

Mehdi AMMI et Christine PEYRON

Laboratoire d'Economie Gestion - Université de Bourgogne
Pôle d'Economie et de Gestion - 2 Bd Gabriel - 21000 Dijon
Mehdi.Ammi@u-bourgogne.fr, Christine.Peyron@u-bourgogne.fr

Introduction

L'insuffisance de la prévention dans le système de santé français est un constat aujourd'hui partagé (Jourdain-Menninger et Lignot-Leloup, 2003). Pour y répondre des politiques et des programmes de santé qui visent à développer et à favoriser la prévention sont régulièrement mis en place. Qu'il s'agisse de programmes de dépistage, de vaccination ou d'éducation à la santé, la participation des médecins libéraux et tout particulièrement celle des médecins généralistes est alors souvent un maillon essentiel de la réussite de ces programmes. La place singulière du médecin généraliste justifie le rôle qu'il peut avoir dans la diffusion de la prévention. En relation fréquente et personnalisée avec sa patientèle, il est à la fois doté d'un capital de confiance et de compétences scientifiques. Il est à même d'intégrer les pratiques curatives et préventives et de proposer avec crédibilité des actions de prévention. Les lois d'août 2004¹ et la réforme du médecin traitant le reconnaissent comme un acteur clé de la santé publique en lui confiant de nouvelles missions d'organisation du suivi préventif du patient.

Toutefois, l'évolution de l'activité des médecins généralistes vers une activité de prévention plus intense n'est pas acquise.

Elle se heurte tout d'abord à une formation et une culture des soins tournées vers le diagnostic et le traitement de la maladie et moins vers la relation d'accompagnement. Contrairement au curatif, la prévention ne fait pas toujours l'objet d'une demande explicite, elle implique un autre positionnement du médecin face à son patient. La prévention s'inscrivant dans une démarche proactive, ses résultats sont différés dans le temps alors que le curatif appartient à une logique réactive avec des résultats plus immédiats (Colombet et Ménard, 2007). Les résultats de la prévention comportementale ou de l'éducation pour la santé sont de plus incertains, et la faible efficacité perçue alors par les médecins peut les éloigner de ce type de prévention (Buttet et Fournier, 2003 ; Aulagnier et al., 2007).

Elle se heurte également aux conditions de rémunération de l'activité de prévention en médecine de ville. La rémunération à l'acte, largement dominante en France, n'est pas favorable à une activité de prévention (Franc et Lesur, 2004), consommatrice de temps, tout particulièrement en ce qui concerne la prévention comportementale et l'éducation pour la santé. La nomenclature très sommaire des actes ne permet pas de prendre en compte la spécificité d'une consultation qui serait largement dédiée à la prévention.

Face à ces enjeux et ces obstacles, la recherche de dispositifs favorables à une augmentation de l'offre de prévention s'impose. Dans le cadre de programmes régionaux de dépistage organisé se développent des formes nouvelles de rémunération, progressives ou forfaitaires, pour inciter les professionnels libéraux à participer activement à ces programmes. Le CAPI vient d'introduire en France un paiement à la performance

¹ Loi 2004-806 du 9 août 2004 relative à la politique de santé publique, loi 2004-809 du 13 août 2004 relative à l'Assurance Maladie. Les avenants 12 et 23 à la convention nationale des médecins libéraux confirment ce rôle pivot du médecin traitant dans les actions de prévention.

qui a notamment trait à la prévention du cancer du sein, du diabète et de la grippe. Une littérature théorique et empirique tente d'évaluer l'efficacité de ces dispositifs incitatifs pour l'offre de prévention (Franc et Lesur, 2004 ; Kane et al. 2004 ; Ammi et Béjean, 2008).

Notre objectif est ici de contribuer au débat quant aux préférences des médecins vis-à-vis des dispositifs supposés incitatifs à la prévention. Nous ne proposons pas d'évaluer le bien-fondé en termes de résultats, de modification des comportements de ces incitations mais d'apporter un éclairage sur les préférences des médecins vis-à-vis de dispositifs que l'on pourrait leur proposer ou leur imposer. Connaître en la matière les préférences des médecins répond à deux enjeux. D'une part, un dispositif qui n'irait pas dans le sens de ces préférences, se heurtera à des résistances. Cela ne présage en rien de l'efficacité du dispositif à contraindre et modifier le comportement du médecin, mais impliquera des actions de conviction plus importantes de la part des régulateurs. D'autre part, parmi les dispositifs, certains plus appréciés ou autant appréciés que d'autres, pourraient être moins coûteux et, dans l'incertitude de leur efficacité relative, mériteraient d'être expérimentés. Une approche empirique de ces préférences pourrait conduire à revenir sur les présupposés des dispositifs incitatifs liés à une perception a priori des attentes des médecins face à leur activité de prévention.

A partir de l'analyse des politiques et des mécanismes qui visent à accroître l'offre de prévention en médecine de ville, cette étude estime et teste les préférences des médecins vis-à-vis de ces dispositifs. Elle utilise pour cela la méthode de l'évaluation conjointe ou DCE fondée sur un modèle d'utilité multi-attributs et aléatoire et appliquée à un échantillon de médecins généralistes. Les résultats obtenus permettent de préciser les arguments de la fonction d'utilité du médecin face aux dispositifs favorisant l'offre de prévention et d'en tester l'importance.

1/Révéler les préférences des médecins : la méthode du *discrete choice experiment*

11/ Préférences et dispositifs pour l'activité de prévention

La littérature sur les comportements d'activité des médecins reste largement dominée par l'étude de l'impact des modalités de rémunération car en amont, explicitement ou non, le médecin est conçu comme un agent économique dont la fonction d'utilité a comme argument principal le niveau de revenu. Son comportement, ses réactions sont référés directement à ce revenu (maximal ou cible), ou à des arbitrages entre ce revenu et la désutilité du temps consacré à sa pratique. Cette domination n'exclut toutefois pas la présence d'autres arguments dans les préférences du médecin, qui tempèrent ou cohabitent avec le traditionnel arbitrage travail/loisir, et qu'un certain nombre de travaux ont analysé. On peut citer en premier lieu l'attention au patient et l'éthique professionnelle (Zweifel, 1981 ; Dionne et Contandriopoulos 1985 ; Batifoulier et Gadreau, 2006), mais aussi la réputation et la satisfaction intellectuelle (Richardson, 1981) ou les normes professionnelles et sociales (Lancry et Paris, 1997, Encinosa et al., 2007). Toutefois, ces arguments non-financiers de la fonction d'utilité du médecin continuent souvent d'apparaître comme secondaires ou du moins complémentaires dans les registres de motivation du médecin. Ils ont peu fait l'objet d'investigations empiriques qui permettraient d'asseoir leur pertinence, le travail de Scott (2001) est en ce sens précurseur et montre l'intérêt développer cette approche.

Mieux connaître la structure des préférences des médecins, déterminer les arguments pertinents de leur fonction d'utilité, mesurer l'importance, le poids de chacun d'eux, appréhender la variabilité de cette structure en fonction de caractéristiques individuelles du médecin permet de mieux comprendre leurs choix, leurs comportements, leurs réactions et notamment leurs réactions aux politiques de régulation. Notre recherche s'inscrit dans cette démarche en ciblant une composante de l'activité des médecins, leur activité de prévention. Il s'agit plus précisément d'étudier les préférences des médecins quant à leur environnement de travail pour cette activité.

Nos hypothèses sont que, comme pour l'ensemble de leur comportement d'offre de prises en charge, les médecins ont des préférences relatives à l'environnement pécuniaire et non pécuniaire de leur activité de prévention.

