sur une base volontaire moyennant le paiement d'une prime mensuelle largement subventionnée (43.8 \$ en 1997). L'écrasante majorité des assurés de la partie A souscrivent aussi la partie B, et Medicare est essentiellement financé par l'impôt. La couverture offerte par les deux parties étant jugée insuffisante par de nombreux bénéficiaires, ceux-ci souscrivent aussi des complémentaires (qu'on appelle Medigap). Notons que s'il n'est pas nécessaire d'être retraité pour bénéficier de Medicare, étant donné la limite d'âge, la plupart des assurés le sont. S'ils travaillent et s'ils sont couverts par leur entreprise, Medicare intervient comme payeur secondaire. Le plan Clinton prévoyait de modifier l'organisation de l'assurance pour les plus âgés en finançant la part employeur d'une assurance privée et en subventionnant la part employé de la prime (en fonction de son revenu). Newhouse (1994) estime qu'une telle réforme aurait encouragé les employés à partir plus tôt à la retraite (voir aussi Cutler, 1997, p.4).

D'une façon comparable à ce que nous venons de faire, et en considérant que Medicare est en fait une assurance publique réservée à ceux dont le niveau de risque ( $p$ ) est élevé, nous pourrions simuler l'impact de ce type de réforme.

## **5 Conséquence des réformes récentes du système d'assurance français**

Comme nous l'avions suggéré en introduction, depuis les années quatre-vingts en France, et dans la plupart des pays européens, le taux de couverture des dépenses par l'assurance publique a tendu à décroître.

## 5.1 Décroissance de la couverture publique

L'assurance publique en France est universelle et couvre une large gamme de biens et services. Toutefois, jusqu'à une date récente, tous les assurés sociaux devaient payer des copaiements qui représentaient environ un quart des dépenses<sup>21</sup>. Ces copaiements consistent :

- soit en des tickets modérateurs (proportion du tarif de la sécurité sociale laissée à la charge du patient),
- soit en des dépassements (facturation des soins au delà du tarif de la sécurité sociale, possible pour certains médecins et fréquent pour des biens comme les prothèses dentaires et les lunettes).

En fait, deux types de barrières existaient, notamment pour les plus défavorisés, à l'accès aux soins ambulatoires : les copaiements bien sûr, mais aussi le fait que, contrairement à l'hôpital, les soins donnent lieu à une avance de frais.

Plusieurs études empiriques (Lachaud, LARGERON et ROCHAIX (1998), ALIGON et GRIGNON (1999)) montrent de façon récurrente que les copaiements sont régressifs et limitent l'accès aux soins des plus pauvres. En effet, si 85% de la population sont couverts par une complémentaire, la répartition de la couverture n'est pas uniforme sur son ensemble. Les conséquences d'une décroissance du taux de couverture  $q$  sont présentées dans le graphique suivant.

Nous avons déjà souligné que dans un système universel les bornes entre les frontières dépendent de  $\pi = p(1 - p)$  (proposition 1). L'impact d'une décroissance de la couverture publique revient à une compression de l'axe horizontal, c'est-à-dire en déplaçant les frontières vers la gauche.

La participation au marché du travail décroît et moins de personnes souscrivent l'assurance privée.

**Proposition 3 :** *Dans un système d'assurance publique, la décroissance du niveau de couverture a deux conséquences :*

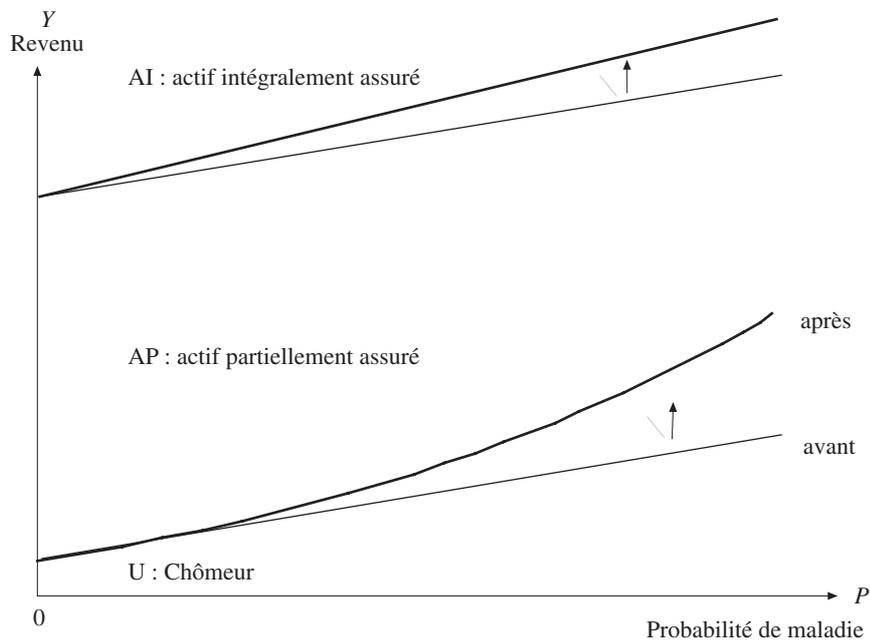
- a) une diminution de la participation au marché du travail*
- b) une diminution de la souscription de couverture complémentaire.*

