



Influence de la vitesse de déplacement sur le risque d'accident corporel : une étude cas-témoins

Thierry Brenac, Christophe Perrin, Bastien Canu, Joël Magnin, Adrien Canu

Ce texte est une version française de l'article « Influence of travelling speed on the risk of injury accident: a matched case-control study », publié en 2015 par les mêmes auteurs dans *Periodica Polytechnica – Transportation Engineering* (vol. 43, n° 3, p. 129-137) sous licence Creative Commons Attribution (CC-BY), et accessible à l'adresse : www.pp.bme.hu/tr/article/view/7520. This paper is a French version of the article "Influence of travelling speed on the risk of injury accident: a matched case-control study", published by the same authors in 2015 in *Periodica Polytechnica – Transportation Engineering* (Vol. 43, No. 3, pp. 129-137) under a Creative Commons Attribution license (CC-BY), and available at: www.pp.bme.hu/tr/article/view/7520.

Résumé : Cette étude cas-témoins avec appariement traite de l'effet de la vitesse individuelle de déplacement sur le risque d'implication dans un accident de la route. Les cas sont des voitures impliquées dans des accidents corporels traités dans le cadre d'un programme d'étude détaillée d'accidents. Les témoins appariés sont des voitures franchissant le même site routier que la voiture impliquée dans l'accident, dans les mêmes conditions mais sans être impliquées dans un accident. Seules des conditions de météorologie normale, de jour, et de trafic fluide ont été retenues. En tout, 52 cas et 817 témoins ont été utilisés. Les vitesses ont été obtenues à partir de reconstructions cinématiques pour les voitures impliquées dans les accidents, et en utilisant un pistolet radar pour les voitures témoins. Les résultats mettent en évidence une relation positive significative entre la vitesse individuelle de déplacement et le risque d'accident corporel. Cette recherche a cependant certaines limites, liées au nombre relativement faible de cas et aux données utilisées (les reconstructions cinématiques impliquent toujours une part d'interprétation).

Mots-clés : vitesse, accident de la circulation, étude détaillée d'accident, étude cas-témoin, régression logistique conditionnelle

Abstract: For an English abstract, the reader is invited to refer to the original paper published in English by the same authors in the journal *Periodica Polytechnica – Transportation Engineering* 43(3), 129-137 (www.pp.bme.hu/tr/article/view/7520).

Keywords: speed, road accident, in-depth accident investigation, case-control study, conditional logistic regression.

1. Introduction

L'influence de la vitesse moyenne de la circulation routière sur le risque d'accident a été largement étudiée, principalement au moyen d'évaluations avant-après des effets de la modification ou de l'instauration de limites de vitesse (voir en particulier les méta-analyses d'Elvik, 2009, 2013a). Sommairement, dans ces travaux, il apparaît que le risque d'accident varie comme une fonction puissance de la vitesse moyenne du trafic : si la vitesse moyenne passe de V_1 à V_2 , alors le risque est multiplié par un facteur $(V_2 / V_1)^b$, où b est un exposant généralement compris entre 1 et 4. Cette relation est connue sous le nom de modèle puissance ou modèle de Nilsson, en référence à la contribution initiale de cet auteur dans ce domaine (Nilsson, 1982, Cameron et Elvik, 2010).

D'autres auteurs, se plaçant plutôt dans une perspective psycho-sociale (Fildes *et al.*, 1991 ; Quimby *et al.*, 1999), ont mis en évidence des corrélations entre le niveau général de

fréquence d'accidents chez des conducteurs, tel qu'il ressort de leurs déclarations concernant leurs accidents passés, et leur comportement général de vitesse, estimé à partir de mesures en bord de voie.

