



Économie publique/Public economics

24-25 | 2009/1-2
Varia

Incitations à l'offre de prévention et préférences en médecine générale : l'apport de la méthode DCE

Incentive Schemes for Preventive Care and Preferences in General Practice: A Discrete Choice Experiment

Mehdi Ammi et Christine Peyron



Édition électronique

URL : <http://journals.openedition.org/economiepublique/8486>
ISSN : 1778-7440

Éditeur

IDEP - Institut d'économie publique

Édition imprimée

Date de publication : 15 novembre 2012
Pagination : 129-155
ISSN : 1373-8496

Référence électronique

Mehdi Ammi et Christine Peyron, « Incitations à l'offre de prévention et préférences en médecine générale : l'apport de la méthode DCE », *Économie publique/Public economics* [En ligne], 24-25 | 2009/1-2, mis en ligne le 02 décembre 2010, consulté le 19 avril 2019. URL : <http://journals.openedition.org/economiepublique/8486>

Incitations à l'offre de prévention et préférences en médecine générale : l'apport de la méthode DCE

Mehdi Ammi *

Christine Peyron **

Résumé

L'objectif de cet article est de contribuer à la compréhension des préférences des médecins pour différents dispositifs, financiers ou non, susceptibles d'être implantés en France afin de favoriser la prévention en médecine de ville. La méthode du *Discrete Choice Experiment* (DCE) est mobilisée à travers une enquête menée auprès de 1 396 médecins qui permet d'analyser 3 390 observations. L'estimation économétrique de la fonction d'utilité des médecins est conduite dans le cadre d'un modèle Logit conditionnel, des dispositions à payer marginales sont également calculées.

Nos résultats montrent que, si l'aspect financier est important dans les préférences des médecins, les aspects non financiers de leur environnement de travail (formation, guide de pratique, mode d'exercice, retour d'information) constituent des attributs très significatifs de leur fonction d'utilité. Ces résultats permettent à la fois de revenir sur le contenu d'une fonction d'utilité du médecin propre à modéliser ses choix d'activité et d'éclairer les politiques publiques à mettre

*. Laboratoire d'Économie Gestion - Université de Bourgogne

** . Laboratoire d'Économie Gestion - Université de Bourgogne

Pôle d'Économie et de Gestion - 2 Bd Gabriel - 21000 Dijon, Mehdi.Ammi@u-bourgogne.fr et Christine.Peyron@u-bourgogne.fr. Les auteurs remercient le Conseil régional de Bourgogne pour le financement dont a bénéficié cette étude ainsi que l'URML de Bourgogne pour son soutien logistique. Ils remercient également les deux rapporteurs anonymes pour leur lecture avisée et leurs commentaires qui ont permis d'améliorer cet article. Les avertissements d'usage s'appliquent.

en place en France pour accroître l'activité de prévention des médecins généralistes.

Summary

The aim of this article is to help the comprehension of physicians' preferences for different preventive devices, financial or not, likely to be implemented in France in order to facilitate preventive care supply. A discrete choice experiment is used, based on a postal survey among 1396 GPs, 3390 observations are available. The GPs utility is estimated using McFadden conditional Logit, willingness to pay are also calculated. Our results show the relevance of pecuniary and non-pecuniary arguments in GPs' preferences. Non-pecuniary aspects of their work environment for prevention (continuing education, clinical guidelines, type of practice, information feedback) are highly significant attributes of their utility. These results provide a new insight into physicians' utility function and could enlighten the public policy in order to increase the preventive activity of French GPs.

Mots clés : Préférences, *discrete choice experiment*, médecins libéraux, prévention

Keywords: Preferences, Discrete Choice Experiment, General Practitioners, Prevention

J.E.L. : I11, D11, C9, C25

1. 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 pour 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 (Bourdillon *et al.*, 2008). Toutefois, l'évolution de l'activité des médecins généralistes vers

une activité de prévention plus intense n'est pas acquise : leur formation et leur culture des soins sont tournées vers le diagnostic et le traitement de la maladie et moins vers la relation d'accompagnement (Colombet et Ménard 2007, Aulagnier *et al.*, 2007), et la rémunération à l'acte, largement dominante en France, n'est pas favorable à une activité de prévention (Franc et Lesur, 2004).

Face à ces enjeux et ces obstacles, des formes nouvelles de rémunération, progressives, forfaitaires ou à la performance se développent en France, une littérature théorique et empirique tente d'évaluer l'efficacité de ces incitations monétaires pour l'offre de prévention (Franc et Lesur, 2004 ; Kane *et al.* 2004 ; Ammi et Béjean, 2008).

L'objectif de notre recherche est de contribuer au débat quant à la teneur des dispositifs à mettre en place en évaluant *a priori* les préférences des médecins vis-à-vis non seulement des incitations financières mais aussi de l'accompagnement non monétaire de leur activité. Elle utilise pour cela la méthode de l'évaluation conjointe ou *Discrete Choice Experiment* (DCE) fondée sur un modèle d'utilité multi-attributs et aléatoire et l'applique à un échantillon de médecins généralistes. Les résultats obtenus permettent de révéler les préférences des médecins face aux rémunérations et accompagnements qui pourraient être proposés pour leur activité de prévention et d'en évaluer l'importance.

