

**ANALYSE DU CONSENTEMENT À PAYER
POUR ÉVITER LES CONSÉQUENCES
D'UN ACCIDENT ROUTIER NON MORTEL
À L'AIDE DE MODÈLES DE DURÉE**

AGÉNOR LAHATTE, SYLVAIN LASSARRE

GARIG

INRETS

ANNE ROZAN

BETA- UNIV. STRASBOURG 1

GSP UMR CEMAGREF-ENGEEES

1. INTRODUCTION

L'analyse des données de consentement à payer (CAP) issues de l'enquête MARC (Mobilité Attitudes Risque Comportements)¹ implique, entre autres,

¹ MARC est une enquête sur les jeunes conducteurs français âgés de 18 à 25 ans, menée conjointement par les unités de recherche GARIG et LPC de l'INRETS (Arcueil, Champs-sur-Marne) et BETA de l'ULP (Strasbourg 1) ; elle est financée par la DSCR (Direction de la Sécurité et de la Circulation Routière, Ministère de l'équipement et du transport), la FFSA (Fédération Française des Sociétés d'Assurances) et l'INRETS. Cette enquête vise une meilleure connaissance des faits accidentels. Une application de la méthode d'évaluation contingente fournit notamment les CAP de jeunes automobilistes pour éviter des dommages non mortels d'un accident routier. Voir DELHOMME et alii (2003) pour des détails sur MARC ; ROZAN et WILLINGER (2003), LAHATTE et ROZAN (2004) pour le volet économique (CAP en particulier).

le traitement de réponses égales à zéro. Il s'agit en fait d'un problème général auquel est confronté tout praticien traitant des données issues d'études contingentes puisque celles-ci enregistrent généralement un nombre non négligeable de valeurs nulles. AMI et DESAIGUES (2000) soulignent les limites des différentes structures économétriques utilisées généralement dans la littérature pour analyser ces données.

Le protocole de la présente enquête d'évaluation place l'interviewé devant les conséquences d'un scénario accidentel et l'amène à imaginer ces dernières comme celles d'un accident qu'il aura à subir dans un futur proche. Puis l'enquêteur demande au conducteur de formuler le montant qu'il serait prêt à payer pour ne pas expérimenter ces conséquences à l'aide de la technique de l'échelle de montants inspirée de DUBOURG et alii (1994). L'échelle, présentée à l'enquêté dans notre étude, comporte le montant « zéro », puisque l'individu peut refuser l'exercice ou ne pas y arriver ou ne pas avoir les moyens de payer. Par ailleurs la personne interviewée peut consentir une somme supérieure à 30 000 €, le montant le plus élevé de l'échelle. L'enquêteur commence par pointer le montant 75 € et demande à l'individu s'il est prêt à payer cette somme. Ensuite il remonte ou il descend l'échelle en fonction de la réponse de l'individu. L'idée est de barrer tous les montants que le répondant est sûr de ne pas payer. Le résultat final sera alors soit un montant exact, soit un intervalle comportant le consentement à payer de l'enquêté².

84 % des 1 347 jeunes interviewés, qui ont répondu correctement au questionnaire contingent de l'enquête, expriment un CAP positif en vue d'une réduction du risque d'accident au volant. Parmi ceux qui refusent de payer pour éviter les conséquences d'un accident (16 %)³, on trouve quelques protestataires et ceux qui ne peuvent pas payer ou évaluer le bien. Le CAP est fixé à zéro pour ces répondants, indépendamment de la raison avancée pour justifier le refus. En fait les valeurs nulles dans le cadre de cette enquête s'avèrent être des variables censurées qui ne sauraient prendre des valeurs négatives, puisque tout conducteur a intérêt à se mobiliser pour atténuer la gravité des conséquences personnelles d'un accident de la route, l'interviewé attache une valeur implicite au bien étudié. Comme dans toute évaluation contingente, le CAP du présent cas reste hypothétique et constitue par conséquent un indicateur flou du vrai montant que le jeune conducteur peut payer.

Par ailleurs, la technique de révélation du CAP retenue dans la partie économique de MARC aboutit à un mixte de valeurs exactes, nulles (220) ou

² Pour une présentation détaillée du questionnaire contingent de MARC et une explication des choix méthodologiques, voir ROZAN et WILLINGER (2003).

³ Cette proportion de refus est très faible par rapport au taux élevé de valeurs nulles obtenu généralement dans l'évaluation contingente (autour de 50 %). Il s'agit d'un résultat intéressant de l'enquête qui souligne la conscience du risque routier chez les jeunes conducteurs et leur désir de contribuer à une amélioration de la sécurité routière.

strictement positives (1002), et de données d'intervalles (125). Il semble donc que les données de CAP de MARC véhiculent plus une information sur la position du conducteur quant aux conséquences personnelles d'un accident de la route non mortel ou de manière plus générale quant à une politique d'amélioration de la sécurité routière qui consisterait à faire bénéficier chaque conducteur d'une réduction de son risque d'accident moyennant une somme d'argent. Évidemment, tout automobiliste est systématiquement exposé au risque d'accident routier et est amené à en subir les conséquences le cas échéant. Dans le cadre de l'enquête MARC, on peut dire que le conducteur choisit entre être dans une situation « sans risque d'accident avec conséquences corporelles » en acceptant de contribuer pour un montant déterminé ou sortir de cet état en refusant le scénario contingent. Malgré l'importance incontestée du problème abordé dans cette enquête, certains sondés affichent clairement une réticence à payer pour ne pas expérimenter les conséquences d'un accident de la route non mortel. Pour chaque contribution possible, chaque interviewé est donc supposé avoir une probabilité de passer de l'état « de moindre risque »/« sans risque d'accident » à un état « à risque ».