Mais on sait peu de choses de l'influence de la vitesse individuelle d'un conducteur, à un moment et à un endroit donnés, sur son risque d'être impliqué dans un accident de la route dans ces conditions. Il s'agit là d'une question différente, et seules quelques rares études ont traité de ce sujet. Un lien bien établi entre les choix ponctuels de vitesse des individus et le risque d'accident serait utile, par exemple à des fins de formation des conducteurs, et des travaux de recherche sur ce point sont donc encore nécessaires. Cet article présente une contribution sur ce sujet, utilisant une méthode d'analyse cas-témoins avec appariement. Il s'appuie sur un échantillon de 52 véhicules impliqués dans des accidents (les véhicules « cas »), traités dans le cadre d'un programme d'étude détaillée d'accidents, et de 817 véhicules témoins, individuellement appariés aux cas et franchissant les mêmes sites routiers dans les mêmes conditions.

2. Recherches antérieures

Jusqu'aux années 1990, les rares études qui ont traité de ce sujet utilisaient une méthode cas-témoins sans appariement : elles comparaient globalement les vitesses – juste avant l'accident – d'un échantillon de véhicules impliqués dans des accidents (échantillon de cas) et les vitesses d'un échantillon de véhicules non impliqués dans des accidents et circulant sur le même réseau routier (échantillon témoin) (Solomon, 1964; Cirillo, 1968; Harkey *et al.*, 1990). Les résultats prenaient la forme de relations en U entre vitesse et risque, mettant en évidence un risque d'accident accru pour les vitesses supérieures à la moyenne, comme pour les vitesses inférieures à la moyenne. Cependant, il est possible que le risque accru aux vitesses inférieures ait été un artefact résultant d'importantes faiblesses méthodologiques de ces premières études, comme suggéré par d'autres auteurs (Davis *et al.*, 2006; Hauer, 2009). Premièrement, les vitesses des véhicules impliqués dans les accidents étaient généralement déduites des rapports de police, où les vitesses sont déclarées à la police par les conducteurs impliqués (Solomon, 1964; Cirillo, 1968; Harkey *et al.*, 1990). Comme Kloeden *et al.* (2001) l'ont relevé, cela peut conduire à sous-estimer les vitesses des véhicules impliqués dans les accidents et à biaiser sévèrement les résultats. Secondement, aucune de ces études n'utilisait de véhicules témoins individuellement appariés à chaque « véhicule cas ». De ce fait, il n'était pas possible d'être certain que les véhicules impliqués dans les accidents et les véhicules témoins circulaient dans des conditions comparables. Le lecteur trouvera des discussions détaillées de ces premières études dans les publications de Kloeden *et al.* (2001) et Davis *et al.* (2006).

Les recherches plus récentes paraissent plus robustes (Moore *et al.*, 1995; Kloeden *et al.*, 1997, 2001, 2002; Davis *et al.*, 2006). Ces travaux ont utilisé des techniques de reconstruction d'accidents fournissant des estimations plus fiables des vitesses pour les véhicules impliqués dans les accidents, et ils ont eu recours à des méthodes cas-témoins avec appariement. Plusieurs véhicules témoins sont ainsi appariés à chaque « véhicule cas » (véhicule impliqué dans un accident) : des véhicules passant sur le même site, dans la même direction et dans les mêmes conditions que le véhicule cas sont sélectionnés comme témoins et leur vitesse est mesurée par un pistolet radar. Les études rapportées par Moore *et al.* (1995) et Kloeden *et al.* (1997) ont porté sur des accidents corporels dans l'aire métropolitaine d'Adélaïde, en Australie du sud (État de South Australia). Les mêmes données ont ensuite été ré-analysées par Kloeden *et al.* (2002). Une autre étude publiée par Kloeden *et al.* (2001) a porté sur des accidents corporels survenus sur des routes non urbaines en Australie du sud (avec des limitations de vitesses à 80 km/h ou davantage). Des analyses plus spécifiques ont été publiées par Davis *et al.* (2006) : portant uniquement sur des accidents graves de sortie de chaussée, elles ont été appliquées à un échantillon limité de cas repris de Kloeden *et al.*

(1997) et à un échantillon d'accidents mortels de sortie de chaussée survenus dans le Minnesota (USA).