2. Révéler les préférences des généralistes pour leur activité de prévention : la méthode du *discrete choice experiment*

2.1. Préférences et dispositifs favorisant la 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. Les décisions d'activité des médecins peuvent pourtant aussi dépendre des caractéristiques non financières de leur environnement de travail qui permettent de réduire (ou de mieux maîtriser) leur temps de travail, facilitent leurs décisions cliniques, accroissent leur satisfaction intellectuelle ou favorisent l'attention et la relation au patient. Toutefois, ce contexte non financier continue souvent

d'apparaître comme secondaire ou annexe dans les décisions d'activité, il est rarement pris en compte comme un argument explicite de la fonction d'utilité du médecin et a, plus rarement encore, fait l'objet d'investigations empiriques. Le travail de Scott (2001) intégrant le contexte de l'activité dans le choix des pratiques est, en ce sens, précurseur et montre l'intérêt de 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, permet de mieux comprendre leurs choix, leurs comportements, leurs réactions et, notamment, leurs réactions possibles 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. Nous ne proposons pas d'évaluer le bien-fondé en termes de résultats ou la modification future des comportements consécutive à des incitations, mais de révéler les préférences des médecins face aux configurations, aux évolutions, que pourrait connaître leur environnement de travail. Notre hypothèse est 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. L'activité de prévention sera considérée dans sa globalité bien qu'elle puisse être catégorisée en prévention primaire, secondaire ou tertiaire selon les définitions d'usage en santé publique ou classée selon une dimension comportementale ou technique (Ammi et Béjean, 2008). En effet, si la prévention recouvre des pratiques médicales diverses (vaccinations, dépistages, éducation pour la santé, etc.), ces pratiques obéissent toutes à une même logique proactive, contrairement aux soins curatifs, par essence de nature réactive (Colombet et Ménard, 2007). C'est, par ailleurs, la prévention dans son ensemble qui est jugée insuffisante dans le système français et que les différentes politiques de santé publique cherchent à encourager. Il paraît donc plus opportun de traiter la prévention de manière globale, avant de décliner l'analyse à ses différentes dimensions dans des recherches ultérieures.

Connaître les préférences des médecins vis-à-vis de l'évolution possible du contexte de leur pratique de la prévention répond à deux enjeux. En premier lieu, 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. En second lieu, 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.

L'évaluation conjointe, également connue sous le terme de *Discrete Choice Experiment* (DCE) (Ryan et Gerard, 2003), est alors une méthode pertinente pour évaluer ces préférences. 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). Il s'agira de considérer les dispositifs accompagnant l'activité de prévention comme des biens économiques multi-attributs proposés aux médecins généralistes et d'apprécier les préférences des médecins non vis-à-vis des dispositifs dans leur ensemble mais pour chacun de leurs attributs ou composantes.

2.2. Méthode DCE et modèle d'utilité sous jacent

Le DCE est une méthode d'évaluation qui consiste à proposer aux individus différents scénarios hypothétiques (ou alternatives¹), 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, différentes caractéristiques qui permettent de décrire ces dispositifs et qui, pour chaque scénario, vont avoir une valeur ou une configuration particulière (nature de la rémunération, possibilité de formation, mise à disposition de référentiels de pratique...).

Le DCE repose donc sur l'observation des arbitrages des individus entre les configurations possibles des attributs du scénario. Cette méthode permet ainsi de connaître et valoriser l'impact des attributs sur le niveau d'utilité indirecte 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 ; Kjær et Gyrð-Hansen, 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 scénarios présentés. 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).

1. Les termes *scénarios* et *alternatives* sont généralement utilisés de manière équivalente dans les travaux en langue française lorsqu'il s'agit de choisir entre deux ou plusieurs situations hypothétiques.

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. La satisfaction d'un médecin n vis-à-vis d'un dispositif i accompagnant son activité de prévention (V_{in}) dépendra des valeurs des k différentes composantes ou attributs de ce dispositif $(x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ik})$: $V_{in} = V_{in}(x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ik})$.

Les modèles d'utilité aléatoire (RUM pour *random utility modelling*) postulent quant à eux que l'utilité retirée du choix a 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). 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, V_{in} , et l'autre aléatoire, ε_{in} . 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 scénario i , V_{in} la composante systématique de l'utilité (dite indirecte) et ε_{in} la composante inobservable de l'utilité, considérée comme une composante aléatoire.

L'individu rationnel n choisira le scénario i parmi l'ensemble des j scénarios de l'ensemble de choix, si quel que soit j différent de i :

$$U_{in} > U_{jn} \Leftrightarrow V_{in} + \varepsilon_{in} > V_{jn} + \varepsilon_{jn} \Leftrightarrow V_{in} - V_{jn} > \varepsilon_{jn} - \varepsilon_{in} \quad (2)$$

La composante non observable de l'utilité étant aléatoire, l'analyse passe par l'étude de la probabilité de choix. La probabilité de choix par l'individu n du scénario i parmi l'ensemble des j possibilités de l'ensemble de choix est :

$$\begin{aligned} P_{in} &= \text{Prob}(U_{in} > U_{jn}) && \text{pour tout } i \neq j \\ &= \text{Prob}(\varepsilon_{jn} - \varepsilon_{in} < V_{in} - V_{jn}) && \text{pour tout } i \neq j \end{aligned} \quad (3)$$

L'étude de ce modèle de choix qui permettra d'estimer la fonction d'utilité indirecte est alors déterminée par les hypothèses faites quant à la distribution de la composante aléatoire de l'utilité.