**Démonstration :** ce résultat est une conséquence immédiate de la remarque précédente et découle du fait que les niveaux de revenu critique  $Y_1^P$  et  $Y_3^P$  sont des fonctions croissantes de  $p$ . Le fait que  $Y_1^P$  augmente avec  $p$  (ou  $\pi$ ) est visible dans la formule qui définit cette valeur dans la proposition 1. En ce qui concerne  $Y_3^P$ , le résultat est moins immédiat, il vient de la convexité de la fonction suivante :

$$\varphi(\pi) = (1 - \pi k)^{\frac{1}{1-\alpha}}$$

---

<sup>21</sup> Couffignal et Paris (2001) proposent une étude de l'ensemble des copaiements dans le système de santé ainsi qu'une revue détaillée des conséquences qu'ils ont sur l'accès aux soins.

**Graphique 10 :** Impact de la décroissance de la couverture publique

Sa pente :

$$\frac{\varphi(\pi) - \varphi(0)}{\pi} = \frac{(1 - \pi k)^{\frac{1}{1-\alpha}} - 1}{\pi}$$

est donc croissante, ce qui signifie que  $Y_3^P$ , qui est proportionnel à  $\frac{\pi}{\varphi(0) - \varphi(\pi)}$ , est aussi croissant.

L'intuition économique derrière cette proposition 3 n'est pas immédiate. Le point a) résulte de notre hypothèse selon laquelle les gains de la couverture publique sont proportionnels à l'utilité que l'individu tire de son revenu net. Une décroissance de la couverture publique diminue donc aussi l'utilité obtenue d'un accroissement de revenu lié à la participation au marché du travail. Ceci explique la moindre participation au marché du travail. Le point b) est peut être plus surprenant car on pourrait avoir l'intuition que la couverture privée augmente quand la couverture publique s'érode. Toutefois, il faut relativiser ce résultat; en effet, ceux qui achètent de l'assurance, en achètent plus, ils sont simplement moins nombreux à le faire.

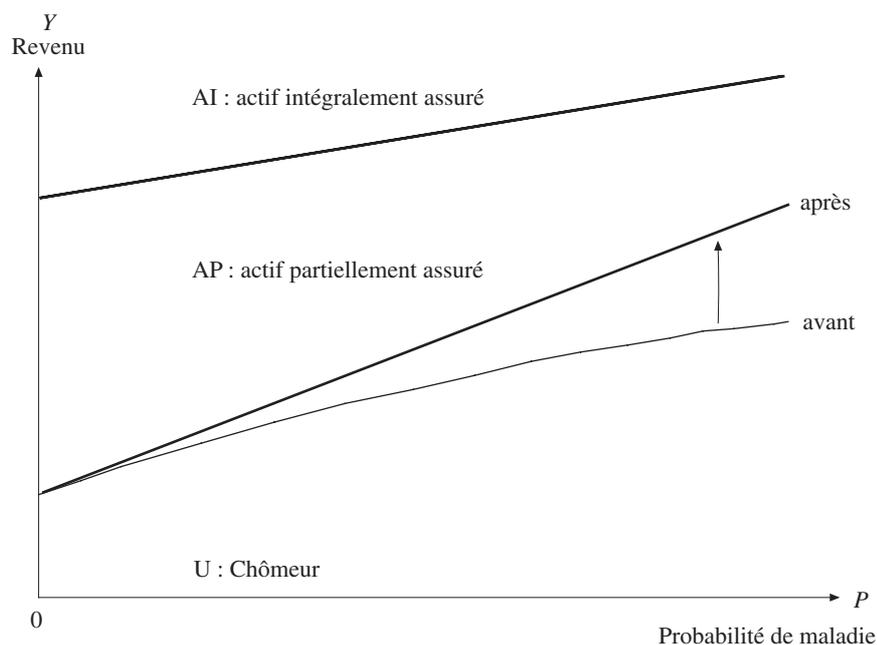
## 5.2 Mise en place de la Couverture maladie universelle (CMU)