Dans le cadre d'approches relevant notamment de la théorie des contrats, l'impact des modalités de rémunération sur l'offre de prévention a déjà été largement étudié. La forme de la rémunération (forfait, paiement au résultat, paiement à la participation...) serait déterminante (Ammi et Béjean, 2008). Il s'agit d'abord du niveau de la rémunération octroyée et plus précisément de son montant relatif par rapport au revenu du médecin (Scott et Farrar, 2003). Le mode de rémunération peut aussi être influant : il peut être forfaitaire *a priori* ou indexé sur le résultat ou relever d'un paiement au tournoi. La durée de la rémunération est également importante d'autant que la prévention se situe dans une optique de long terme. Fairbrother et al., 1999 et Grady et al., 1997 analysent la durée insuffisante comme une des raisons du manque de résultats positifs en termes de vaccination et de dépistage observé dans leurs études. Ces analyses de l'efficacité des modalités de rémunération, supposent implicitement que le revenu du médecin, son montant ou sa configuration, est un élément clé de son comportement. Ses préférences en la matière ou les arbitrages qu'ils pourraient faire avec d'autres arguments de sa fonction d'utilité ont par contre été peu étudiés.

Les médecins ne sont en effet pas seulement motivés par leur intérêt financier, l'intérêt pour le patient est une composante forte de leurs motivations (Scott et Farrar, 2003). Ainsi, ils ne réaliseront pas d'actes préventifs si ceux-ci ne présentent pas de bénéfice pour leurs patients. La prévention comportementale est particulièrement concernée puisque les praticiens croient peu en leur efficacité en la matière (Buttet et Fournier, 2003 ; Aulagnier et al., 2007). L'exercice de la prévention demandant un effort accru, le médecin peut préférer réaliser un acte curatif pour lequel il est convaincu de l'intérêt pour la santé du patient plutôt qu'un acte préventif. L'accompagnement par une information sur les bénéfices potentiels de la pratique préventive pour les patients peut alors modifier l'utilité du médecin.

D'autres modalités de l'activité de prévention peuvent également procurer une utilité spécifique au médecin. Il s'agit de dispositifs consacrés à l'amélioration des pratiques (actions de formation, guides de bonne pratique, etc...) ou de soutien aux pratiques préventives (pratique de groupe, assistance d'un personnel dédié...), permettant de lever les barrières à la prévention identifiées dans différentes études (Buttet et Fournier, 2003 ; Hudon et al., 2004).

Ces différentes dimensions possibles de l'environnement de l'activité de prévention vont nous permettre de construire *a priori* une fonction d'utilité du médecin face aux dispositifs pouvant accompagner, inciter cette activité. Notre propos n'est pas d'observer le comportement actuel des médecins, mais de révéler leurs préférences face aux configurations, aux évolutions que pourrait connaître cet environnement.

L'évaluation conjointe également connue sous le terme de *discrete choice experiment* (DCE) (Ryan et Gerard, 2003) est alors une méthode pertinente. Elle permet de construire un pseudo marché soit pour des biens non-marchands soit pour des biens qui n'existent pas encore (Zweifel et al. 2009, p6). Il s'agira ici de considérer les dispositifs accompagnant l'activité de prévention comme des biens proposés aux médecins généralistes et d'apprécier les préférences des médecins au regard des caractéristiques possibles de ces dispositifs.

12/ Méthode DCE et modèle économique sous jacent

Le DCE est une méthode d'évaluation qui consiste à proposer aux individus différents scénarios hypothétiques (ou alternatives), caractérisant le bien ou service à évaluer. Chaque scénario est décrit par les niveaux ou les caractéristiques d'un ensemble d'attributs prédéfini. Lors d'une enquête, le

répondant doit indiquer son choix face à deux (ou éventuellement plusieurs) scénarios. Dans notre étude, les scénarios hypothétiques sont des dispositifs d'accompagnement de l'activité de prévention des médecins libéraux, les attributs sont différentes caractéristiques qui permettent de décrire ces dispositifs et qui pour chaque scénario vont avoir une valeur ou une configuration particulière.

Le DCE repose donc sur l'observation des arbitrages des individus entre les configurations possibles des attributs du scénario. Cette méthode permet ainsi connaître et valoriser l'impact des attributs sur le niveau d'utilité des répondants, ce qui lui vaut d'être également connue sous le nom de méthode des choix multi-attributs. Le DCE est une méthode qui se développe fortement aujourd'hui notamment en économie de l'environnement (Dachary-Bernard, 2005 ; Rulleau, 2008) mais aussi en économie de la santé (Nguyen et al., 2008 ; Zweifel et al., 2009).

Conformément à l'approche néoclassique standard, le DCE fait l'hypothèse d'individus rationnels maximisateurs. Lorsqu'il doit réaliser un choix, l'individu assigne un niveau d'utilité à chacun des scénarios présentés et sélectionne celui qui lui procure le maximum d'utilité dans l'ensemble des alternatives présentées. Toutefois, deux extensions du modèle standard fondent cette méthode (Amaya-Amaya et al., 2008), extensions qui renvoient à deux approches théoriques de l'utilité : la théorie de la valeur de Lancaster (Lancaster, 1966) et les modèles d'utilité aléatoire (McFadden, 1974).

Dans la théorie de la valeur de Lancaster les biens ne sont pas unidimensionnels mais plutôt multi-attributs. Les individus dérivent une utilité des différents attributs qui composent le bien plutôt que du bien pris dans sa globalité (Lancaster, 1966). Ainsi, un changement de valeur dans un des attributs peut faire passer le choix d'un bien à un autre bien qui proposerait une combinaison de valeur des attributs plus bénéfique à l'individu.

Les modèles d'utilité aléatoire (RUM pour *random utility modelling*) postulent quant à eux que l'utilité de choix à une nature probabiliste (McFadden, 1974). Ce caractère aléatoire ne remet pas en cause la nature déterministe des choix individuels mais traduit l'idée que seule une partie des déterminants des choix est observable par le chercheur (Holmes et Adamowicz, 2003). En effet, d'une part les préférences individuelles sont influencées par un ensemble de caractéristiques inobservables propres aux individus, d'autre part, certaines caractéristiques des biens entrant dans la prise de décision peuvent échapper à un évaluateur externe. L'utilité se décompose alors en deux parties : une systématique et l'autre aléatoire. Formellement, la fonction d'utilité s'écrit :

$$U_{in} = V_{in} + \varepsilon_{in} \quad (1)$$

Avec U_{in} l'utilité de l'individu n pour le choix de l'alternative i dans l'ensemble de choix C_n , V_{in} la composante systématique de l'utilité (dite indirecte) et ε_{in} la composante aléatoire de l'utilité.

L'individu rationnel choisira l'alternative i qui maximise son utilité parmi l'ensemble des j alternatives de l'ensemble de choix C_n , soit :

$$y_{in} = f(U_{in}) = \begin{cases} 1 & \text{si } U_{in} = \max_j \{U_{ij}\} \\ 0 & \text{sin on} \end{cases} \quad \forall j \neq i \in C_n \quad (2)$$

Avec y_{in} un indicateur de choix égal à 1 si l'alternative i est choisie, 0 sinon. Partant de (1), l'alternative i sera choisie parmi des j alternatives de l'ensemble de choix C_n si et seulement si :

$$\begin{aligned}
 & U_{in} > U_{jn}, \quad \forall j \neq i \in C_n \\
 \Leftrightarrow & (V_{in} + \varepsilon_{in}) > (V_{jn} + \varepsilon_{jn}) \\
 \Leftrightarrow & (V_{in} - V_{jn}) > (\varepsilon_{jn} - \varepsilon_{in})
 \end{aligned} \tag{3}$$

Le membre droit de l'inégalité étant inobservable, il faut s'intéresser à la probabilité d'occurrence de la relation. La probabilité de choix de l'alternative i parmi l'ensemble des j possibilités de l'ensemble C_n est ainsi exprimée par (McFadden, 1974) :

$$\begin{aligned}
 P_{in} &= \Pr(y_{in} = 1 / C_n) \\
 &= \Pr(U_{in} > U_{jn}), \quad \forall j \neq i \in C_n \\
 &= \Pr(V_{in} + \varepsilon_{in} > V_{jn} + \varepsilon_{jn}), \quad \forall j \neq i \in C_n \\
 &= \Pr(V_{in} - V_{jn} > \varepsilon_{jn} - \varepsilon_{in}), \quad \forall j \neq i \in C_n
 \end{aligned} \tag{4}$$

L'analyste ne connaissant pas la distribution des $\varepsilon_{jn} - \varepsilon_{in}$, il doit faire des hypothèses sur la nature de cette distribution. Dans les modèles de choix discrets, les termes aléatoires sont traditionnellement supposés indépendamment et identiquement distribués selon une distribution à valeur extrême de type I (Greene, 2005, p.705). La probabilité à estimer est alors la suivante :

$$P_{in} = \frac{\exp(V_{in})}{\sum_{j \in C_n} \exp(V_{jn})} \tag{5}$$

Cette probabilité peut être estimée par des modèles de régression logistique, pour laquelle plusieurs possibilités peuvent être envisagées en fonction de la spécification de la fonction d'utilité.