2.3. Modèle économétrique

L'estimation des modèles à choix multiples utilise traditionnellement un modèle Logit avec une variable indicatrice du choix. Si on suppose que les erreurs ε sont

indépendantes et identiquement distribuées selon une loi de Gumbel (distribution à valeur extrême de type I), la probabilité précédente (3) devient :

$$P_{in} = \frac{\exp(V_{in})}{\sum_{j \neq i} \exp(V_{jn})} \quad (4)$$

La fonction d'utilité lancasterienne est en DCE traditionnellement conçue comme 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 :

$$V_{in} = A_i + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{ik} \quad (5)$$

Avec A_i , la constante spécifique au scénario i (ASC), β_k les coefficients à estimer pour les k attributs dont les valeurs dans le scénario i sont représentées par les x_{ik} . L'ASC capte l'effet des facteurs inobservés pour chacun des scénarios (Amaya-Amaya *et al.*, 2008). Autrement dit, l'ASC identifie la différence d'utilité entre scénarios, non prise en compte par leurs attributs. 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.

Seules les valeurs des attributs étant intégrées dans notre fonction d'utilité indirecte, les choix sont déterminés par les caractéristiques des dispositifs et supposés non dépendants des caractéristiques individuelles des répondants³.

Plusieurs modèles économétriques peuvent alors être envisagés. Nous retiendrons ici le Logit conditionnel de McFadden⁴ 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 :

$$P_{in} = \frac{\exp(V_{in})}{\sum_{j \neq i} \exp(V_{jn})} = \frac{\exp(\beta' x_i)}{\sum_{j \neq i} \exp(\beta' x_j)} \quad (6)$$

Les valeurs des attributs des scénarios, les x_{ik} , peuvent être des variables quantitatives ou qualitatives. 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

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. Un des prolongements envisagés de cette recherche est d'analyser l'influence des caractéristiques des répondants quant à la valorisation de chacun des attributs des dispositifs.

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

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 le scénario 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 scénarios 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 calculés à la suite de l'estimation. Ils sont égaux à l'opposé de la somme des coefficients estimés pour les autres niveaux (Bech et Gyrd-Hansen, 2005).

3. Élaboration 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 habituelles de la mise en œuvre de cette méthode (Hanley *et al.*, 2001 ; Amaya-Amaya *et al.*, 2008) : définition des attributs et de leurs 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).

3.1. Définition des attributs et de leurs niveaux

Le choix des attributs qui permettront de décrire les hypothétiques dispositifs incitatifs à la prévention a été fondé sur une revue de la littérature relative aux comportements d'activité des médecins libéraux et aux 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* opérants 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 afin qu'ils soient plausibles dans le système de santé français actuel.

Les trois premiers attributs concernent la rémunération de la pratique préventive et ont trait au niveau, au mode et à la fréquence du paiement. Le premier attribut précise le niveau de la rémunération octroyée spécifiquement pour l'activité de prévention. 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 trois niveaux : 0 ou 5 % ou 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)⁵. Comme nous souhaitons évaluer les préférences des médecins non seulement pour le montant de la rémunération mais aussi pour le mode et la fréquence de cette 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 €, 6 100 € et 12 100 €. 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). Globalement, les médecins devraient révéler une préférence pour les niveaux les plus importants de rémunération pour leur activité de prévention.

Le deuxième attribut traite du mode de rémunération. Dans le cadre d'approches relevant notamment de la théorie des contrats, l'impact des modalités de rémunération sur l'offre des médecins a déjà été largement étudié (Rochaix, 2004). Afin de présenter des scénarios, certes hypothétiques mais probables dans le contexte français actuel, nous nous sommes concentrés 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, vaccins. . .) et la prévention comportementale (conseils. . .). L'attachement des médecins français au paiement à l'acte devrait leur faire préférer la modalité combinant forfait et paiement à l'acte, toutefois, la mise en place récente, en France, d'une rémunération à l'objectif dans le cadre des Contrats d'amélioration des pratiques individuelles

5. 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 (honoraires net moyen des études de la Drees).

(Capi) a montré qu'ils pouvaient adhérer à d'autres formes de rémunération. La nature de leurs préférences reste donc à préciser.

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 un rôle 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) témoigne, à ce titre, d'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, avec l'hypothèse d'une préférence pour un versement mensuel.

Trois autres attributs relèvent d'incitatifs non financiers, à savoir les guides de bonne pratique, les 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 amenés 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 référentiels préétablis, des guides élaborés avec la participation de médecins libéraux généralistes ; ce dernier niveau devrait être préféré.

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 continue⁶. Cette formation continue devrait correspondre à un besoin des médecins face à une activité que les pouvoirs publics leur demandent d'assurer sans qu'ils y aient été formés. 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 se révéler 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. Ce retour d'information devrait avoir la préférence

6. 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).

des médecins, il peut à la fois leur permettre de mieux définir leur comportement d'offre de prévention, de faciliter la relation avec leurs patients et d'accroître leur satisfaction vis-à-vis du travail entrepris. Ces deux attributs ont été introduits sous une 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 ou le soutien aux pratiques préventives (pratique de groupe, assistance d'un personnel dédié...) qui permettent de lever les barrières à la prévention, identifiées dans différentes études (Buttet et Fournier, 2003 ; Hudon *et al.*, 2004). Le septième attribut s'intéresse précisément au fait de travailler en cabinet individuel ou « de groupe ». Le travail en 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 en 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 : le travail ou non en cabinet de groupe. Le dernier attribut tient également compte des difficultés liées au manque de temps, en proposant une assistance en personnels paramédicaux pour l'activité de prévention. Le terme assistance renvoie à une aide au médecin (complémentarité) et non à un remplacement (substitution). Une étude française a 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. Ces deux derniers attributs correspondent à des évolutions de l'exercice médical vers un exercice moins isolé que l'activité de prévention justifie tout particulièrement. Si les jeunes médecins semblent aujourd'hui plus enclins que leurs aînés à préférer cette évolution, il est toutefois possible que globalement les préférences continuent de pencher vers l'exercice individuel. La liste des attributs est présentée dans le tableau 1.