L'approche proposée dans cet article consiste à analyser les montants révélés par les conducteurs comme des durées dans un état « sans risque » d'accident aux conséquences plus ou moins graves⁴. Il s'agit notamment d'étudier la persistance des interviewés dans cette situation sans risque et de déceler les éléments qui affectent le choix du conducteur. Une telle représentation du CAP en terme de durée est, à notre connaissance, la première dans le cadre d'analyse de données contingentes et dans le domaine de la sécurité routière. Cette approche présente en outre les modèles de durée comme des structures économétriques appropriées au traitement du problème des valeurs nulles, dans la mesure où le contexte d'étude permet de supposer qu'une valeur nulle n'est pas équivalente à un CAP négatif (variation négative du bien-être) mais à une donnée censurée à droite.

Dans un premier temps, l'article définit le CAP du conducteur dans le contexte d'analyse de durée et présente ses caractéristiques en tant que variable durée. Puis suit une analyse non-paramétrique de la durée CAP par le modèle de KAPLAN-MEIER. Une quatrième partie est consacrée à la présentation de résultats d'estimation paramétrique; le but est de souligner les covariables influençant la durée moyenne, indirectement la probabilité de sortie de l'état « sans risque d'accident » du sujet interviewé. La conclusion fait l'objet de la dernière partie.

⁴ Il est clair que la révélation d'un CAP positif n'élimine pas complètement le risque d'accident pour le conducteur, on suppose ici que sa décision de payer contribuera, par diverses actions possibles, à amoindrir le risque d'accident. Potentiellement on peut donc parler de situation de risque inférieur, voire sans risque.

2. DURÉE ET CONSENTEMENT À PAYER DE L'ENQUÊTE MARC

La variable d'intérêt dans l'analyse statistique de données de durée est une variable positive dont les composantes sont une mesure de la durée dans un état donné, défini par deux événements marquant l'entrée et la sortie de l'état⁵. La durée dans ce contexte est un terme générique correspondant à n'importe quelle variable continue positive. Dans le cas de l'enquête MARC, les CAP, étant positifs ou nuls, se prêtent à une telle interprétation. Tout conducteur, conscient ou pas, encourt le risque d'avoir un accident de la route et d'être confronté à ses conséquences plus ou moins graves.

Il est possible d'utiliser la procédure de révélation de MARC pour nuancer le début de l'analyse pour chaque interviewé, mais on choisit de fixer le début de la période d'observation en 0 pour tout le monde. Le temps de survie (la variable d'analyse) correspond au montant que l'interviewé consent à payer pour éviter les conséquences d'un scénario accidentel ou pour être dans un état « de moindre risque »/« sans risque d'accident ». Le volet économique de l'enquête MARC vise en fait l'évaluation de cinq scénarii, notés A, B, D, E et F, représentant des situations différentes consécutives à un accident de la route non mortel. Les scénarii sont décrits sur la base des critères suivants : type de blessures, durée d'hospitalisation, durée de rééducation, durée de l'arrêt d'activité, effets sur l'état intellectuel, effets sur la mobilité, effets sur l'esthétique. Chaque conducteur interviewé donne une évaluation monétaire pour un seul de ces scénarii choisi de façon aléatoire (Cf. ROZAN et WILLINGER (2003), LAHATTE et ROZAN (2004 ; 2006) pour des détails).

Le questionnaire contingent de MARC permet d'identifier dans l'échantillon d'étude 3 cas de figures à partir du montant 75 € avec lequel l'enquêteur enclenche le processus de révélation du CAP. D'abord, le sujet accepte de contribuer en révélant un montant exact $F \leq 75$ ou un intervalle $[b_i, b_s]$ avec $b_s < 75$. Dans ce cas l'agent interviewé estime que le montant de départ est trop élevé, il fournit alors un CAP traduisant la gravité des conséquences selon lui. Lorsque l'enquêté consent à participer avec $F \geq 75$ ou un intervalle $[b_i, b_s]$ avec $b_i > 75$, il est évidemment sensibilisé par rapport au risque encouru mais il rejette le montant de départ et révèle un autre montant ou un intervalle qui exprime une plus forte pénibilité des conséquences. Le dernier cas est celui où l'individu affiche un comportement mitigé par rapport aux cas précédents en proposant un intervalle $[b_i, b_s]$ avec $b_i < 75$ et $b_s > 75$. Dans toutes ces situations les intervalles sont fixés à $[0, F]$ quel que soit le montant exact