Aucune de ces études plus récentes n'a mis en évidence un risque accru aux faibles vitesses. Toutes suggèrent un effet marqué de la vitesse de déplacement sur le risque d'accident. Par exemple, selon Kloeden *et al.* (2001), le risque relatif pour une vitesse donnée V (par rapport à la vitesse moyenne V_m) peut être décrit par un modèle exponentiel-quadratique :

$$RR = \exp(0,07039(V - V_m) + 0,0008617(V - V_m)^2) \quad (1)$$

pour des vitesses variant entre -10 km/h et $+30$ km/h autour de la vitesse moyenne V_m . Selon ce modèle, pour un accroissement de vitesse de 10 km/h, par exemple, le risque augmenterait d'un facteur $2,2$.

Globalement, mis à part les éléments rapportés par Davis *et al.* (2006), qui portent sur un type d'accident particulier, des résultats robustes sur la relation entre la vitesse individuelle ponctuelle et le risque d'accident ont été principalement obtenus dans le contexte de l'État de South Australia. D'autres études sur ce sujet restent donc nécessaires, de façon à étudier cette relation dans d'autres contextes.

3. Méthode

3.1. Données

Nous avons utilisé une méthode d'analyse cas-témoins avec appariement, où les témoins sont individuellement appariés à chaque cas. Les cas étaient des voitures impliquées dans des accidents corporels traités dans le cadre du programme de l'Étude détaillée d'accidents (EDA) conduit par l'Institut français des sciences et technologies des transports, de l'aménagement et des réseaux (IFSTTAR) dans la région de Salon de Provence (dans le sud de la France), pour les années 2003 à 2012. Pour chaque cas, les témoins correspondants étaient d'autres voitures franchissant le même site routier que le cas, dans les mêmes conditions (même direction, même heure dans la journée, etc.).

Le programme EDA est fondé sur une méthode de recueil sur la scène de l'accident (« *on-the-spot* ») : juste après l'accident, l'équipe d'investigation (un psychologue et un technicien) est informée par le système d'alerte du service de secours et se rend immédiatement sur la scène de l'accident, où elle procède à un premier recueil de données. Le psychologue réalise des entretiens avec les conducteurs impliqués (et les autres usagers impliqués) – sauf bien sûr s'ils sont trop gravement blessés ou décédés – et avec des témoins lorsque c'est possible. L'entretien n'est parfois pas possible sur la scène de l'accident et a lieu à l'hôpital. Les personnes concernées sont clairement informées que les données sont collectées seulement à des fins de recherche, qu'elles resteront confidentielles et anonymes, et n'auront pas d'implications ultérieures pour elles. Le technicien rassemble des informations sur tous les éléments de la scène de l'accident (positions finales des véhicules, présence de véhicules stationnés, obstacles et autres objets, état de la surface de chaussée, traces telles que traces de freinage ou de ripage, débris, déformations des véhicules, conditions météorologiques et de lumière, etc.). Dans les quelques jours suivant l'accident, le technicien recueille des informations complémentaires sur le site d'accident et les voies à l'approche de ce site, et le psychologue obtient en général un second entretien avec les personnes impliquées dans l'accident. Les enquêteurs procèdent ensuite à une analyse approfondie des données qu'ils ont rassemblées. Dans de nombreux cas (dès lors que c'est possible), cette analyse comporte une reconstruction cinématique, qui fournit des estimations des vitesses des véhicules aux différentes phases de l'accident. Les principes de la méthode de reconstruction cinématique sont brièvement présentés dans l'annexe A. Le lecteur peut trouver d'autres informations sur les méthodes utilisées dans le programme EDA dans des publications antérieures (Clabaux *et al.*, 2012; Brenac *et al.*, 2013).