Depuis de nombreuses années, l'Aide Médicale exonérait de ticket modérateur les plus pauvres (2% de personnes concernées en 1998<sup>22</sup>). Mais l'aide médicale, même si elle pouvait proposer dans certains départements des garanties plus élevées, ne restaurait pas véritablement l'accès aux soins.

En 2000, la loi portant création de la couverture maladie universelle a mis en place une couverture complémentaire d'essence publique à l'attention des plus pauvres (10% de la population étaient *a priori* concerné). En juin 2001, environ 7% de la population bénéficiaient de ce dispositif, qui va au-delà des exonérations de ticket modérateur. En effet, sous conditions de ressources, la complémentaire CMU dispense ses bénéficiaires d'avance de frais, interdit aux médecins la facturation de dépassements d'honoraires et impose des tarifs opposables pour certains biens (notamment prothèses dentaires et lunettes).

Une question se pose : y aura-t-il une trappe à la pauvreté ? Autrement dit, les bénéficiaires de la CMU vont-ils réduire leur offre de travail pour bénéficier de la CMU ?

**Graphique 11 : Impact de la Couverture maladie universelle**



<sup>22</sup> Source ESPS 1998.

Le phénomène est facile à comprendre. Si les chômeurs bénéficient d'une couverture complète ( $q = 1$ ), leur espérance d'utilité est égale à :

$$V_U(p, Y) = u(b)$$

d'un autre côté, l'utilité des actifs partiellement assurés demeure égale à (3.4)

$$V_{AP}(p, Y) = u(Y(1 - \tau)) [(1 - p(1 - q)k)] - \gamma$$

La frontière entre les régions U et AP est décrite par l'équation suivante :

$$(1 - \tau)Y_1^{CMU} = \left[ \frac{b^{1-\alpha} + (1 - \alpha)\gamma}{1 - p(1 - q)k} \right]^{\frac{1}{1-\alpha}}$$

En comparant ce résultat avec la formule de  $Y_1^P$  dans la proposition 1, on voit immédiatement que  $Y_1^{CMU} > Y_1^P$ . Notre modèle qui, rappelons le, néglige les effets endogènes de long terme que l'accès aux soins peut avoir sur l'employabilité, montre que certains individus, plutôt que perdre le bénéfice de la CMU, restent hors du marché du travail.

## 6 Conclusion

Le modèle présenté dans cet article propose un cadre pour l'évaluation quantitative de l'impact du système d'assurance sur le comportement des ménages.

Il présente les décisions de participation au marché du travail et de souscription de contrats de couverture maladie complémentaire d'individus qui diffèrent à la fois par leur productivité et par leur risque maladie. Ces décisions dépendent du mode d'intervention de l'État en matière d'assurance publique (subvention de l'achat de contrats privés ou fourniture d'une assurance publique, modulation du niveau de cette couverture publique, etc.). Quoique simple, ce modèle permet ainsi de rendre compte, de façon stylisée, du fonctionnement de systèmes aussi différents que celui des États-Unis ou de la France.

Il rend compte de phénomènes attendus, comme l'existence d'une trappe à pauvreté et d'une possible éviction de l'assurance privée par l'assurance publique, mais, parce qu'il prend en compte les caractéristiques des individus, il module l'analyse : ainsi, l'augmentation de l'assurance publique a un impact différent sur les personnes dont la morbidité est plus ou moins élevée.

Enfin, le modèle permet d'anticiper les résultats des réformes en termes de redistribution : l'augmentation de l'assurance publique se fait au détriment des personnes aisées et en bonne santé, mais il bénéficie à toutes les personnes en mauvaise santé, quel que soit leur niveau

de revenu. Le passage d'une assurance privée employeur à une assurance publique bénéficie aux classes moyennes à morbidité élevée.