⁵ L'analyse de durée est un domaine de la statistique qui étudie l'occurrence d'un événement au cours du temps, ses origines historiques remontent au XVIIème siècle. Le XXème siècle a toutefois favorisé le développement de cette technique grâce aux nombreux champs qui s'ouvrent au traitement de données interprétables comme des durées. Les modèles de durée sont notamment utilisés en démographie, médecine, actuariat, fiabilité, épidémiologie, biostatistique, économie. Le lecteur intéressé peut trouver un exposé de ces modèles et de leurs applications dans de nombreux ouvrages ou articles, dont KALBFLEISCH et PRENTICE (2002), THERNEAU et GRAMBSCH (2000), DROESBEKE et alii (1989), MILLER JR (1981).

révélé et $[0, (b_i + b_s)/2]$ pour un intervalle donné. Le Tableau 1 présente quelques statistiques descriptives pour les différentes situations considérées⁶ et souligne entre autres, en termes monétaires, l'ordre de gravité effective dans la description des scénarii accidentels. Bien que chacun des sondés n'évalue financièrement qu'un seul des 5 scénarii, on trouve un CAP moyen qui est d'autant plus élevé que les conséquences sont graves. En ce qui concerne la proportion de refus, elle est différente du taux (16 %) de l'échantillon entier pour les scénarii B et D uniquement (LAHATTE et ROZAN, 2006).

Tableau 1 : CAP moyen par scénario (€)

Scénario	Effectif	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
D	280	467,10	1 347,40	0	18 500
A	268	629,03	1 406,42	0	10 000
B	294	673,04	1 224,66	0	10 000
F	241	940,37	2 474,16	0	30 000
E	264	1 463,49	2 850,24	0	15 000

La loi d'une variable aléatoire interprétée en terme de durée est identifiée entre autres par les fonctions de survie et de hasard. Ces dernières constituent les principaux éléments caractéristiques de la loi d'une durée. Soit Y une variable durée, la fonction de survie est définie par

$$S(t) = P(Y > t) = 1 - F(t) = \int_t^{+\infty} f(t)dt \quad (1)$$

avec $t \in \mathbb{R}^+$, $F(t)$ et $f(t)$ la fonction de répartition et la densité de Y . $S(t)$ représente, dans notre cas, la probabilité qu'un conducteur interviewé consente à payer un montant supérieur à t ou le taux de survie dans l'état sans « risque d'accident de la route ».

La fonction de hasard définie par

$$h(t) = \frac{f(t)}{S(t)} \quad (2)$$

correspond au taux instantané de sortie de l'état donné. Cette fonction de risque désigne ici le taux de sortie de la situation de non exposition au risque d'accident avec conséquences personnelles plus ou moins graves ou le taux de conducteurs refusant de payer un montant légèrement supérieur à t pour ne pas expérimenter les conséquences d'un scénario accidentel. La fonction de hasard donne donc une mesure de propension au refus de payer en fonction du montant.

L'estimation de la distribution d'une variable de durée revient à estimer $h(t)$ ou $S(t)$; dans un contexte non paramétrique, cette estimation fonctionnelle ne tient compte que du lien existant entre la probabilité de sortie de l'état actuel

⁶ La programmation de l'attribution du scénario à évaluer dans le déroulement de l'enquête a donné lieu à des tailles différentes pour les sous-échantillons. Dans le Tableau 1 le calcul du CAP moyen par scénario est basé sur une variable attribuant arbitrairement le milieu d'intervalle aux répondants concernés.

et la durée mais présente l'avantage de ne pas requérir la spécification d'une loi de probabilité pour les durées. L'estimation de l'impact potentiel de variables exogènes sur la fonction de hasard et la fonction de survie se fait par des approches paramétrique ou semi-paramétrique en maximisant la vraisemblance de l'échantillon étudié.

3. APPROCHE NON PARAMÉTRIQUE DU CONSENTEMENT À PAYER

Nous recourons ici à la méthode de Kaplan-Meier pour estimer, pour l'ensemble des interviewés à chaque période, le taux de survie dans l'état sans risque d'accident avec conséquences plus ou moins graves. Ceci est réalisé indépendamment du scénario que l'individu évalue. Cette analyse non-paramétrique permet d'appréhender les caractéristiques de notre variable durée, sans tenir compte des facteurs observables entre les conducteurs. L'estimateur de Kaplan-Meier de la fonction de survie en t dans notre cas de données censurées se conjugue par :