13/ Modèle économétrique

Il est commun en DCE d'estimer une fonction d'utilité linéaire et additive (Amaya-Amaya et al., 2008). Pour chaque individu n , l'utilité procurée par le choix du scénario i est de la forme :

$$V_{in} = A_i + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{ik} \tag{6}$$

Avec A_i , la constante spécifique à l'alternative i (ASC), β_k les coefficients à estimer pour les k attributs propres à l'alternative i représentée par x_{ik} . L'ASC capte l'effet des facteurs inobservés pour chacune des alternatives (Amaya-Amaya et al., 2008). Dit autrement, l'ASC identifie la différence d'utilité entre alternatives non prise en compte par les attributs de ces alternatives. Précisons que selon Scott (2001), la constante peut également refléter un biais de référence, un biais droite/gauche² ou l'influence d'une variable *dummy* non incluse dans l'estimation.

La modélisation économétrique de la théorie de l'utilité aléatoire fait appel à une régression logistique. Plusieurs modèles peuvent alors être envisagés. Nous retiendrons ici le Logit conditionnel de McFadden³ qui régresse l'utilité indirecte en fonction des attributs des choix. Ce modèle est en effet approprié lorsque les données à analyser sont propres au choix (Greene, 2005, p.708), ce qui en fait un modèle de choix discret largement utilisé (Amaya-Amaya et al., 2008). Il s'agit d'estimer la probabilité P_{in} :

$$P_{in} = \frac{\exp(V_{in})}{\sum_{j \in C_n} \exp(V_{jn})} = \frac{\exp(\beta x_{ik})}{\sum_{j \in C_n} \exp(\beta x_{jk})} \quad (7)$$

Les valeurs des attributs des scénarios, les x_{ik} , peuvent être des variables quantitative ou qualitative. Ces dernières variables sont traditionnellement codées comme des variables muettes. Ce codage traditionnel pose néanmoins ici deux problèmes (Bech et Gyrd-Hansen, 2005) : il conduit à surestimer l'ASC et il n'est pas possible de mesurer les préférences pour tous les niveaux des attributs. En effet dans le codage *dummy*, les attributs à L niveaux sont codés en L-1 variables égales à 1 si l'attribut prend ce niveau dans l'alternative et 0 sinon. Un niveau est nécessairement exclu de l'estimation et utilisé comme référence sous peine de colinéarité parfaite. Ce niveau est mécaniquement intégré dans l'ASC. Ces deux problèmes peuvent être contournés en recourant à *l'effects coding* (Bech et Gyrd-Hansen, 2005).

Les attributs à L niveaux sont toujours codés en L-1 variables à la différence que le niveau de référence se voit attribuer la valeur -1. L'ASC ne reflète alors plus que la différence d'utilité entre alternatives indifféremment des attributs. Les coefficients associés aux valeurs prises par les attributs au niveau de référence ne peuvent être estimés directement par le modèle mais sont calculées suite à l'estimation. Ils sont égaux à l'opposé de la somme des coefficients estimés pour les autres niveaux (Bech et Gyrd-Hansen, 2005).

2/ Elaboration de l'étude sur les préférences des médecins généralistes

L'utilisation du DCE pour appréhender les préférences des médecins généralistes face aux dispositifs accompagnant et favorisant *a priori* leur activité de prévention passe par les différentes étapes

² Un biais de référence consiste à choisir la modalité fixe uniquement puisque c'est la référence. Un biais droite/gauche existe lorsque le choix est effectué sur la base de l'ordre de présentation des scénarios lors de l'enquête (Scott, 2001).

³ Ce modèle est parfois appelé Logit multinomial dans la littérature. Voir Greene (2005) pour une discussion sur la terminologie.

habituelles de la mise en œuvre de cette méthode (Hanley et al., 2001 ; Amaya-Amaya et al., 2008) : définition des attributs et de leur niveaux (détermination de la liste des caractéristiques permettant de décrire un dispositif incitatif, valeurs possibles de ces caractéristiques) , choix du plan d'expérience (détermination du nombre et de la configuration des dispositifs qui seront soumis au choix des médecins interrogés), collecte des données (choix de la population enquêtée et construction des questionnaires).

21/Définition des attributs et de leur niveau

Le choix des attributs qui permettront de décrire les hypothétiques dispositifs incitatifs à la prévention a été fondé sur une revue de la littérature portant sur les comportements d'activité des médecins libéraux et sur les facteurs influençant leur pratique de prévention. La pertinence de ces attributs et de leurs valeurs a, en complément, été discutée dans la cadre d'un groupe de travail réunissant des représentants des médecins libéraux.

Au final, huit attributs ont été retenus. Ils couvrent les incitations monétaires et non monétaires susceptibles d'influencer le comportement d'offre de prévention des médecins et sont donc a priori opérant sur le niveau d'utilité du médecin. Pour chacun de ces attributs, différents niveaux ou modalités sont envisagés en fonction de critères d'efficacité relevés dans la littérature et afin qu'ils soient plausibles dans le système de français actuel.

Les trois premiers attributs concernent la rémunération de la pratique préventive et renvoient au niveau, au mode et à la fréquence du paiement. Le premier attribut concerne le niveau de la rémunération spécifique à l'activité de prévention. L'efficacité de l'incitation financière à la prévention dépend de son niveau tant absolu que relatif. Bras et al. (2008) notent que les paiements à la performance ont montré une efficacité lorsqu'ils représentaient 5 à 10% du revenu des médecins. L'incitation financière a donc été envisagée afin de prendre 3 niveaux : 0, 5% et 10% du revenu moyen des omnipraticiens. Les montants retenus ont été calculés sur la base des estimations de la Drees (Fréchou et Guillaumat-Tailliet, 2008)⁴. Comme nous souhaitions évaluer les préférences des médecins pour d'autres caractéristiques de la rémunération, il n'était pas possible de fixer le niveau de base strictement à 0, et un niveau proche a été retenu. Les trois niveaux finalement retenus sont 100€, 6100€ et 12100€. Un intervalle constant entre les niveaux a été maintenu afin de s'assurer que des arbitrages soient effectués par les répondants dans un pas de variation constant (Scott, 2001).