Il faut mentionner que les reconstructions cinématiques impliquent toujours une part d'interprétation des données collectées ; ainsi, les vitesses issues de ces reconstructions peuvent être affectées par des erreurs non connues, comme l'ont déjà noté d'autres auteurs (Rosén *et al.*, 2011). La sensibilité des résultats aux erreurs possibles dans ces estimations de vitesse, pour les véhicules impliqués dans les accidents, sera examinée dans la sous-section 4.2 et discutée dans la section 5.

3.2. Sélection des cas et des témoins

La sélection des cas s'est appuyée sur les critères suivants :

- *Type de véhicule* : seules des voitures particulières ont été prises en compte.
- *Situation de conduite* : comme dans les études antérieures de Kloeden *et al.* (1997, 2001, 2002), les voitures en train de réaliser des manœuvres particulières avant l'accident (telles que dépassement, ralentissement ou accélération pour tourner ou s'insérer, démarrage d'une ligne de Stop ou de Cédez-le-passage, manœuvre de stationnement, etc.) ont été exclues. En outre, seules des voitures se déplaçant en conditions de trafic fluide avant l'accident ont été prises en compte. Ces critères ont été introduits de façon à ce que les relations obtenues entre vitesse et risque correspondent à la situation de conduite la plus simple et la plus courante, et en sorte que les véhicules témoins puissent être appariés au véhicule cas sans ambiguïté.
- *Conditions de lumière et de météorologie* : les voitures impliquées dans des accidents survenus de nuit ou par temps pluvieux, ou en conditions de chaussée mouillée, ont été exclues. Ces critères ont été ajoutés pour des raisons pratiques. Pour les accidents survenus par temps pluvieux ou conditions de chaussée mouillée, la mesure des vitesses de véhicules témoins ne peut être réalisée dans des conditions exactement comparables à celles de l'accident. De plus, durant les heures de nuit, pour certains sites d'accident sur de petites routes, trop peu de véhicules circulent sur le site et il n'est alors pas possible d'obtenir un nombre suffisant de véhicules témoins dans une période raisonnable, correspondant au moment de l'accident.
- *Information suffisante pour une reconstruction cinématique* : seules ont été prises en compte les voitures impliquées dans des accidents pour lesquels les données rassemblées par les enquêteurs EDA leur ont permis de réaliser une reconstruction cinématique conduisant à une estimation de la vitesse de la voiture avant l'accident.

Tous ces critères (ou des critères équivalents) ont été utilisés dans les études antérieures de Kloeden *et al.* (1997, 2001, 2002). Cependant, ces études antérieures utilisaient aussi d'autres critères de sélection : ces auteurs ont exclu les véhicules avec des conducteurs diminués par l'alcool, ou pour lesquels l'assoupissement ou l'état de santé du conducteur a contribué à l'accident. Ces derniers critères n'ont pas été utilisés dans la présente étude, car ils peuvent conduire à un biais de sélection, puisqu'ils ne peuvent être appliqués aux véhicules témoins de la même façon qu'aux véhicules cas (les véhicules témoins ne sont pas arrêtés, donc il n'est pas possible d'exclure des véhicules témoins avec des conducteurs alcoolisés ou somnolents, par exemple).

Ainsi, 52 véhicules répondant à cet ensemble de critères ont été identifiés. En correspondance avec chacun de ces véhicules cas, des mesures de vitesse ont été réalisées pour un ensemble de véhicules témoins appariés (environ 16 témoins par cas, en moyenne), en utilisant un pistolet radar, dans un délai de une à deux semaines après l'accident. Ces véhicules témoins circulaient sur le même site, dans des conditions comparables (même direction, même type de jour, même moment de la journée) et répondaient aux mêmes critères que le véhicule cas correspondant : voiture, pas de manœuvre particulière, conditions de trafic fluide, de jour, conditions météorologiques normales, chaussée sèche. Globalement, 817 véhicules témoins ont été pris en compte. Ainsi, l'échantillon complet est constitué de 869 véhicules.