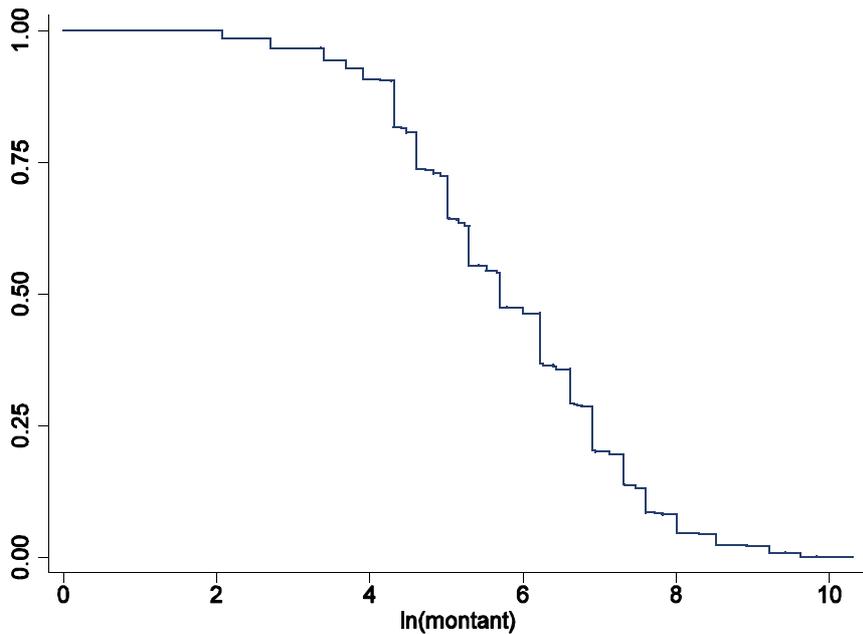
$$\hat{S}(t) = \prod_{t_i < t} \left(1 - \frac{d_i}{R_i}\right) \quad (3)$$

où d_i représente le nombre de sorties (défaillances) à chaque date t_i , c'est-à-dire le nombre d'interviewés désirant contribuer pour le montant t_i ; R_i définit l'ensemble de sujets à risque en t_i c'est-à-dire le nombre de sujets présents (ni défaillants, ni censurés) avant t_i , R_i correspond donc au nombre d'enquêtés n'ayant pas exprimé un souhait avant le montant t_i .

Le rapport entre le nombre d'interviewés acceptant de payer le montant t_i et le nombre d'enquêtés à risque en t_i , d_i/R_i , n'est rien d'autre que l'estimateur de Kaplan-Meier pour $h(t_i)$, la probabilité qu'un individu interviewé sorte de l'état sans risque au montant t_i sachant qu'il consent à contribuer pour un montant inférieur.

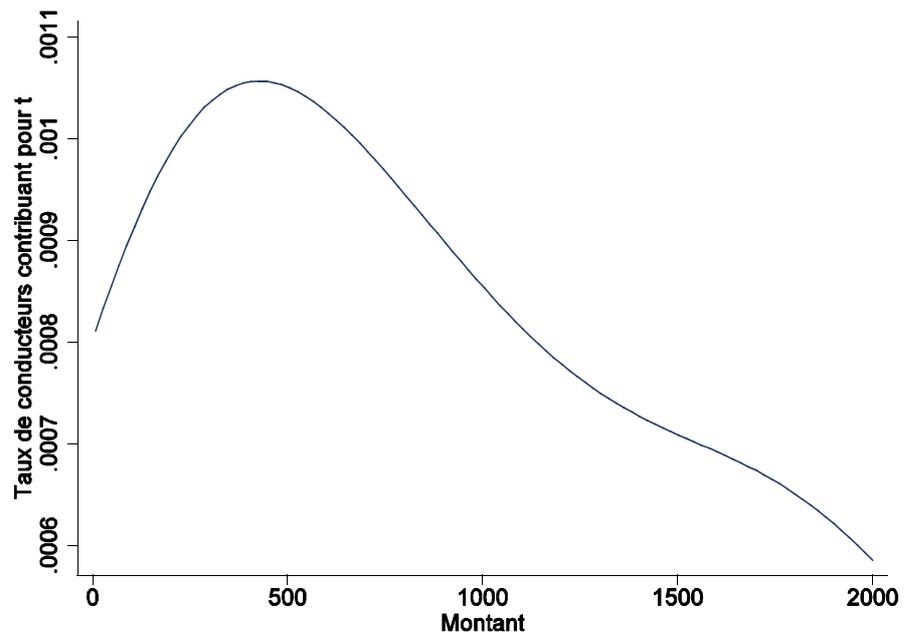
Pour présenter la loi de notre durée CAP, nous rapportons ici sur la Figure 1 la courbe de survie des conducteurs de MARC. Nous choisissons de porter en abscisse le logarithme du CAP pour avoir une représentation graphique moins compacte de la survie, notamment au niveau des montants faibles révélés. Cette représentation graphique repose sur le fait que les CAP positifs sont strictement supérieurs à 1. La probabilité de contribution au delà d'un certain montant t et donc de persistance dans la situation « sans risque d'accident routier non mortel » est décroissante avec le montant. Cette baisse est relativement faible sur les premières périodes (entre 0 et 75), alors que la diminution devient plus prononcée sur des montants intermédiaires (de 75 à 1000) ; la probabilité cumulée de persistance dans la situation « sans risque d'accident » diminue fortement avec des montants supérieurs pour devenir quasiment nulle avec des montants très élevés.