Le deuxième attribut traite du mode de rémunération. L'influence du mode de paiement sur la pratique médicale est largement reconnue en économie de la santé (Rochaix, 2004), c'est pourquoi il paraissait important d'inclure cette caractéristique dans les scénarios proposés. Afin de présenter des scénarios, certes hypothétiques mais probables dans le contexte français actuel, nous nous sommes concentré sur le paiement au forfait qui s'est particulièrement développé ces dernières années, représentant 6% du revenu des omnipraticiens en 2006 (Fréchou et Guillaumat-Tailliet, 2008). En complément du forfait simple, deux autres configurations du mode de rémunération sont introduites : un forfait assorti d'une rémunération à l'acte de prévention, un forfait assorti d'un paiement à l'objectif. . Une étude préalable sur l'efficacité des mécanismes incitatifs (Ammi et Béjean 2008) a en effet souligné qu'un paiement associant forfait et rémunération à l'acte était un moyen d'assurer la participation des médecins et d'encourager à la fois la prévention technique (dépistage,

⁴ Lors de la réunion du groupe de travail de médecins, il est apparu qu'il était préférable d'exprimer les changements de rémunération en proportion du revenu brut plutôt que du revenu net (honoraire net moyen des études de la Drees).

vaccins..) et la prévention comportementale (conseils..). Par ailleurs, dans le contexte de développement de paiement à l'objectif dans les pays industrialisés, y compris en France avec les contrats d'amélioration des pratiques individuelles (CAPI), il semblait intéressant de considérer la troisième configuration du mode de rémunération combinant forfait et paiement à l'objectif.

Le troisième attribut de rémunération est motivé par des arguments empiriques sur l'importance de la fréquence de la rémunération en matière de prévention (Kane et al., 2004). La fréquence de paiement joue dans le maintien de la motivation, une baisse pouvant apparaître lorsque le lien entre l'effort de l'agent et sa rémunération est trop distendu. Une étude sur les incitations aux dépistages (Grady et al., 1997) remarque à ce titre une baisse de l'intérêt des médecins sur une période d'un an qui peut être interprétée comme un indice de la nécessité d'une incitation pluriannuelle. Deux propositions de fréquence ont été retenues : annuelle et mensuelle.

Trois autres attributs relèvent d'incitatifs non financiers, à savoir les guides de bonne pratique, des formations, et un retour d'information sur la pratique préventive. La généralisation de l'utilisation des guides de bonne pratique par la Haute Autorité de Santé et leur potentiel pour améliorer la pratique de prévention en offrant des recommandations claires nous ont amené à les retenir comme quatrième attribut des scénarios. Toutefois, ces guides peuvent paraître inadaptés à la pratique pour certains professionnels (Groulx, 2007). Si un guide émis par un organisme extérieur peut être perçu comme une contrainte limitant l'autonomie, la participation des médecins à la définition du guide peut en revanche en favoriser l'acceptation. Les guides de pratique réalisés par les médecins qui les appliquent sont en effet mieux acceptés (Grol, 2001). Trois niveaux ont été retenus pour cet attribut : aucun guide, des guides élaborés avec la participation de médecins libéraux généralistes, des référentiels préétablis.

Le cinquième attribut porte sur la formation à la prévention. La faiblesse de la formation initiale des médecins français en matière de santé publique et de prévention a été soulignée (Bouton, 2005), faiblesse qui peut être compensée par la formation continue⁵. Le sixième attribut traite du retour d'information sur la pratique de prévention. Il s'inscrit dans une démarche similaire à l'évaluation des pratiques professionnelles (obligation légale depuis 2004), soit du type audit ou *feedback*. Ce type de dispositif peut s'avérer efficace pour améliorer les pratiques professionnelles d'après la méta-analyse de Jamtvedt et al. (2006) et son importance a été mise en avant lors des débats du groupe de travail qui a participé à l'élaboration de l'enquête. Ces deux attributs ont été introduits sous forme binaire (présence ou non d'une formation à la prévention, existence ou non d'un retour d'information).

Les deux derniers attributs concernent davantage l'organisation de la pratique. Il s'agit du type de pratique et de la possibilité de disposer d'une assistance pour la prévention. Le septième attribut s'intéresse précisément au fait de travailler en cabinet individuel ou de groupe. Le travail de groupe peut être un moyen de faciliter les actions de prévention du médecin en libérant du temps médical. Il est en effet associé à une charge de travail moins élevée et à de meilleures conditions de travail (Audric, 2004 ; Barnay et al., 2007). Or la prévention est consommatrice de temps médical et les médecins déclarent le manque de temps comme un frein aux pratiques de prévention (Buttet et Fournier, 2003 ; Hudon et al., 2004). Le travail de groupe présente également l'avantage de favoriser la diffusion des bonnes pratiques entre les membres par une forme de pression des pairs. Cet attribut a deux modalités : travail ou non en cabinet de groupe.

Le dernier attribut tient également compte de l'arbitrage dans l'allocation du temps qui doit être effectué par le médecin, et des difficultés liées au manque de temps, en proposant une assistance en personnels paramédicaux pour l'activité de prévention. Le terme assistance signifie qu'il s'agit d'une aide au médecin (complémentarité) et non d'un remplacement (substitution). Une étude française a

⁵ L'efficacité de la formation continue semble varier selon la forme que prend la formation d'après une revue de littérature de la Cochrane Collaboration (O'Brien et al., 2001 ; actualisation en 2008).

récemment montré, dans le cadre d'une expérimentation contrôlée, que la coopération entre médecins généralistes et infirmières améliorait significativement le suivi des patients diabétiques (Bourgueil et al., 2008). Les discussions avec le groupe de travail ont conclu qu'il était préférable de ne pas préciser le type de personnel paramédical, le test de l'attribut portant davantage sur le fait d'avoir une assistance que sur sa nature. La liste des attributs est présentée dans le tableau 1.

Tableau 1 : Liste des attributs

Attributs	Niveaux	Intitulé de la variable
Niveau de rémunération (augmentation annuelle)	100 6100 12100	REM
Mode de rémunération	Forfait Forfait et paiement à l'acte Forfait et paiement à l'objectif	FRF FA FO
Fréquence de rémunération	Mensuelle Annuelle	Freq
Travail en cabinet de groupe	Oui Non	Prat
Guides de bonnes pratiques de prévention	Aucun Participation à leur définition et application Application de référentiels préétablis	Auc Def Apl
Formation à la prévention	Oui Non	Form
Retour d'information sur la pratique de prévention	Oui Non	Suiv
Assistance d'un personnel dans le cadre de la prévention	Oui Non	Assp

22/ Plan d'expérience et collecte des données

La méthode DCE suppose de réaliser un plan d'expérience *i.e.* de combiner les différents niveaux des attributs au sein de scénarios, qui seront ensuite proposés aux répondants lors de l'enquête.

Le plan d'expérience complet serait dans notre cas constitué de l'ensemble des combinaisons possibles compte tenu du nombre de modalités de chaque attribut, c'est-à-dire ici $2^4 \times 3^3 = 432$ scénarios. Le nombre de combinaisons étant trop important pour conduire raisonnablement une étude, un plan d'expérience fractionnel a été utilisé. Comme dans la plupart des applications du DCE, un plan d'expérience fractionnel orthogonal (qui permet d'assurer que les niveaux des attributs varient indépendamment) a été appliqué (Ryan et al., 2008). Il a été conduit avec le logiciel JMP et a généré 24 scénarios. Présentés par paires, le nombre de combinaisons possibles des scénarios s'élevait encore à $(24 \times 23) / 2 = 276$. Ce chiffre demeurant encore trop important, un scénario a été choisi comme référence.

Ce scénario a été retenu afin d'être *a priori* non dominant sur l'ensemble des attributs (cf. Scott, 2002 pour une discussion sur la dominance). Parmi les scénarios construits dans le plan d'expérience, il prend pour le niveau de rémunération la valeur possible centrale. Pour les autres attributs, ils sont sélectionnés de manière à ne pas correspondre tous au niveau de préférence supposé *a priori* maximum des médecins. Le scénario conservé en référence est présenté dans le tableau 2.