3.3. Méthode statistique et modèles

La variable réponse est la variable cas-témoin Y , qui prend la valeur 1 pour les cas et 0 pour les témoins. Cette variable est considérée comme une variable de Bernoulli de paramètre p . Ce paramètre peut être vu comme la probabilité qu'un véhicule soit un cas. La modélisation vise à estimer l'effet de la variable explicative (la vitesse du véhicule ou une fonction de cette vitesse) sur ce paramètre p .

Dans le domaine de l'épidémiologie, la méthode usuelle et recommandée pour de telles études cas-témoins avec appariement est la régression logistique conditionnelle (Breslow and Day, 1980; Neuhaus and Jewel, 1990; Breslow, 1996). La méthode classique de régression logistique n'est pas appropriée, du fait que les données sont des données groupées (appariées) : chaque cas et les témoins correspondants forment un groupe (*cluster*), une strate. La régression logistique conditionnelle (RLC) permet d'estimer l'effet des variables explicatives indépendamment des effets de groupe, qui ne sont pas estimés (ils sont considérés comme des paramètres de nuisance et n'ont pas d'interprétation qui fasse sens dans ces études cas-témoins du fait de l'échantillonnage rétrospectif des données). Cette méthode est fondée sur la maximisation de la vraisemblance conditionnelle (c'est-à-dire la vraisemblance calculée conditionnellement aux tailles des groupes et aux nombres de cas dans les différents groupes). Comme l'a mentionné Agresti (2002), la RLC ne peut estimer des effets intergroupes, mais seulement des effets intra-groupes, et les résultats d'une RLC doivent être interprétés au niveau du groupe. D'un point de vue pratique, concernant la présente recherche, cela signifie que le modèle obtenu peut être utilisé pour comparer les effets de différentes vitesses sur le risque d'accident, mais seulement pour des conditions identiques (même site routier, même type de jour, même moment de la journée, etc.).

Trois types de modèle ont été testés : le modèle puissance (Nilsson, 1982; Elvik, 2013a), un modèle exponentiel qui peut être considéré comme un substitut raisonnable au modèle puissance, et un modèle exponentiel-quadratique sous la forme proposée par Kloeden *et al.* (2001, 2002).

Modèle puissance

Dans le cadre de la régression logistique conditionnelle, le modèle puissance peut être exprimé comme suit :

$$\ln(\hat{p}_{ij}/(1-\hat{p}_{ij})) = \alpha_j + \beta \ln(V_{ij}), \quad (2)$$

où \hat{p}_{ij} représente la valeur estimée du paramètre p_{ij} de la variable de Bernoulli pour le véhicule i du groupe j , $\ln(\hat{p}_{ij}/(1-\hat{p}_{ij}))$ est la fonction logit de \hat{p}_{ij} (ou *log-odds*¹), α_j représente l'effet du groupe, β est le paramètre représentant l'effet de la vitesse (l'exposant du modèle puissance), et où V_{ij} est la vitesse du véhicule. En soustrayant de (2) la même équation appliquée à une vitesse de référence V_0 , pour le même groupe, le *log-odds-ratio* peut être obtenu :

$$\ln\left(\frac{\hat{p}_{ij}/(1-\hat{p}_{ij})}{\hat{p}_0/(1-\hat{p}_0)}\right) = \beta \ln\left(\frac{V_{ij}}{V_0}\right). \quad (3)$$

L'exponentielle de cette expression représente l'*odds-ratio* ou rapport de cotes (*OR*), qui peut être ici considéré comme une approximation du risque relatif. Nous obtenons donc

$$RR \approx OR = (V_{ij}/V_0)^\beta, \quad (4)$$

où *RR* représente le risque relatif d'être impliqué dans un accident à une vitesse V_{ij} par comparaison à une vitesse V_0 , dans les conditions prévalant pour un même groupe d'observations (même site routier, même type de jour, même moment de la journée, etc.). Cette dernière équation correspond à la forme pratique du modèle puissance. La régression logistique conditionnelle permet d'estimer β indépendamment des α_j , qui ne sont pas estimés.