3.2. Plan d'expérience et collecte des données

La méthode DCE suppose de réaliser un plan d'expérience c'est-à-dire 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

Tableau 1 : *Liste des attributs*

Attributs	Niveaux	Intitulé de la variable
Niveau de rémunération (augmentation annuelle)	100 6 100 12 100	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

combinaisons possibles compte tenu du nombre de modalités de chaque attribut, c'est-à-dire $2^5 \times 3^3 = 864$ 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 vérifie l'absence de corrélation entre les niveaux des attributs pris 2 à 2) a été appliqué (Ryan *et al.*, 2008) et a généré 24 scénarios⁷. Présenté 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.

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

7. Le plan d'expérience fractionnel orthogonal a été conduit avec le logiciel JMP.

Tableau 2 : Scénario de référence

Attributs	Niveaux
Niveau de rémunération (augmentation annuelle)	6 100
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 *et al.*, 1991), nous avons décidé de ne proposer dans chaque questionnaire que 5 ou 6 scénarios alternatifs au scénario de référence. À cette fin, 4 versions du questionnaire ont été élaborées en répartissant aléatoirement les 23 scénarios alternatifs. Afin de tester la stabilité des choix des répondants, une même paire est soumise par deux fois au choix dans chaque questionnaire.

Lors de la construction de l'expérimentation on peut choisir ou non d'offrir 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 auprès du public spécifique des médecins. Les choix forcés permettant par ailleurs d'obtenir des estimateurs des coefficients des attributs qui demeurent appropriés et précis (Fiebig *et al.*, 2005), 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 1 396 médecins et la méthode d'enquête retenue est le questionnaire auto-administré⁸.

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, en incluant la paire répétée, 6 ou 7 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

8. Cette région a été choisie car nous disposions 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 les adresses des omnipraticiens en activité.

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

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 1 296 médecins non encore interrogés et administré entre juin et août 2009.

Sur les 1 396 questionnaires envoyés, 337 ont été retournés après une relance et, en raison de valeurs manquantes, les réponses de 301 médecins se sont révélées pleinement exploitables, soit un taux de réponse exploitable de 22 %⁹. La possibilité d'une corrélation entre la participation à l'enquête et une préférence plus marquée pour certains attributs ne peut être totalement écartée. En particulier, les médecins participant à l'étude pourraient être plus sensibles aux attributs non monétaires proposés ou plus généralement concernés par la prévention. Ce possible biais de participation impliquera d'être prudent dans la généralisation des résultats obtenus.

Les statistiques descriptives des répondants et les valeurs de références régionales et nationales sont présentées dans le tableau A en annexe. La méthodologie de l'enquête ne permet pas de viser un échantillon représentatif. Les caractéristiques des généralistes répondants montrent que les généralistes en secteur 1 et les généralistes installés en zone rurale sont surreprésentés dans l'échantillon par rapport à la population destinataire de l'enquête. Au regard des valeurs nationales, la surreprésentation des généralistes installés en zone rurale est encore plus marquée, leur part en Bourgogne étant bien plus forte que la moyenne nationale. Notre base de données est au final constituée de 3 390 observations, une pour chacun des scénarios, soit 1 695 choix entre deux scénarios, l'un étant toujours le scénario de référence. La paire de choix répétée est évidemment exclue de l'analyse, son rôle étant limité à la construction du test de stabilité. Pour chaque choix, nous disposons de la valeur des 8 attributs pour les deux scénarios et des caractéristiques individuelles du médecin auteur de ce choix.

9. Dans un recensement d'enquêtes auprès des médecins généralistes et portant sur leur temps de travail, les taux de participation sont compris entre 64 et 16 % (Le Fur, 2009). Le taux de participation des médecins généralistes aux enquêtes dépend du choix des répondants (exhaustifs ou choisis ou volontaires), du thème de l'étude, du promoteur de l'étude. Notre taux de participation est semblable au taux habituel pour des enquêtes par questionnaire, sur un thème non lié à la pratique médicale, et concernant l'ensemble des médecins sur un territoire.

4. Estimation de la fonction d'utilité et des dispositions à payer

4.1. 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 alternatives¹⁰. Elle capte l'utilité globale à choisir le scénario de référence quelle que 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*.

Les niveaux des attributs du scénario de référence servant 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 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 indirecte 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 indirecte du médecin.

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

La valeur de 0,11 du pseudo- R^2 semble indiquer une spécification moyenne pour notre modèle¹¹. Toutefois, cette valeur n'est pas exceptionnelle pour une étude

10. 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).

11. 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

Variables	Signes attendus	Coefficients estimés
Rémunération (REM)	+	0,0001***
Forfait (FRF)	-	-0,3588**
Forfait et paiement à l'objectif (FO)	-/+	-0,4273**
Fréquence (Freq)	+	0,1983
Type de pratique (Prat)	-/+	0,2177*
Définition des guides (Def)	+	0,3425*
Application des guides (Apl)	-	0,1725
Formation (Form)	+	0,4828***
Retour d'information (Suiv)	+	0,2407*
Assistance d'un personnel (Assp)	-/+	-0,0350
ASC	Non significative	0,7261
Nombre d'observations		3 390
Log Likelihood		-1 044,281
Test de Wald		261,21***
Pseudo-R ²		0,111
Prédictions correctes (%)		65,78

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

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, en l'occurrence, satisfaisant avec 65,8 % 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 du scénario 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.