Figure 1 : Estimation Kaplan-Meier de la survie pour l'échantillon entier



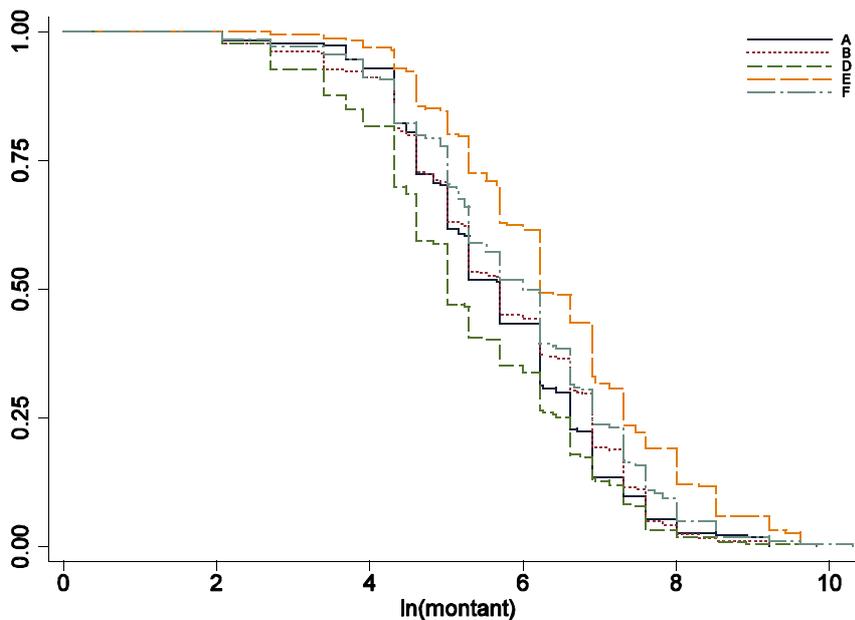
Le modèle de Kaplan-Meier souligne une contribution globale des conducteurs autour de montants peu élevés : plus de 71 % des conducteurs expriment leur désir de payer un montant inférieur à 1 000 € alors que seulement 9 % environ souhaitent payer un prix nettement supérieur à 2 000 €. L'estimation Kaplan-Meier de la survie traduit aussi l'idée que tout conducteur convaincu de l'importance d'agir pour se préserver contre toutes conséquences d'un potentiel accident de la route non mortel devrait accepter de contribuer. Ceci pourrait laisser supposer l'existence d'une probabilité conditionnelle de sortie de l'état « sans risque d'accident » croissante avec le montant t . La Figure 2, limitée aux valeurs inférieures à 2000 pour des raisons de clarté, révèle pourtant un taux d'acceptation de payer, sachant qu'aucune contribution n'a lieu au préalable, qui augmente puis diminue avec le montant. Cette fluctuation du taux de hasard des conducteurs, vérifiable sur toute l'échelle des durées, souligne le fait que les interviewés refusent de contribuer à des périodes différentes de façon non monotone. Ceci révèle l'existence probable de différences au sein de l'échantillon considéré qui seraient dues aux caractéristiques individuelles et au fait que les interviewés n'évaluent pas tous le même scénario.

Figure 2 : Estimation du hasard



Le test de rang de Wilcoxon est utilisé pour comparer les durées selon le scénario évalué. L'estimateur de Kaplan-Meier de la probabilité de persistance dans l'état sans risque par groupe d'enquêtés selon les scénarii est présenté dans la Figure 3. La statistique de test ($\chi^2(4)=67.18$, $\text{Pr}>\chi^2=0$) conduit au rejet de l'hypothèse nulle de fonctions de survie identiques pour les cinq sous-échantillons de montants associés aux cinq scénarii considérés dans l'enquête MARC. Cette analyse du taux de survie des conducteurs sur des échantillons stratifiés souligne des effets discriminants du scénario évalué. Les cinq courbes suivent la même évolution que celle de la courbe de survie associée à l'échantillon entier mais se distinguent pour faire ressortir le classement selon la pénibilité des conséquences des scénarii relevé dans LAHATTE et alii (2006). En effet les courbes associées aux scénarii E et F, dont les conséquences accidentelles se révèlent les plus graves pour les conducteurs, dominant généralement les courbes relatives aux autres scénarii. On note par ailleurs que les montants élevés concernent uniquement ces deux scénarii alors que les individus confrontés à l'évaluation du scénario A ou du scénario B ou du scénario D préfèrent contribuer pour des montants moins importants.

Figure 3 : Estimation Kaplan-Meier de la survie par scénario



4. MODÈLE DE COX - MODÈLE LOG-NORMAL

Pour prendre en considération l'influence potentielle des caractéristiques des interviewés et la spécificité de chaque scénario nous poursuivons notre analyse de la durée CAP par un modèle de Cox stratifié et une régression log-normale.

Le modèle de Cox permet d'exprimer le risque instantané de survenue de l'évènement d'intérêt en fonction du montant et de covariables pouvant influencer les fonctions caractéristiques de la durée CAP⁷. Une particularité de cette approche semi-paramétrique est que la probabilité instantanée de sortie d'un état est influencée de la même manière par les variables exogènes indépendamment de la durée. La fonction de hasard du modèle à hasard proportionnel de Cox s'écrit généralement

$$h(t) = h_0(t) \exp(X\beta) \quad (4)$$

où $h_0(t)$ est le hasard de base pour lequel aucune spécification n'est postulée, X une matrice de covariables et $\beta \in \mathcal{R}^p$ un vecteur de paramètres inconnus.