Pour aller plus loin dans l'analyse, et proposer un outil de mesure des réformes du système d'assurance publique, il faudrait dans un premier temps calibrer le modèle en fonction des caractéristiques du pays étudié. Une extension théorique consisterait à proposer une version dynamique du modèle, endogénéisant notamment la relation intertemporelle entre risque maladie et revenu.

## **Bibliographie**

- Aligon A., M. Grignon, 1999, Dépenses de santé non remboursées et accès aux soins des plus démunis, Les cahiers du GRATICE, n° 15,01/09, 213-242.
- Baxter, R.J., R.E. Mechanic, 1997, The Status of Local Health Care Safety Nets, *Health Affairs*, 16(4), 7-23.
- Berk M.L., C.L. Schur, 1998, Access to Care : How Much Difference does Medicaid Make ?, *Health Affairs*, 17(3), 169-180.
- Besley, T., M. Gouveia, 1994, Alternative Systems of Health Care Provision, *Economic Policy*, 199-258.
- Blendon et al., 1993, Medicaid Beneficiaries and Health Reform Data-watch, *Health Affairs*, 12(2), 132-143.
- Bocognano A., A. Couffinhal, M. Grignon, R. Mahieu, D. Polton, 1998, Mise en concurrence des assurances dans le domaine de la santé : théorie et bilan des expériences étrangères, Rapport CREDES n° 1243.
- Busson O., A. Doussin, M.J. Sourty Le Guellec, 2000, Estimation du potentiel de développement de la chirurgie ambulatoire. L'exemple des cures de hernies inguinales ou crurales, Rapport CREDES 1303.
- Currie, J., J. Gruber, 1996, Health Insurance Eligibility, Utilization of Medical Care, and Child Health, *Quarterly Journal of Economics*, May, 431-466.
- Cutler D.M., 1994, A Guide to Health Care Reform, *Journal of Economic Perspectives*, 8(3), 13-29.
- Cutler D.M., J. Gruber, 1996a, Does Public Insurance Crowd Out Private Insurance ?, *Quarterly Journal of Economics*, May, 391-430.
- Cutler D.M., J. Gruber, 1996b, The Effect of Medicaid Expansions on Public Insurance, Private Insurance, and Redistribution, *American Economic Review*, 86(2), 378-383.
- Cutler D.M., J. Gruber, 1997, Medicaid and Private Insurance : Evidence and Implications. *Health Affairs*, 16 (1) : 194-203.

- Curtis R., M. Merlis, A. Page, 1997, Finding practical solutions To 'Crowding Out'. *Health Affairs*, 16 (1) : 201-203.
- Evans R. G., 1997, Going for the Gold : The Redistribution Agenda behind Market-based Health Care Reforms, *Journal of Health Politics, Policy and Law*.
- Evans, R.G., J. Lomas, M.L. Barer et al., 1989, Controlling health expenditures-the Canadian Reality, *New England Journal of Medicine*, 320(9), 571-577.
- Foley J.D., 1992, Sources of Health Insurance and Characteristics of the Uninsured, *EBRI*, 123.
- Gruber, J., J. Poterba, 1994, Tax Incentives and the Decision to Purchase Health Insurance : Evidence from the Self-Employed, *Working papers, Massachusetts Institute of Technology (MIT)*, Department of Economics.
- Gruber, J., J. Poterba, 1996, Fundamental tax reform and employer-provided health insurance, in : H.J. Aaron and W.G. Gale, Eds, *Economic Effects of Fundamental Tax Reform*, 125-170.
- Hadley, J., E.P. Steinberg, J. Feder, 1991, Comparison of Uninsured and Privately Insured Patients : Conditions on Admission, Resource Use and Outcome, *Journal of the American Medical Association*, 265, 374-379.
- Health Care Financing Review, 2000, Medicare and Medicaid statistical supplement.
- Hellander I., J. Moloo, D.U. Himmelstein, S. Woolhandler, S. Wolfe, 1995, The Growing Epidemic of Uninsurance : New Data on the Health Insurance Coverage of Americans, *International Journal of Health Services*, 25 (3) : 377-392.
- Henriet, D., J.C. Rochet, 1998, Is Public Health Insurance an Appropriate Instrument for Redistribution ?, *GREQAM, Université d'Aix-Marseille and GREMAQ, Université de Toulouse*.
- Lachaud-Fiume, C., C. LARGERON-LELETO, L. ROCHAIX-RANSON, 1998, Franchise sur les soins ambulatoires et équité sociale. Microsimulation d'une voie de responsabilisation des usagers du système de soins, *Economie et Statistique*, 315(5), 51-72.
- Levit K. R., H.C. Lazenby et al, 1997, National Health Expenditures, 1996, *Health Care Financing Review* , 1 (19) : 161-200.
- McClellan, M., J. Skinner, 1997, The Incidence of Medicare, *NBER working paper, n°6013, Cambridge MA*.
- McGuire, A., P. Fenn, K. Mayhew, 1991 *The Economics of Health Care*, in *Providing Health Care*, McGuire, Fenn and Mayhew editors, 5-45, Oxford University press, Oxford.
- Marquis S.M., S.H. De Long, 1996, Reconsidering the Effect of Medicaid on Health Care Services Use, *Health Services Research*, 30 : 6, 791-808.