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 le niveau d'utilité des médecins ($p < 0,01$), relativement à une combinaison d'un forfait et du paiement à l'acte. Contrairement à notre hypothèse de départ, la fréquence avec laquelle la rémunération est versée n'a, en revanche, pas d'impact sur le niveau d'utilité

Tableau 4 : Calcul des paramètres des niveaux de base

Variabiles	Calculs	Signes attendus	Coefficients
Forfait et paiement à l'acte (FA)	$\beta_{11} = -(\beta_2 + \beta_3)$	+	0,7861***
Aucun guide (Auc)	$\beta_{12} = -(\beta_6 + \beta_7)$	-	-0,5151*

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

atteint : les médecins sont indifférents au passage d'une fréquence annuelle à une fréquence mensuelle.

Nos résultats soulignent la sensibilité des médecins aux dispositifs non monétaires destinés à favoriser leur activité de prévention. 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, mais cette satisfaction augmente s'ils passent à un guide de bonne pratique auquel ils ont contribué ($p < 0,05$). En revanche, 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.

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 désutilité. 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 première source d'information sur les préférences des médecins pour la configuration de leur pratique de prévention. Des tests permettent de s'assurer de leur validité.

4.2. Validité interne

Plusieurs tests ont été conduits pour s'assurer de la validité interne des résultats. Ils concernent la rationalité des répondants, l'éventualité d'un effet questionnaire et l'hypothèse d'indépendance entre les attributs de rémunération.

La méthode DCE suppose que les individus se comportent rationnellement au sens de la théorie néo-classique. Des tests de rationalité des répondants peuvent être inclus dans les questionnaires (complétude, transitivité, continuité...) et conduisent fréquemment à effacer les choix des répondants jugés non rationnels (Lancsar et Louvière, 2006). Pour vérifier la complétude des préférences des répondants, un test de stabilité a été inclus. La grande majorité des répondants exprime des préférences stables (81 %). Le modèle a été estimé uniquement sur le sous-échantillon identifié comme stable et comparé aux estimations faites sur l'ensemble de l'échantillon. Il ne ressort aucune différence significative entre les estimateurs, à l'exception du coefficient de la formation¹². Il est ainsi valide de conserver l'ensemble des réponses dans l'analyse, d'autant que l'effacement des réponses jugées non rationnelles peut s'avérer inapproprié (Lancsar et Louvière, 2006). L'irrationalité apparente des réponses peut provenir de tests de rationalité qui demeurent encore imparfaits ou de l'utilisation d'un plan d'expérience fractionnel : des réponses valides risquent alors d'être éliminées (Lancsar et Louvière, 2006)¹³.

Les paires de choix ayant été réparties aléatoirement dans quatre questionnaires différents, des indicatrices représentant l'effet questionnaire ont été introduites dans le modèle. L'estimation a permis de vérifier l'absence d'un effet version du questionnaire, les coefficients étant très fortement non significatifs et un test du rapport de vraisemblance confirmant leur nullité jointe.

L'hypothèse d'indépendance entre les attributs liés à la rémunération (niveau, mode et fréquence) a été testée en créant des termes d'interaction deux à deux

12. Résultats disponibles sur demande auprès des auteurs.

13. Une piste de recherche actuellement suivie, notamment par San Miguel *et al.* (2005) et Ryan *et al.* (2009), consiste à croiser des méthodes d'investigations qualitatives avec l'identification quantitative des non-rationnels pour comprendre dans quelle mesure les répondants concernés sont réellement irrationnels.

entre niveaux d'attributs (par exemple, REM*FRF) et en les incluant dans le modèle. Aucun n'apparaissait significatif. Leur nullité jointe a été confirmée par un test du rapport de vraisemblance, ce qui suggère que les médecins répondants n'ont pas établi de lien entre les différents attributs de rémunération dans leur choix¹⁴.

Les tests ayant permis de s'assurer de la validité de nos résultats, il est possible d'estimer une valorisation monétaire des utilités marginales de chaque attribut du dispositif de prévention et de quantifier alors les préférences.

4.3. 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, qui présente l'avantage de quantifier de façon plus claire l'importance relative que les médecins accordent à chacun des niveaux d'attribut. Avec X_k un attribut non monétaire et P un attribut monétaire, le consentement à payer marginal est tel que :

$$TMS_{p,k} = MWTP_k = \frac{\delta U / \delta X_k}{\delta U / \delta P} = \frac{\beta_k}{\beta_P} \quad (8)$$

L'estimation de la MWTP pour un attribut non monétaire s'obtient par le rapport entre le coefficient estimé pour cet attribut et le coefficient estimé pour l'attribut monétaire REM ¹⁵. 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'ils auraient à percevoir pour supporter la caractéristique sans baisse d'utilité. Seules sont estimées les dispositions à payer marginales des paramètres significatifs dans l'estimation de la fonction d'utilité.

La rémunération étant proposée annuellement, les dispositions à payer marginales correspondent donc aux montants annuels auxquels les médecins seraient

14. Ce test est à interpréter avec précaution. Un test rigoureux aurait nécessité d'intégrer les éventuelles interactions dans le plan d'expérience, ce qui n'a pas été fait afin de limiter le nombre de scénarios possibles à proposer aux médecins répondants.

15. L'hypothèse faite sur la forme linéaire de l'attribut REM a été évaluée graphiquement et semble acceptée (voir Gerard *et al.*, 2008, pour un exemple). Les autres formes fonctionnelles testées n'ont pas permis de gain significatif dans la qualité de l'ajustement et auraient fragilisé les estimations des dispositions à payer.