Tableau 2 : Scénario de référence

Attributs	Niveaux
Niveau de rémunération (augmentation annuelle)	6100
Mode de rémunération	Forfait et paiement à l'acte
Fréquence de rémunération	Annuelle
Travail en cabinet de groupe	Oui
Guides de bonnes pratiques de prévention	Aucun
Formation à la prévention	Non
Retour d'information sur la pratique de prévention	Non
Assistance d'un personnel dans le cadre de la prévention	Non

Il s'agit dès lors d'étudier 23 choix possibles, choix entre le scénario de référence et les 23 autres scénarios. Des travaux en économie des transports ayant montré qu'un individu était capable de réaliser au maximum entre 9 et 16 choix successifs (Pearmain, 1991), nous avons choisi de ne proposer dans chaque questionnaire que 5 ou 6 scénarios alternatifs au scénario de référence. Pour ce faire, 4 versions du questionnaire ont été élaborées en répartissant aléatoirement les 23 scénarios alternatifs.

Une des questions auxquelles il faut répondre lors de la construction de l'expérimentation est celle de laisser au répondant la possibilité de refuser le choix, par l'inclusion d'un *opt-out*. Toutefois, l'inclusion de l'*opt-out* peut réduire l'échantillon exploitable et poser des problèmes dans l'estimation si cette option est trop fréquemment choisie (Fiebig et al., 2005), ce qui pouvait être craint dans notre enquête. Les choix forcés permettant par ailleurs d'obtenir des estimateurs des coefficients des attributs qui demeurent appropriés et précis (Fiebig et al., 2005), et il nous a semblé plus judicieux de ne pas inclure dans nos questionnaires la possibilité de refus.

La population d'étude est constituée de l'ensemble des généralistes de la région Bourgogne soit 1396 médecins et la méthode d'enquête retenue est le questionnaire auto-administré. Cette région a été choisie car nous disposons d'études antérieures portant sur l'activité des médecins réalisées au sein de notre équipe (Béjean et al., 2007). De plus, l'URML de Bourgogne nous offrait un appui logistique en nous fournissant la liste et l'adresse des omnipraticiens en activité. L'appartenance à une unique région des médecins enquêtés n'induit pas de singularité régionale dans nos résultats, les médecins généralistes enquêtés couvrant l'ensemble des configurations possibles d'exercice (caractéristiques individuelles du médecin, type de localisation, style de pratique).

Le questionnaire support de l'étude comporte trois parties. La première partie permet de collecter l'opinion générale du médecin quant à la prévention en médecine générale. Dans la deuxième partie, 5 ou 6 paires de scénarios sont soumises au choix du médecin, dans chaque paire, un des deux scénarios est le scénario de référence. La dernière partie du questionnaire permet de recueillir des

éléments caractérisant le médecin et son activité (localisation, ancienneté, genre, volume d'activité, participation à des actions de prévention collective ...).

Ce questionnaire a fait l'objet d'un pré-test auprès d'un groupe de travail de dix médecins généralistes pour s'assurer de la compréhension de la méthode, il a ensuite été envoyé à un échantillon représentatif de 100 médecins généralistes bourguignons. Il s'agissait notamment de s'assurer que le scénario de référence était non dominant sur l'ensemble des attributs pour l'ensemble des répondants, ce qui fut vérifié. Le questionnaire a ensuite été envoyé par voie postale aux 1296 médecins non encore interrogés et a été administré entre Juin et Août 2009.

Sur les 1396 questionnaires envoyés, 337 questionnaires ont été retournés après une relance, et les réponses de 301 médecins se sont relevées pleinement exploitables, soit un taux de réponse exploitable de 22%. Les statistiques descriptives des répondants sont présentées dans le tableau A en annexe.

Notre base de données est au final constituée de 3390 choix entre deux scénarios, l'un étant toujours le scénario de référence. Pour chaque choix nous disposons de la valeur 8 attributs pour les deux scénarios et des caractéristiques individuelles du médecin auteur de ce choix.

3/ Estimation de la fonction d'utilité et des dispositions à payer

3.1/ Estimation de la fonction d'utilité du médecin

La fonction d'utilité du médecin face à un dispositif favorisant la prévention est supposée être linéaire et additive. Ses arguments sont les attributs du dispositif. Elle s'écrit dans sa forme estimable :

$$V_{in} = A_i + \beta_1 REM_i + \beta_2 FRF_i + \beta_3 FO_i + \beta_4 Freq_i + \beta_5 Prat_i + \beta_6 Def_i + \beta_7 Apl_i + \beta_8 Form_i + \beta_9 Suiv_i + \beta_{10} Assp_i + \varepsilon_{in} \quad (7)$$

(Se référer au tableau 1 pour la définition et la valeur des variables explicatives).

A_i est l'ASC du modèle. Lorsqu'un scénario est utilisé comme référence comme dans notre étude, l'ASC identifie l'utilité du scénario de référence lorsque tous les attributs sont égaux entre alternatives⁶. Elle capte l'utilité globale à choisir le scénario de référence quelque soit la valeur des attributs proposée dans les scénarios alternatifs. (Holmes et Adamowitz, 2003).

Seule la variable REM (montant de la rémunération) est de nature quantitative. Les autres variables sont toutes des variables qualitatives codées en utilisant *l'effects coding*.

⁶ L'ASC est obligatoire avec une alternative de référence car en l'absence de constante dans la régression, l'utilité de la situation de référence serait implicitement supposée nulle (Bech et Gyrd-Hansen, 2005).

Les niveaux des attributs du scénario de référence servent naturellement de références dans l'estimation (Bech et Gyrd-Hansen, 2005). Les variables « paiement forfaitaire et à l'acte (FA) » et aucun « guide de pratique (Auc) » ne sont donc pas intégrées dans l'estimation du modèle.

Les coefficients du modèle permettent de définir l'impact de chacun des 8 attributs du scénario sur l'utilité du médecin et s'interprètent au regard du scénario de référence. Par exemple, un coefficient positif signifie que passer de la valeur de l'attribut dans le scénario de référence à la valeur considérée fait augmenter l'utilité du médecin.

Les résultats de l'estimation sont présentés dans le tableau 3.

La valeur de 0.11 du pseudo-R² semble indiquer une spécification moyenne pour notre modèle⁷. Toutefois cette valeur n'est pas exceptionnelle pour une étude DCE. Hjelmgren et Annel, 2007 trouvent par exemple un pseudo-R² du même ordre. Le pourcentage de prédictions correctes du modèle donne une autre approche de la qualité de la spécification. Ce pourcentage est ici satisfaisant avec 65,6% de prédictions correctes. De plus, le test de Wald est très significatif, prouvant que l'hypothèse de nullité jointe des estimateurs est largement rejetée.

Le paramètre de l'ASC n'est pas significatif : il n'y a pas de satisfaction associée au fait de choisir le scénario de référence plutôt qu'un autre, ce qui confirme la validité du choix de l'alternative de référence. Le modèle ne souffre pas de biais de référence (Scott, 2001). Cette non significativité confirme également la pertinence des dispositifs retenus pour l'exercice de prévention, les attributs proposés dans les scénarios permettant de capter l'ensemble des variations d'utilité.

⁷ D'après Hensher et Johnson, 1981, il doit être situé entre 0,2 et 0,4, pour caractériser une bonne régression

Tableau 3 : Estimation de la structure des préférences des médecins généralistes

Variable	Coefficient
Rémunération (<i>REM</i>)	0,0001***
Forfait (<i>FRF</i>)	-0,3577**
Forfait et paiement à l'objectif (<i>FO</i>)	-0,4263**
Fréquence (<i>Freq</i>)	0,1982
Type de pratique (<i>Prat</i>)	0,2178*
Définition des guides (<i>Def</i>)	0,3427*
Application des guides (<i>Apl</i>)	0,1736
Formation (<i>Form</i>)	0,4826***
Retour d'information (<i>Suiv</i>)	0,2392*
Assistance d'un personnel (<i>Assp</i>)	-0,0340
ASC	0,7286
Nombre d'observations	3390
Log Likelihood	-1046,648
Test de Wald χ_2^{11}	261,339***
Pseudo-R ²	0,111
Prédictions correctes (%)	65,64
AIC	2115,296
BIC	2182,710

Légende : * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$

Les coefficients significatifs varient dans leur ensemble dans le sens attendu. Conformément aux hypothèses initiales, les médecins sont sensibles à la rémunération de la prévention. L'augmentation du montant du paiement est source de satisfaction de manière très significative ($p < 0,001$). Les modes de rémunération proposés ont en revanche une influence négative sur l'utilité des médecins. Rappelons que la référence est la combinaison d'un forfait et du paiement à l'acte ($p < 0.01$). Ainsi, les médecins exhibent une désutilité lors du passage à un paiement strictement forfaitaire ou à un paiement à l'objectif pour la prévention. Ce résultat est cohérent avec l'attachement au paiement à l'acte des médecins français. La fréquence avec laquelle la rémunération est versée n'a par contre pas d'impact sur l'utilité des médecins : ils sont indifférents au choix entre une fréquence mensuelle ou annuelle.