Dans la présente étude, cette spécification suppose que pour tout montant strictement positif de l'échelle utilisée dans la partie économique de MARC chaque conducteur a a priori une probabilité de sortir de l'état « sans risque d'accident routier », c'est-à-dire qu'indépendamment de ses caractéristiques

⁷ Ce modèle a été introduit par David Cox en 1972.

socio-économiques l'interviewé peut accepter de contribuer à un montant quelconque et y a intérêt puisque ce choix lui permettra de ne pas subir les conséquences personnelles d'un accident de la route.

Nous postulons par ailleurs que, pour un montant donné, le hasard de base est propre à chaque groupe identifié par le sous-échantillon correspondant à un scénario. Il s'agit d'un moyen de prendre en compte les particularités de chaque scénario dans l'estimation de la durée CAP. L'influence des caractéristiques individuelles viendra nuancer la probabilité de sortie de la situation sans risque d'accident. L'effet des covariables est décelé en estimant le vecteur de paramètres β par la méthode du maximum de vraisemblance. Chaque paramètre β_k estimé donne une approximation du changement du taux de hasard induit par une modification d'une unité de la covariable x_k correspondante; un coefficient positif en particulier traduit l'existence d'un effet positif sur la probabilité de sortie d'un état ou d'une influence négative sur la durée. L'estimation semi-paramétrique de β consiste à maximiser la fonction log-vraisemblance partielle⁸

$$L = \sum_{j=1}^D \left[\sum_{k \in D_j} x_k \beta - d_j \ln \left\{ \sum_{i \in R_j} \exp(x_i \beta) \right\} \right] \quad (5)$$

où j indice les montants de défaillances (montants de contribution) ordonnés ($t_1 < t_2 < \dots < t_D$), d_j est le nombre de sujets défaillants à la durée (ou nombre de conducteurs désirant contribuer au montant) t_j , D_j est l'ensemble de ces d_j observations défaillantes et R_j correspond à l'ensemble des individus à risque en t_j .

Compte tenu de la forme du hasard des conducteurs (Cf. Figure 2), il paraît raisonnable d'utiliser une loi non monotone dans une approche paramétrique de la durée CAP. Comme pour tout modèle du système AFT (*Accelerated Failure-Time*)⁹, la structure log-normale retenue ici est définie par

$$\ln(t) = X\beta + \varepsilon \quad (6)$$

où ε est un terme d'erreurs de distribution normale. Un intérêt du choix de cette structure paramétrique est qu'elle permet d'appréhender directement l'effet des covariables sur la durée moyenne. Chaque paramètre β_k donne une idée de l'effet sur le CAP induit par un changement dans la covariable x_k correspondante ; un coefficient positif en particulier traduit une persistance dans la situation sans risque (effet positif sur le CAP) et donc une influence

⁸ Voir par exemple DROESBEKE et alii (1989) et KALBFLEISCH et PRENTICE (2002) pour des détails sur la vraisemblance retenue pour estimer β .

⁹ Voir par exemple KALBFLEISCH et PRENTICE (2002) pour une présentation de ces modèles de durée paramétriques.

négative sur la probabilité de sortie de cet état. Cette spécification suppose que les covariables influent sur le montant révélé en accélérant ou en retardant la sortie.

L'estimation de β consiste à maximiser la fonction log-vraisemblance définie par¹⁰

$$L = \sum_{i=1}^n [\delta_i \ln f(t_i, \beta) + (1 - \delta_i) \ln S(t_i, \beta)] \quad (7)$$

où δ_i est une variable de censure prenant la valeur 0 si le CAP est nul et 1 si contribution, t_i correspond au montant révélé par le conducteur.

Nous cherchons à déceler l'influence potentielle de deux types de covariables. D'une part, nous considérons dans la régression certaines caractéristiques socio-économiques de l'interviewé, telles le sexe, l'âge, le fait de vivre en couple (marié ou pacsé) avec enfants, le niveau du revenu. D'autre part, nous introduisons des facteurs descriptifs de l'« individu conducteur », tels être propriétaire souscripteur du contrat d'assurance de la voiture, le nombre de kilomètres parcourus en moyenne sur les 12 derniers mois précédant l'interview, le fait d'utiliser des voitures différentes pour les déplacements, le nombre de points sur le permis, le fait d'avoir eu un accident sur la période de 12 mois précédant l'enquête et d'avoir été déclaré responsable de l'accident, avoir été blessé dans un accident, avoir des proches ayant eu un accident grave.

En outre pour tenir compte de la spécificité de chaque scénario évalué dans le modèle log-normal, nous intégrons des indicatrices de scénarii croisées avec les notes qui sont affectées à ces derniers par les conducteurs et qui hiérarchisent les scénarii en fonction de la pénibilité des conséquences. Cette considération revient à supposer que le conducteur a une partie de sa contribution qui est exogène par rapport à ses caractéristiques socio-économiques et dépendant uniquement de la gravité des conséquences ; autrement dit le risque décrit dans le scénario justifie une contribution pour un montant indépendamment des facteurs individuels. Il s'agit là aussi d'un moyen de procéder à une estimation stratifiée dans l'approche log-normale, l'impact des covariables venant ensuite nuancer le CAP moyen final.