Tableau 5 : *Estimation des dispositions à payer marginales*

Variables	MWTP	IDC à 95 %	
Forfait (FRF)	-3 670,53*	-6 537,94	-803,13
Forfait et paiement à l'objectif (FO)	-4 370,91**	-7 297,82	-1 444
Définition des guides (Def)	+3 504,44*	770,34	6 238,54
Formation (Form)	+4 939,22***	2 591,74	7 286,70
Retour d'information (Suiv)	+2 461,88*	295,09	4 628,68
Forfait et paiement à l'acte (FA)	+8 041,44**	2 795,91	13 286,98
Aucun guide (Auc)	-5 269,47*	-9 922,35	-616,59

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

prêts à renoncer ou à accepter pour bénéficier des différents niveaux des attributs relativement à leur niveau de base, et ce dans l'hypothèse d'une satisfaction devant être maintenue constante.

Il faudrait leur verser 3 670 € et 4 370 € pour qu'ils acceptent respectivement une rémunération forfaitaire et une combinaison forfait/paiement à l'objectif plutôt que la combinaison forfait/paiement à l'acte. En revanche, ils seraient disposés à payer 3 504 € pour exercer avec des guides de pratique participatifs 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 4 939 €. Enfin, ils seraient prêts à renoncer à 2 461 € de revenu annuel pour le suivi de leur pratique.

Ces résultats sont cohérents avec le contexte actuel de la pratique de prévention en médecine générale. La formation initiale lacunaire en matière de prévention (Bouton, 2005) justifie l'importance du besoin d'une formation dédiée, attestée par une disposition à payer élevée. Dans un contexte de développement des démarches qualité, notamment par l'évaluation des pratiques professionnelles, les médecins sont aujourd'hui demandeurs d'un retour d'information sur la qualité de leur activité préventive. Les médecins généralistes souhaitent également bénéficier de guides de pratique pour soutenir leur action de prévention, au regard notamment de leur faible efficacité perçue pour certaines actions de prévention (Buttet et Fournier, 2003 ; Aulagnier *et al.* 2007). Comme le souligne Grol (2001), les guides de pratiques participatifs sont mieux acceptés, ils sont effectivement ici valorisés positivement par les médecins alors que les référentiels préétablis ne le sont pas.

Le calcul des coefficients associés au scénario de référence précédemment effectué permet également d'estimer la disposition à payer marginale pour ces niveaux. Ainsi, les praticiens consentiraient à renoncer à 8 041 € de revenu pour une combinaison de paiement forfaitaire et à l'acte relativement aux autres modes de rémunération proposés et 5 269 € seraient nécessaires pour qu'ils acceptent de travailler sans guide de pratique pour la prévention.

Cette comparaison monétaire de l'utilité associée aux différents niveaux des attributs confirme que si l'aspect financier des dispositifs est important, l'aspect non monétaire n'est en rien annexe. 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 le passage au paiement forfaitaire ou à une combinaison forfait/paiement à l'objectif pour leur activité de prévention. Le contexte non financier de leur pratique de prévention est à part entière un élément déterminant dans leur niveau de satisfaction.

5. Conclusion

La méthode DCE demeure encore peu utilisée en France, 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. Celui-ci est un avantage en soi qui permet d'appréhender un bien dans de nombreuses dimensions et, 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 d'utilité estimé pour des dispositifs incitatifs accompagnant la prévention a souligné que les médecins étaient sensibles tant au contexte monétaire qu'au contexte non monétaire de leur pratique (guides de pratique, formation, retour d'information). Bien que l'attribut financier demeure important, nos résultats montrent que les médecins généralistes 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 réexaminer les modèles théoriques dans lesquels la rémunération est l'argument quasi-exclusif de la fonction d'utilité du médecin.

Le modèle retenu a également permis de calculer des dispositions à payer marginales pour chaque niveau des attributs envisageables d'un dispositif accompagnant la pratique de prévention. Si la valeur de ces dispositions à payer révèle, notamment, une préférence forte pour un paiement forfaitaire et à l'acte, elle souligne également une préférence marquée pour une formation à la prévention et l'appui d'un guide de pratique, indiquant le bien-fondé de ces outils pour les praticiens.

Le Logit conditionnel utilisé présente certaines limites. Il repose sur une hypothèse forte sur le terme stochastique qui implique notamment de supposer une indépendance des observations issues d'un même répondant. Il suppose que les caractéristiques des répondants sont non déterminantes pour les choix. Dans cette

spécification, seuls les attributs des dispositifs ont un impact sur le niveau d'utilité atteint. Nos résultats devront être enrichis en levant l'hypothèse sur les termes d'erreur et 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. Une éventuelle singularité des médecins installés en zone rurale, surreprésentés parmi les répondants, méritera alors d'être examinée. Plusieurs modèles économétriques peuvent alors être envisagés, notamment 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 généralistes pour des dispositifs incitatifs à l'offre de prévention, elle peut également 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, par conséquent, sur les efforts supplémentaires qui seront nécessaires ou pas au régulateur pour l'implantation d'une telle politique publique. Nos résultats incitent ainsi à inclure une réflexion sur la place de l'adhésion et des préférences des praticiens dans l'analyse des politiques d'amélioration de l'offre de prévention en médecine de ville.

Références

Amaya-Amaya, M., Gerard, V., and M. 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, 13-46.

Ammi, M. et S. 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 ?* Domin, J-P., Maric, M., Delabruyère, S. et Hédoïn, C. eds. Paris : L'Harmattan, 179-91.

Audric, S. 2004. « L'exercice en groupe des médecins libéraux », Drees, *Études et Résultats*, 314: Juin 2004.