Nos résultats soulignent la sensibilité des médecins aux dispositifs non monétaires. Ils montrent une appréciation positive des médecins pour la formation à la prévention ($p < 0,001$), ainsi qu'une augmentation de leur utilité en présence d'un retour d'information sur leur activité préventive ($p < 0,05$). La satisfaction des médecins reste inchangée lorsqu'ils passent d'une pratique de prévention sans guide à une pratique accompagnée de guides préétablis (le coefficient de la variable *Apl* est non significatif). Mais cette satisfaction augmente s'ils passent à un guide de bonne pratique auquel ils ont contribué : ils expriment donc une préférence significative pour des guides

participatifs. Au vu de la non significativité du coefficient de la variable *Assp*, les médecins sont indifférents au fait de bénéficier de l'assistance d'un personnel paramédical pour la prévention.

Le type de pratique de référence étant le groupe, le coefficient positif de la variable *Prat* montre une préférence pour l'exercice individuel ($p < 0,05$). Tout comme le mode de paiement, ce résultat souligne la préférence pour le mode d'exercice dominant actuellement (préférence pour le présent ? résistance au changement ?). Les valeurs estimées des coefficients du modèle permettent de calculer les niveaux d'utilité associés aux niveaux de référence des attributs au regard cette fois du niveau des attributs dans les autres scénarios. Il s'agit de savoir comment varie l'utilité du médecin lorsqu'il passe d'une des valeurs possibles d'un attribut à sa valeur dans le scénario de référence. Calculer cette variation de la satisfaction pour les variables dichotomiques est peu pertinent, le paramètre étant simplement égal à l'inverse du paramètre estimé. Les calculs sont donc réalisés pour les attributs à trois niveaux et présentés au tableau 4.

Tableau 4 : Calcul des paramètres des niveaux de base

Variable	Calcul	Coefficient
Forfait et paiement à l'acte (<i>FA</i>)	$\beta_{11} = -(\beta_2 + \beta_3)$	0,7840***
Aucun guide (<i>Auc</i>)	$\beta_{12} = -(\beta_6 + \beta_7)$	-0,5162*

Légende : * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$

Le supplément d'utilité associé à la combinaison d'un paiement forfaitaire et à l'acte par rapport soit à un forfait simple soit à un forfait avec paiement à l'objectif est positif et très significatif ($p < 0,001$), ce qui renforce la conclusion tirée de l'étude des deux autres modes de paiement : les médecins expriment une préférence forte pour une rémunération conservant le paiement à l'acte. L'absence de guide de pratique est au contraire source de désagrément. Ce résultat est intéressant puisque les médecins valorisent négativement l'absence de guide et positivement les guides participatifs, mais ne valorisent pas les guides préétablis de manière significative. On peut alors penser que les guides préétablis permettent de compenser la désutilité de l'absence de guide mais ne sont pas valorisés pour eux-mêmes.

Ces résultats sont une source d'information sur les préférences des médecins pour la configuration de leur pratique de prévention. Si la valeur des coefficients n'est pas interprétable directement, il est possible d'estimer une valorisation monétaire des utilités de chaque dispositif de prévention.

32/ Estimation des dispositions à payer

Les arbitrages effectués par les médecins entre le revenu et les autres attributs des dispositifs permettent de valoriser monétairement les niveaux d'attribut. Les paramètres estimés précédemment correspondent en effet à l'utilité marginale de chaque niveau d'attribut. Dans le cas d'une fonction d'utilité linéaire additive, le ratio des utilités marginales permet d'estimer les arbitrages entre les caractéristiques du bien, c'est-à-dire de mesurer un taux marginal de substitution entre les niveaux d'attributs considérés. En présence d'un attribut monétaire, un consentement à payer marginal (*marginal willingness to pay, MWTP*) peut alors être calculé. L'estimation de la MWTP

s'obtient par le rapport entre le coefficient estimé d'un attribut non monétaire et le coefficient de l'attribut monétaire. Avec k le niveau de l'attribut non monétaire X_k et P l'attribut monétaire :

$$TMS_{p,k} = MWTP = \frac{\partial V / \partial X_k}{\partial V / \partial P} = \frac{\beta_k}{\beta_p} \quad (8)$$

Un signe positif indique que les médecins seraient disposés à payer le montant pour bénéficier du niveau d'attribut et conserver le même niveau d'utilité, et un signe négatif le montant qu'il serait prêt à accepter pour supporter la caractéristique. Seules sont estimées les dispositions à payer marginales des paramètres significatifs dans l'estimation de la fonction d'utilité.

Tableau 5 : Estimation des dispositions à payer marginales

MWTP	Coefficient	IDC à 95%	
Forfait (<i>FRF</i>)	-3656.16*	-6526.12	-786.20
Forfait et paiement à l'objectif (<i>FO</i>)	-4357.46**	-7287	-1427.92
Définition des guides (<i>Def</i>)	+3502.34*	767.16	6237.52
Formation (<i>Form</i>)	+4932.59***	2584.65	7280.54
Retour d'information (<i>Suiv</i>)	+2444.89*	277.62	4612.15
Forfait et paiement à l'acte (<i>FA</i>)	+8013.62**	2762.57	13264.67
Aucun guide (<i>Auc</i>)	-5276.48*	-9930.97	-622

Légende : * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$

La rémunération étant proposée annuellement, les MWTP sont donc les montants annuels auxquels les médecins seraient prêts à renoncer ou accepter pour bénéficier des niveaux des attributs relativement au niveau de base dans l'hypothèse d'une satisfaction devant être maintenue constante.

Il faudrait leur verser 3656€ et 4357€ pour qu'ils acceptent respectivement une rémunération forfaitaire et une combinaison forfait/paiement à l'objectif plutôt que le forfait/paiement à l'acte. En revanche, ils seraient disposés à payer 3502€ pour définir des guides de pratique plutôt que de ne pas avoir de guide. Les médecins ont la disposition à payer la plus élevée pour une formation à la prévention, pour laquelle ils sont prêts à payer 4932€. Enfin, ils seraient prêts à renoncer à 2444€ de revenu annuel pour le suivi de leur pratique.

Le calcul des coefficients associés au scénario de référence précédemment effectué permet également d'estimer la MWTP pour ces niveaux. Ainsi, les praticiens consentiraient à renoncer 8013€ de revenu pour une combinaison de paiement forfaitaire et à l'acte relativement aux autres modes de rémunération proposés, et, 5276€ seraient nécessaires pour qu'ils acceptent de travailler sans guide de pratique pour la prévention. Cette comparaison monétaire des niveaux d'attributs confirme que si l'aspect financier des dispositifs est important, l'aspect non monétaire ne doit pas être négligé. Une illustration en est que le montant nécessaire pour que les praticiens acceptent de ne pas avoir de guide de pratique est plus élevé que celui qu'ils demanderaient pour compenser la disparition du paiement à l'acte dans leur activité de prévention.