- Moffit, R., B. Wolfe, 1992, The Effect of the Medicaid Program on Welfare Participation and Labor Supply, *Review of Economics and Statistics*, 74, 615-26.
- Newhouse J.P., 1994, Symposium on Health Care Reform', *Journal of Economic Perspectives*, 8(3), 3-11.
- Newhouse J.P., 1993, *Free for All?* Cambridge University Press, Cambridge, UK.
- OCDE, 2001, *Eco-Santé*.
- Pauly M.V., J.C. Goodman, 1995, Tax Credits for Health Insurance And Medical Savings Account, *Health Affairs*, 14(2) : 126-139.
- Pauly M.V., P. Danzon, P. Feldstein, J. Hoff, 1991, A Plan for 'Responsible' National Health Insurance, *Health Affairs*, 10(1) 5-25.
- Phelps C.E., 1997, *Health Economics*, Addison-Wesley Reading, Ma, (2nd Edition).
- Poterba J. M., 1994, Government Intervention in the Markets for Education and Health Care : How and Why ?, *NBER Working Papers*, 4916.
- Shiels, J., P. Hogan, 1999, Cost of Tax-Exempt Health Benefits in 1998, *Health Affairs*, 18(2), 176-181.
- Swartz K., 1988, *The Uninsured and Workers without Employer-Group Health Insurance*, Monograph, Washington DC, The Urban Institute, 3789-02.
- Van Doorslaer E. et al., 1997, Income-Related Inequalities in Health : Some International Comparisons, *Journal of Health Economics*, 16, 93-112.
- Wagstaff A., E. Van Doorslaer, P. Paci, 1991, Equity in the Finance and Delivery of Health Care : Some Tentative Cross-Country Comparisons, 141-172 in McGuire et al. *Op. Cit.*
- Weinick, R.M., S.H. Zuvekas, S.K. Drilea, 1997, *Access to Health Care -Sources and Barriers*, Agency for Health Care Policy and Research, Research Findings AHCPR pub.

## **Résumé**

La plupart des pays développés a mis en place des systèmes publics d'assurance maladie qui peuvent être universels (comme au Canada ou en France) ou réservés à une fraction de la population (les personnes âgées et certaines catégories de personnes défavorisées aux États-Unis). La façon dont ces systèmes sont structurés a un impact sur l'accès aux soins des ménages, mais aussi sur leur acquisition d'assurance complémentaire et leur participation au marché du travail.

Nous cherchons ici à rendre compte de ces arbitrages dans un modèle théorique aussi simple que possible afin de proposer un cadre d'évaluation des conséquences redistributives de différents systèmes publics d'assurance santé.

## **Abstract**

Most developed countries have implemented public health insurance systems, which can be universal (like in Canada or continental Europe) or reserved to a fraction of the population (the elderly and some of the poor in the USA). These systems have important consequences, not only in terms of redistribution but also in terms of access to health care and participation in the labor force.

The objective of this article is to provide the simplest possible theoretical model allowing for a formal analysis of all these consequences of public health systems.

## **Mots-clés**

assurance maladie, assurance publique, assurance privée, participation au marché du travail, redistribution.

## **Keywords**

health insurance, public insurance private insurance, labor force participation, redistribution.

**Classification JEL** : H31, H4, I18, I38, J22