Aulagnier, M., Videau, Y., Combes, J-B., Sebbah, R., Paraponaris, A., Verger, P. et 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, 259-68.

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

Bech, M. and D. Gyrd-Hansen. 2005. “Effects Coding in Discrete Choice Experiments”, *Health Economics*, 14:10, 1079-83.

Béjean, S., Peyron, C., and R. Urbinelli. 2007. “Variations in Activity and Practice Patterns: A French Study for GPs.”, *European Journal of Health Economics*, 83, 225-36.

Bourdillon, F., Mosnier, A. et J. Godard. 2008. « Des missions de santé publique pour les médecins généralistes », *Santé Publique*, 20:5, 489-500.

Bourgueil, Y., Le Fur, P., Mousquès, J. et 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 œuvre de la politique de santé publique », *Actualités et Dossiers en Santé Publique*, 50, 60-63.

Bras, P-L. et G. Duhamel. 2008. *Rémunérer les médecins selon leurs performances : les enseignements des expériences étrangères* 65. Inspection Générale des Affaires Sociales : Paris.

Buttet, P. et 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.

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

Dachary-Bernard, J. 2005. « Une évaluation économique du paysage. Une application de la méthode des choix multi-attributs aux Monts d'Arrée », *Économie et Statistique*, 373, 57-74.

Fiebig, D., Louviere, J., and D. Waldman. 2005. “Contemporary Issues in Modelling Discrete Choice Experimental Data in Health Economics”, Working paper, University of New South Wales, 32.

Franc, C. et R. Lesur. 2004. « Systèmes de rémunération des médecins et incitations à la prévention », *Revue Économique*, 55:5, 901-22.

Fréchou, H. et F. Guillaumat-Tailliet. 2008. « Les revenus libéraux des médecins en 2005 et 2006 », Drees, *Études et Résultats*, 643.

Fréchou, H. et F. Guillaumat-Tailliet. 2009. « Les revenus libéraux des médecins en 2006 et 2007 », Drees, *Études et Résultats*, 686.

Gerard, K., Shanahan, M., and F. Louviere. 2008. "Using Discrete Choice Modelling to Investigate Breast Screening Participation", in *Using Discrete Choice Experiments to Value Health and Health Care*. Mandy, R., Gerard, K. and Amaya-Amaya, M. eds: Springer, 117-37.

Grady, K.E., Parr Lemkau, J., Lee, N-R., and C. Caddell. 1997. "Enhancing Mammography Referral in Primary Care", *Preventive Medicine*, 26:6, 791-800.

Greene, W.H. 2005. *Économétrie*. Paris : Pearson Education France.

Grol, R. 2001. "Successes and Failures in the Implementation of Evidence-Based Guidelines for Clinical Practice", *Medical Care*, 39:8, II46-II54.

Groulx, S. 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, N., Mourato, S., and R.E. Wright. 2001. "Choice Modelling Approaches: A Superior Alternative for Environmental Valuation?", *Journal of Economic Surveys*, 15:3, 435-62.

Hensher, D.A. and L.W. Johnson, 1981. *Applied Discrete Choice Modelling*. New York: Wiley.

Hjelmgren, J. and A. Anell. 2007. "Population Preferences and Choice of Primary Care Models: A Discrete Choice Experiment in Sweden", *Health Policy*, 83:2-3, 314-22.

Holmes, T.P. and W.L. Adamowicz. 2003. "Attribute-Based Methods", in *A Primer on Nonmarket Valuation*. Champ, P.A., Boyle, K.J. and Brown, T., eds. Dordrecht, Netherlands: Kluwer Academic Publishers, 171-219.

Hudon, E., Beaulieu, M.D., 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, 11-17.

Jamtvedt, G., Young, J.M., Kristoffersen, D.T., O'Brien, M.A., and A.D. Oxman. 2006. "Audit and Feedback: Effects on Professional Practice and Health Care Outcomes", *Cochrane Database of Systematic Reviews*, 2, 83.

Jourdain-Menninger, D. et M. Lignot-Leloup. 2003. *Comparaisons internationales sur la prévention sanitaire*, Rapport annuel IGAS 2003 003. La Documentation Française : Paris.

- Kane, R.L., Johnson, P.E., Town, R.J., and M. Butler. 2004. "Economic Incentives for Preventive Care", *Evidence Report/Technology Assessment, AHRQ Publication No. 04-E024-2*. Rockville, MD.
- Kjær, T. and D. Gyrd-Hansen. 2008. "Preference Heterogeneity and Choice of Cardiac Rehabilitation Program : Results from a Discrete Choice Experiment", *Health Policy*, 85,124-132.
- Lancaster, K.J. 1966. "A New Approach to Consumer Theory", *Journal of Political Economy*, 74:2, 132-57.
- Lancsar, E. and J. Louviere. 2006. "Deleting 'Irrational' Responses from Discrete Choice Experiments: A Case of Investigating or Imposing Preferences?", *Health Economics*, 15:8, 797-811.
- Le Fur, P., en collaboration avec Bourgueil, Y., et C. Cases. 2009. « Le temps de travail des médecins généralistes : une synthèse des données disponibles », *Questions d'Économie de la Santé*, 144, IRDES.
- McFadden, D. 1974. "Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior", in *Frontiers in Econometrics*. Zarembka, P., ed. New York: Academic Press, 105-42.
- Nguyen, F., Moumjid, N., Bremond, A. et M.O. Carrère. 2008. « Validité théorique de la méthode des choix discrets : le cas du traitement hormonal substitutif de la ménopause », *Journal d'Économie Médicale*, 26:5, 259-68.
- Permain, D., Swanson, J., Kroes, E., and M. Bradley. 1991. *Stated Preference Techniques: A Guide to Practice*. London: Steer Davis Gleave and Hague Consulting Group.
- Pelletier-Fleury, N., Le Vaillant, M., Hebbrecht, G., and P. Boissnault. 2007. "Determinants of Preventive Services in General Practice. A multilevel Approach in Cardiovascular Domain and Vaccination in France", *Health Policy*, 81:2-3, 218-27.
- Rochaix, L. 2004. « Les modes de rémunération des médecins », *Revue d'Économie Financière*, 76, 223-40.
- Rulleau, B. 2008. « Services récréatifs en milieu naturel littoral et évaluation multiattributs de la demande », *École Doctorale de Sciences Économiques, Gestion et Démographie* : 392. Université Montesquieu - Bordeaux 4 : Bordeaux.
- Ryan, M. and K. Gerard. 2003. "Using Discrete Choice Experiments in Health Economics: Moving Forward", in *Advances in Health Economics*. Scott, A., Maynard, A. and Elliot, R., eds: Wiley, 25-40.
- Ryan, M. 2004. "A Comparison of Stated Preference Methods for Estimating Monetary Values", *Health Economics*, 13:3, 291-96.