Il n'est pas possible de comparer directement les coefficients estimés du modèle de Cox et ceux du modèle log-normal, mais on peut comparer le signe de l'impact de chaque variable sur le montant révélé. Un coefficient positif (resp. négatif) dans le modèle à hasard proportionnel augmente (resp. diminue) le taux de hasard et donc réduit (resp. augmente) le CAP, alors que, dans la structure log-normal, une variable avec un coefficient positif (resp. négatif) s'interprète comme un facteur influençant à la hausse (resp. à la baisse) le montant. Les résultats d'estimation, présentés dans le Tableau 2,

¹⁰ Voir par exemple DROESBEKE et alii (1989), KALBFLEISCH et PRENTICE (2002) pour une explicitation de la fonction de vraisemblance retenue dans ce contexte d'analyse.

montrent que les variables significatives dans le modèle de Cox et le modèle log-normal sont les mêmes et dégagent des informations cohérentes avec les conclusions présentées dans LAHATTE et alii (2006).

Tableau 2 : Résultats d'estimation (N = 1347)

Variables	Cox		Log-normal	
	Coefficient	t	Coefficient	t
Constante			4,839**	27,270
Homme	-,069	-1,240	,071	,800
Age 18-21	,179**	2,810	-,253**	-2,670
Marié ou pacsé avec enfants	,356**	3,570	-,498**	-3,400
Revenu mensuel de 100 € à moins de 300 €	-,223*	-2,310	,245	1,780
Revenu mensuel de 300 € à moins de 750 €	-,544**	-5,910	,674**	5,060
Revenu mensuel de 750 € à moins de 1350 €	-,691**	-7,490	,797**	5,880
Revenu mensuel de 1350 € à moins de 1800 €	-,711**	-5,77	,760**	4,120
Revenu mensuel de 1800 € à moins de 2300 €	-,845**	-6,300	,974**	4,980
+2300 €	-1,170**	-7,420	1,599**	6,440
Propriétaire souscripteur du contrat d'assurance	,217**	3,630	-,371**	-4,080
+10 000 Km parcourus sur les 12 derniers mois	-,017	-,280	,024	,260
Voitures différentes pour parcourir au moins 100 Km sur les 12 derniers mois	-,050	-,920	,132	1,560
Nombre de points sur le permis < 12	-,035	-,370	,031	,210
Accidents au cours des 3 dernières années	-,067	-1,020	,032	,320
Resp. d'un accident sur les 12 derniers mois	,143	1,010	-,074	-,400
Blessé dans un accident	-,098	-1,260	,137	1,090
Proches ayant eu un accident grave	-,064	-1,170	,076	,900
Responsable (version questionnaire)	-,021	-,380	,072	,880
Note A			,030*	2,460
Note B			,036**	3,050
Note D			,010	,560
Note E			,068**	7,520
Note F			,049**	4,210
Log vraisemblance	-5 057	,561	-1 957	,821
Wald χ^2		152,37		206,91
Prévision CAP moyen (écart-type)				
Scénario D			629,564	(288,552)
Scénario A			811,884	(388,446)
Scénario B			828,724	(397,214)
Scénario F			1100,433	(666,611)
Scénario E			1713,134	(858,276)

* et ** dénotent respectivement une significativité aux seuils de 5% et 1%.

Les coefficients des indicatrices de catégories de revenus sont significativement positifs dans le cas log-normal. Il apparaît notamment que plus un individu est riche, plus il souhaite payer un montant plus important pour ne pas expérimenter certaines conséquences d'un accident de la route. Ce résultat est tout à fait cohérent avec les arguments avancés par les interviewés pour justifier le CAP révélé.

D'autres covariables présentant des coefficients significatifs sont l'âge, le fait d'être marié ou pacsé avec enfant(s) et le fait d'être propriétaire souscripteur du contrat d'assurance de la voiture. L'effet négatif significatif de la variable

« Age 18-21 » souligne que les contributions des plus jeunes portent sur des montants plus faibles par rapport aux moins jeunes ; ceci peut correspondre à une différence de perception du risque qui serait moindre chez les plus jeunes des jeunes conducteurs. La variable « propriétaire souscripteur du contrat d'assurance » qui n'est pas significative dans LAHATTE et alii (2006) a un impact négatif significatif ici sur le CAP ; ce résultat conforte l'idée d'un refus d'une contrainte financière supplémentaire exprimée par l'effet négatif de la variable « vivre en couple avec enfant(s) ». A l'exception de ce facteur « propriétaire souscripteur », toutes les autres caractéristiques de l'« individu conducteur » n'influencent pas le choix de l'automobiliste.