Conclusion

La méthode DCE demeure encore peu utilisée en France, et dans le domaine de la santé en particulier. Elle présente pourtant plusieurs avantages relativement aux méthodes d'évaluation contingente traditionnellement utilisées par les économistes de la santé, notamment dans sa dimension multi-attributs. Cet aspect multi-attributs est un avantage en soit qui permet d'appréhender un bien dans de nombreuses dimensions, et qui de plus autorise une réduction des biais lors de l'estimation des dispositions à payer (Ryan, 2004).

En mobilisant cette méthode, notre étude a permis d'avancer dans la compréhension des préférences de médecins généralistes français. Le modèle de préférences estimé pour des dispositifs incitatifs à la prévention a souligné que les médecins étaient sensibles tant à l'aspect monétaire qu'à l'aspect non monétaire de leur pratique. Bien que l'attribut financier demeure important, nos résultats montrent que les médecins enquêtés sont susceptibles d'effectuer des compensations entre la rémunération et d'autres caractéristiques de leur pratique. Ils corroborent les résultats obtenus par Scott (2001) en Grande-Bretagne et Zweifel et al. (2009) en Suisse et invitent à un approfondissement des modèles théoriques dans lesquels les médecins sont essentiellement motivés par des arguments financiers.

Le modèle retenu a également permis de calculer des dispositions à payer marginales pour chaque niveau des attributs retenus. Elles révèlent entre autre une préférence forte pour un paiement forfaitaire et à l'acte. Elles soulignent également une préférence pour une formation à la prévention et un rejet d'un exercice sans guide de pratique, indiquant l'acceptation de ces outils par les praticiens.

Le Logit conditionnel utilisé suppose que les caractéristiques des répondants sont identiques entre les choix. Dans cette spécification, seuls les attributs des choix ont un impact sur l'utilité. Nos résultats devront être enrichis en intégrant les caractéristiques individuelles des médecins répondants, collectées lors de l'enquête. L'influence sur l'activité médicale de ces caractéristiques est en effet reconnue (Béjean et al., 2007 ; Pelletier-Fleury et al., 2007), ce qui les rend susceptibles d'orienter les préférences. Plusieurs modèles économétriques peuvent alors être envisagés, soit en expliquant les ASC par interactions avec les caractères socio-économiques, soit de façon plus approfondie, en mobilisant un Logit mixte (*mixed logit* ou *random parameter logit*) pour prendre en compte l'hétérogénéité des enquêtés.

Si l'objectif principal de notre étude était de mieux comprendre les préférences des médecins pour des dispositifs incitatifs à l'offre de prévention, elle peut également s'avérer être un outil d'aide à la décision publique. Notre étude ne présume en rien de l'efficacité des incitatifs pour orienter les pratiques des médecins. En revanche, elle donne une information sur l'acceptation ou le rejet de ces outils par les professionnels de santé, et donc sur les efforts supplémentaires qui seront nécessaires ou pas au régulateur pour l'implantation d'une telle politique publique. La disposition à payer des médecins fournit une estimation monétaire qui peut entrer dans le calcul pour le décideur public de la mise en place de tels dispositifs auprès des médecins. En fonction des préférences des médecins, l'utilisation des dispositifs de prévention peut être plus ou moins coûteuse. L'intégration des dispositions à payer marginales permet alors d'améliorer l'estimation des coûts de chaque dispositif, celle-ci étant réduite lorsque les médecins affichent une préférence pour le dispositif et accrue dans le cas contraire. Cette étude est donc également une première étape d'évaluation de politiques publiques incitatives à la prévention. Une fois l'efficacité de chaque dispositif clairement établie dans

le contexte français, il sera possible d'évaluer leur rapport coût-efficacité, et de mobiliser les outils les plus coût-efficaces pour améliorer l'offre de prévention médicale.

Bibliographie

Amaya-Amaya, Mabel, Karen Gerard, and Mandy Ryan. 2008. "Discrete Choice Experiments in a Nutshell," in *Using Discrete Choice Experiments to Value Health and Health Care*. Mandy Ryan, Karen Gerard and Mabel Amaya-Amaya eds: Springer, pp. 13-46.

Ammi, Mehdi and Sophie Béjean. 2008. "Médecins libéraux et prévention : quelle efficacité attendre des incitations financières ?," in *Au-delà des droits économiques et des droits politiques, les droits sociaux ?* J-P Domin, M Maric, S Delabruyère and C Hédoïn eds. Paris: L'Harmattan, pp. 179-91.

Audric, S. 2004. "L'exercice en groupe des médecins libéraux." *Etudes et résultats, Drees*, 314:Juin 2004.

Aulagnier, M, Y Videau, JB Combes, R Sebbah, A Paraponaris, P Verger, and B Ventelou. 2007. "Pratiques des médecins généralistes en matière de prévention : les enseignements d'un panel de médecins généralistes en Provence-Alpes-Côte d'Azur." *Pratiques et Organisation des Soins*, 38:4, pp. 259-68.

Barnay, T, L Hartmann, and P Ulmann. 2007. "Réforme du "médecin traitant" et nouveaux enjeux de la médecine de ville en France." *Revue Française des Affaires Sociales*, 1, pp. 109-26.

Batifoulier, Philippe and Maryse Gadreau. 2006. "Comportement du médecin et politique économique de santé. Quelle rationalité pour quelle éthique ?" *Journal d'Economie Médicale*, 24:5, pp. 229-39.

Bech, Mickael and Dorte Gyrd-Hansen. 2005. "Effects coding in discrete choice experiments." *Health Economics*, 14:10, pp. 1079-83.

Béjean, Sophie, Christine Peyron, and Renaud Urbinelli. 2007. "Variations in activity and practice patterns: a French study for GPs." *European Journal of Health Economics*, 83, pp. 225-36.

Berchi, Célia, Jean-Marc Dupuis, and Guy Launoy. 2006. "The reasons of general practitioners for promoting colorectal cancer mass screening in France." *European Journal of Health Economics*, 7, pp. 91-98.

Bourgueil, Y, P Le Fur, J Mousquès, and E Yilmaz. 2008. "La coopération médecins généralistes/infirmières améliore le suivi des patients diabétiques de type 2. Principaux résultats de l'expérimentation ASALEE." *Questions d'économie de la santé*, 136.

Bouton, R. 2005. "Les médecins généralistes et la mise en oeuvre de la politique de santé publique." *Actualités et Dossiers en Santé Publique*, 50, pp. 60-63.

Bras, Pierre-Louis and Gilles Duhamel. 2008. "Rémunérer les médecins selon leurs performances : les enseignements des expériences étrangères." 65. Inspection Générale des Affaires Sociales: Paris.

Buttet, P and C Fournier. 2003. "Prévention et éducation pour la santé. Quels rôles pour les médecins et les pharmaciens?," in *Baromètre santé médecins/pharmaciens 2003*. INPES ed. Saint-Denis: Gauthier, A.

Colombet, I and J Ménard. 2007. "Consultation de prévention en médecine générale : quel cahier des charges ?" *Médecine*, 3:2, pp. 79-82.