Ryan, M., Gerard, K., Watson, V., Street, D., and L. Burgess. 2008. "Practical Issues in Conducting a Discrete Choice Experiment", in *Using Discrete Choice Experiments to Value Health and Health Care*. Ryan, M., Gerard, K. and Amaya-Amaya, M. eds: Springer, 73-97.

Ryan, M., Watson, V., and V. Entwistle. 2009. "Rationalising the 'Irrational': a Think Aloud Study of Discrete Choice Experiment Responses", *Health Economics*, 18:3, 321-36.

San Miguel, F., Ryan, M., and M. Amaya-Amaya. 2005. "'Irrational' Stated Preferences: A Quantitative and Qualitative Investigation", *Health Economics*, 14:3, 307-22.

Scott, A. 2001. "Eliciting GPs' Preferences for Pecuniary and Non-Pecuniary Job Characteristics", *Journal of Health Economics*, 20, 329-47.

Scott, A. 2002. "Identifying and Analysing Dominant Preferences in Discrete Choice Experiments: An Application in Health Care", *Journal of Economic Psychology*, 23, 383-98.

Zweifel, P., Rischatsch, M. and A. Brändle. 2009. "GPs' Preferences: What Price Fee-For-Service?", Working Papers, University of Zurich, Socioeconomic Institute, 0910.

Tableau A : *Statistiques descriptives des répondants*

Variables	Échantillon $n = 301$	Valeur moyenne en Bourgogne	Valeur moyenne France entière
Âge (moyenne, étendue)	51,5 ± 8,2 (29-70)	51,3 (1)	51,2 (1)
Genre (effectifs, %)			
Femme	82 (27,3 %)	30 % (3)	31,2 % (2)
Secteur (%)			
Secteur 1	280 (93 %)	87,3 % (1)	89,3 % (1)
Secteur 2	20 (6,6 %)	11,4 % (1)	9,9 % (1)
Non conventionné	1 (0,4 %)		
Zone de pratique (effectifs, %)			
Rural	135 (44,9 %)	33,2 % (4) / 33 % (5)	15,7 % (2)
Type de pratique (effectifs, %)			
Groupe	142 (47,2 %)	39,6 % (5)	44,5 % (2)
Membre d'un réseau (%)	127 (42,2)	39 % (6)	Entre 27 et 44 % (sur 5 des régions françaises) (6)
Actes hebdomadaires (moyenne, étendue)	119 ± 39 (30-300)	102,8 (1)	102,4 (1)

En l'absence de données exhaustives et homogènes sur les omnipraticiens libéraux, les valeurs moyennes en France et en Bourgogne sont issues de différentes sources, mobilisées afin de couvrir les caractéristiques choisies pour décrire notre échantillon.

1. Intégralité des omnipraticiens libéraux – données 2008 - SNIR – sources : Éco-Santé Régions & Départements 2010 – IRDES.
Pour le nombre d'actes hebdomadaires le nombre d'actes annuels a été divisé par 46 semaines (donnée convergente issue de différentes enquêtes sur le temps de travail des médecins).
2. Intégralité des omnipraticiens libéraux – données 2009 – ADELI – source : Les médecins Estimations au 1^{er} janvier 2009 Daniel Sicart, Drees, série statistiques document de travail n° 138 – octobre 2009.
3. Intégralité des omnipraticiens libéraux – données 2009 SNIR - La santé observée en Bourgogne – janvier 2010 – ORS Bourgogne.
4. Intégralité des omnipraticiens libéraux installés en Bourgogne – données 2000 SNIR – « *Comportements et coordination en médecine ambulatoire : analyse théorique et empirique* » – S. Béjean, C. Peyron, R. Urbinelli - Rapport Mire – 2002.
5. Panel de médecins généralistes libéraux – données 2007 - Panel DREES, URML, FNORS - Panel d'observation des pratiques en médecine générale – L'exercice de la médecine générale libérale – Premiers résultats d'un panel dans cinq régions françaises – *Études et Résultats* n° 610, novembre 2007.
6. Panel de médecin généralistes libéraux – données 2007 – Panel DREES, URML, FNORS – Panel d'observation des pratiques en médecine générale – Les médecins généralistes : un réseau professionnel étendu et varié – *Études et Résultats* n° 649, août 2008.