Les résultats d'estimation du modèle de Cox stratifié ne permettent pas de vérifier de façon explicite l'ordre de pénibilité des scénarii (du moins grave en termes de conséquences au plus grave) D-A-B-F-E révélée par les interviewés de MARC (LAHATTE et alii, 2006). Toutefois les coefficients des notes dans le cadre du modèle log-normal croissent avec la pénibilité du scénario, ce qui implique le respect de ce classement. Ce résultat, avec la constante significative du modèle log-normal, dénote l'existence d'une contribution indépendante des caractéristiques individuelles et différente d'un scénario à l'autre. L'effet non significatif des notes attribuées au scénario D souligne toutefois une tendance des conducteurs qui consisterait à payer moins pour éviter un accident peu lourd en conséquences personnelles, ce qui, d'une certaine façon, confirme l'idée d'un pouvoir de persuasion des images choquantes dans le domaine de la prévention routière. Le Tableau 2 rapporte aussi les CAP moyens des scénarii découlant de l'estimation du modèle log-normal ; ils sont calculés en intégrant la fonction de survie. Ces valeurs monétaires moyennes sont un peu plus élevées que celles présentées dans LAHATTE et alii (2006) puisque les données d'intervalle sont traitées différemment ici. Nous retrouvons toutefois l'ordre de gravité des scénarii au niveau de ces grandeurs : plus les conséquences d'un scénario sont pénibles pour les sondés, plus ces derniers veulent payer pour les éviter.

5. CONCLUSION

Le fait de déclarer un montant pour réduire les conséquences d'un accident fait sens pour l'ensemble des jeunes conducteurs, y compris pour ceux qui refusent de contribuer. Le recours aux modèles économétriques de durée dans l'analyse des consentements à payer de l'enquête MARC souligne l'applicabilité de l'approche de durée à des données de l'évaluation contingente. Cette approche permet en particulier un traitement des valeurs nulles approprié au contexte d'étude. Les conducteurs de notre échantillon d'étude, qui acceptent de contribuer pour agir contre le risque d'accident routier non mortel, ont une probabilité de survie dans l'état sans risque d'accident décroissante avec le montant. L'estimation de la survie des conducteurs par scénario évalué met par ailleurs en évidence l'existence de montants différents pour les scénarii considérés. Notamment, les automobilistes qui évaluent les scénarii

les plus pénibles en termes de conséquences sont prêts à payer plus, l'importance du risque encouru retarde ou favorise donc la sortie de la situation sans risque. L'écart dans l'échelle des conséquences en termes de montant va approximativement de 1 pour les moins graves à 3 pour les plus graves. Par ailleurs les facteurs explicatifs significatifs du montant sont les niveaux de revenus qui exercent une influence positive sur le CAP ; être plus jeune (18-21 ans), être marié ou pacsé avec enfant(s) et être propriétaire souscripteur du contrat d'assurance de la voiture influent négativement sur le CAP pour des raisons attribuables à des modifications de perception du risque qui demandent à être explorées.

RÉFÉRENCES

- AMI D., DESAIGUES B. (2000) Le traitement des réponses égales à zéro dans l'évaluation contingente. **Économie et Prévision**, n° 143-144, pp. 227-236.
- COX D. R. (1972) Regression Models and Life Tables (with discussion). **Journal of the Royal Statistical Society, Series B**, Vol. 34, pp. 187-220.
- DELHOMME P., LASSARRE S., COQUELET C., HOYAU P.A., ROZAN A., WILLINGER M. (2003) Enquête sur la mobilité, le risque, les attitudes et les comportements des jeunes conducteurs. Arcueil, INRETS, Rapport intermédiaire convention DSCR (CNSR)-INRETS n° 02 – 70013, fiche n° 2.
- DROESBEKE J. J., FICHET B., TASSI P. (1989) **Analyse statistique des durées de vie. Modélisation des données censurées**. Paris, Economica.
- DUBOURG W.R., JONES-LEE M.W., LOOMES G. (1994) Imprecise Preferences and the WTP-WTA Disparity. **Journal of Risk and Uncertainty**, Vol. 9, n° 2, pp. 115-133.
- KALBFLEISCH J.D., PRENTICE R.L. (2002) **The Statistical Analysis of Failure Time Data**. New York, John Wiley & Sons (2nd ed.).
- LAHATTE, A., LASSARRE, S., ROZAN A. (2006) **Évaluation économique des conséquences d'un accident de la route non mortel**. Mimeo.
- LAHATTE A., ROZAN A. (2004) **Première exploitation de la vague 1 de l'enquête MARC - Volume 2 : consentement à payer et gravité de l'accident**. Arcueil (Rapport intermédiaire n° 2 Convention DSCR/INRETS n°02-70013 fiche n° 2).
- MILLER JR R.G. (1981) **Survival Analysis**. New-York, John Willey & Sons.
- ROZAN, A., WILLINGER M. (2003) **Partie économique du questionnaire d'enquête**. Arcueil, INRETS, Rapport intermédiaire convention DSCR/ INRETS n°00/010/ T-étude n° 7.
- THERNEAU T.M., GRAMBSCH P.M. (2000) **Modeling Survival Data: Extending the Cox Model**. New York, Springer.