- Dachary-Bernard, Jeanne. 2005. "Une évaluation économique du paysage. Une application de la méthode des choix multi-attributs aux Monts d'Arée." *Economie et statistique*, 373, pp. 57-74.
- Dionne, G and A-P Contandriopoulos. 1985. "Doctors and their workshop." *Journal of Health Economics*, 4, pp. 21-33.
- Encinosa, W, III, M Gaynor, and J Rebitzer. 2007. "The sociology of groups and the economics of incentives: Theory and evidence on compensation systems." *Journal of Economic Behavior & Organization*, 62, pp. 187-214.
- Fiebig, D., J. Louviere, and D Waldman. 2005. "Contemporary issues in modelling discrete choice experimental data in health economics." *Working paper, University of New South Wales*, pp. 32.
- Franc, C and R Lesur. 2004. "Systèmes de rémunération des médecins et incitations à la prévention." *Revue Economique*, 55:5, pp. 901-22.
- Fréchou, Hélène and François Guillaumat-Tailliet. 2008. "Les revenus libéraux des médecins en 2005 et 2006." *Etudes et résultats, Drees*, 643.
- Grady, K E, J P Lemkau, N R Lee, and C Caddell. 1997. "Enhancing mammography referral in primary care." *Preventive Medicine (Prev Med)*, 26:6, pp. 791-800.
- Greene, William H. 2005. *Econométrie*. Paris: Pearson Education France.
- Grol, Richard. 2001. "Successes and Failures in the Implementation of Evidence-Based Guidelines for Clinical Practice." *Medical Care*, 39:8, pp. II46-II54.
- Groulx, Stéphane. 2007. "Guide pour la promotion et le soutien des pratiques cliniques préventives." *L'intégration de pratiques cliniques préventives: 72*. Ministère de la Santé et des Services sociaux: Québec.
- Hanley, Nick, Susana Mourato, and Robert E. Wright. 2001. "Choice Modelling Approaches: A Superior Alternative for Environmental Valuation?" *Journal of Economic Surveys*, 15:3, pp. 435-62.
- Hensher, D.A and L.W Johnson. 1981. *Applied Discrete Choice Modelling*. New York: Wiley.
- Hjelmgren, Jonas and Anders Anell. 2007. "Population preferences and choice of primary care models: A discrete choice experiment in Sweden." *Health Policy*, 83:2-3, pp. 314-22.
- Holmes, Thomas P. and Wiktor L. Adamowicz. 2003. "Attribute-based methods " in *A Primer on Nonmarket Valuation*. P.A. Champ, K.J. Boyle and T. Brown eds. Dordrecht, Netherlands: Kluwer Academic Publishers, pp. 171-219.
- Hudon, E , MD Beaulieu, and D Roberge. 2004. "Integration of the recommendations of the Canadian Task Force on Preventive Health Care: Obstacles perceived by a group of family physicians." *Family Practice*, 21:1, pp. 11-17.
- Jamtvedt, G, JM Young, DT Kristoffersen, MA O'Brien, and AD Oxman. 2006. "Audit and feedback: effects on professional practice and health care outcomes." *Cochrane Database of Systematic Reviews*, 2, pp. 83.
- Jourdain-Menninger, D and M Lignot-Leloup. 2003. "Comparaisons internationales sur la prévention sanitaire." *Rapport annuel IGAS 2003 003*. La Documentation Française: Paris.

- Kane, R L, P E Johnson, R J Town, and M Butler. 2004. "Economic Incentives for Preventive Care." *Evidence Report/Technology Assessment* (AHRQ Publication No. 04-E024-2. Rockville, MD. Agency for Healthcare Research and Quality), 101.
- Lancaster, Kelvin J. 1966. "A New Approach to Consumer Theory." *Journal of Political Economy*, 74:2, pp. 132-57.
- Lancry, Pierre-Jean and Valérie Paris. 1997. "Age, temps et norme : une analyse de la prescription pharmaceutique." *Économie et prévision*, 129-130, pp. 173-87.
- McFadden, Daniel. 1974. "Conditional logit analysis of qualitative choice behavior," in *Frontiers in Econometrics*. P Zarembka ed. New York: Academic Press, pp. 105–42.
- Nguyen, Florence, N Moumjid, A Bremond, and MO Carrère. 2008. "Validité théorique de la méthode des choix discrets : le cas du traitement hormonal substitutif de la ménopause." *Journal d'Economie Médicale*, 26:5, pp. 259-68.
- Pearmain, B, J Swanson, E Kroes, and M Bradley. 1991. *Stated preference techniques: a guide to practice*. Hague: Steer Davis Gleave and Hague Consulting Group.
- Pelletier-Fleury, N , M Le Vaillant, G Hebbrecht, and P Boisnault. 2007. "Determinants of preventive services in general practice. A multilevel approach in cardiovascular domain and vaccination in France." *Health Policy*, 81:2-3, pp. 218-27.
- Richardson, J. 1981. "The inducement hypothesis : That doctors generate demand for their own service" in *Health, Economics and Health Economics*, J. Van der Graaf and M. Perlman eds, North-Holland Publishing Co, pp.189-214.
- Rochaix, L. 2004. "Les modes de rémunération des médecins." *Revue d'Économie Financière*, 76, pp. 223-40.
- Rulleau, Benedicte. 2008. "Services récréatifs en milieu naturel littoral et évaluation multiattributs de la demande." *Ecole Doctorale de Sciences Economiques, Gestion et Démographie*: 392. Université Montesquieu - Bordeaux 4: Bordeaux.
- Ryan, Mandy and Karen Gerard. 2003. "Using discrete choice experiments in health economics : moving forward," in *Advances in Health Economics*. A Scott, A Maynard and R Elliot eds: Wiley, pp. 25-40.
- Ryan, Mandy. 2004. "A comparison of stated preference methods for estimating monetary values." *Health Economics*, 13:3, pp. 291-96.
- Ryan, Mandy, Karen Gerard, Verity Watson, Deborah Street, and Leonie Burgess. 2008. "Practical Issues in Conducting a Discrete Choice Experiment," in *Using Discrete Choice Experiments to Value Health and Health Care*. Mandy Ryan, Karen Gerard and Mabel Amaya-Amaya eds: Springer, pp. 73-97.
- Scott, A. 2001. "Eliciting GPs' preferences for pecuniary and non-pecuniary job characteristics." *Journal of Health Economics*, 20, pp. 329-47.
- Scott, A. 2002. "Identifying and analysing dominant preferences in discrete choice experiments: An application in health care." *Journal of Economic Psychology*, 23, pp. 383-98.

Zweifel, Peter. 1981. "Supplier-induced demand in a model of physician behavior," in *Health, Economics and Health Economics*. J Van der Gaag and M Perlman eds. Amsterdam: North-Holland Publishing Co.

Zweifel, Peter, Maurus Rischatsch, and Angelika Brändle. 2009. "GPs' preferences: What price fee-for-service?" *Working Papers, University of Zurich, Socioeconomic Institute*, 0910.

Annexes

Tableau A : Statistiques descriptives

Variables	Echantillon n=301
Age (moyenne, étendue)	51,5 ± 8,2 (29-70)
Genre (%)	
-Homme	219 (72,7)
-Femme	82 (27,3)
Secteur (%)	
-Secteur 1	280 (93)
-Secteur 2	20 (6,6)
-Non conventionné	1 (0,4)
Zone de pratique (%)	
-Urbain	100 (33,2)
-Périurbain	66 (21,9)
-Rural	135 (44,9)
Type de pratique (%)	
-Individuel	159 (52,8)
-Groupe	142 (47,2)
MEP (%)	
-Sans	226 (75,1)
-Occasionnel	64 (21,3)
-Exclusif	11 (3,6)
Médecine libérale exclusive (%)	221 (73,4)
Membre d'un réseau (%)	127 (42,2)
Enseignant ou formateur (%)	72 (23,9)
Médecin référent (%)	59 (19,6)
FMC prévention (%)	154 (51,2)
Actes hebdomadaires (moyenne, étendue)	119 ± 39 (30-300)
Revenu annuel (charges déduites, avant impôts)	
- < 25000€	11 (3,65)
- [25000 ; 45000[43 (14,29)
- [45000 ; 65000[74 (24,58)
- [65000 ; 80000[61 (20,27)
- [80000 ; 95000[52 (17,28)
- > 95000€	49 (16,28)
- n.r. ⁸	11 (3,65)
Statut marital	
-Seul	23 (7,6)
-Couple : conjoint sans profession	84 (27,9)
-Couple : conjoint avec profession	194 (64,5)
Nombre d'enfants à charge (moyenne, étendue)	1,51 ± 1,23 (0-5)

⁸ Ces répondants ont été conservés en raison du nombre fréquemment élevé de valeur manquante aux questions de rémunération dans les études auprès des médecins.