1. C'est-à-dire le logarithme de la cote. Le rapport $(p/(1-p))$ est en effet une cote (*odds*).

Modèle exponentiel

Le modèle exponentiel peut être exprimé sous la forme suivante :

$$\ln(\hat{p}_{ij}/(1-\hat{p}_{ij})) = \alpha_j + \gamma \mathcal{N}_{ij}. \quad (5)$$

Le paramètre γ est également à estimer au moyen de la régression logistique conditionnelle. En soustrayant de (5) la même équation appliquée à une vitesse de référence V_0 , le *log-odds-ratio* et le risque relatif peuvent être déduits de la même façon, ce qui conduit à

$$RR \approx OR = \exp(\gamma(V_{ij} - V_0)). \quad (6)$$

Modèle exponentiel-quadratique (du type de Kloeden)

Ce modèle exprime le *log-odds* comme une fonction de la différence entre la vitesse du véhicule et la vitesse moyenne des véhicules témoins dans le groupe, $(V_{ij} - V_m)$, et non comme une fonction de V_{ij} :

$$\ln(\hat{p}_{ij}/(1-\hat{p}_{ij})) = \alpha_j + \eta(V_{ij} - V_m) + \theta(V_{ij} - V_m)^2, \quad (7)$$

où α_j représente l'effet de groupe, et η et θ les paramètres du modèle, à estimer. En soustrayant de (7) la même équation appliquée à la vitesse moyenne V_m , le *log-odds-ratio* et le risque relatif peuvent être calculés, ce qui conduit à

$$RR \approx OR = \exp(\eta(V_{ij} - V_m) + \theta(V_{ij} - V_m)^2), \quad (8)$$

où RR représente le risque relatif d'être impliqué dans un accident corporel à une vitesse V_{ij} par comparaison avec la vitesse moyenne V_m au sein du groupe, dans les conditions prévalant dans ce groupe. Les paramètres η et θ peuvent être estimés par régression logistique conditionnelle. Il peut être facilement montré que, si le terme quadratique $\theta(V_{ij} - V_m)^2$ est supprimé dans (7), ce modèle devient exactement équivalent au modèle exponentiel décrit en (5) et (6).

4. Résultats

4.1. Les modèles obtenus

Les résultats obtenus, pour le modèle puissance (MP), le modèle exponentiel (ME) et le modèle exponentiel-quadratique (MEQ) sont présentés dans le tableau 1. Les trois modèles apparaissent significativement meilleurs que le modèle nul, comme le montrent les p -values obtenues pour les tests du rapport de vraisemblance. Cependant, pour le modèle exponentiel-quadratique, l'estimation du paramètre du terme quadratique n'est pas significativement différente de zéro (z -test : p -value = 0,2399). En outre, si l'on applique un test du rapport de vraisemblance pour comparer le modèle MEQ à sa forme simplifiée sans le terme quadratique, la p -value obtenue est de 0,2488, ce qui suggère que le terme quadratique n'améliore pas significativement l'ajustement. Ces résultats suggèrent que le modèle exponentiel simple doit être préféré au modèle exponentiel-quadratique.

Parmi les trois modèles, le modèle exponentiel correspond à la valeur minimale de l'AIC (critère d'information d'Akaike), ce qui suggère que ce modèle présente le meilleur compromis entre vraisemblance et complexité, et devrait être préféré aux autres.

En termes pratiques, le modèle exponentiel signifierait que le risque relatif d'implication dans un accident corporel à une vitesse V , par comparaison à une vitesse V_0 et dans les mêmes conditions, est égal à $\exp(0,0512(V - V_0))$, où V et V_0 sont exprimés en km/h. Le modèle puissance obtenu signifierait que le risque relatif d'implication dans un accident corporel à une vitesse V , par rapport à une vitesse V_0 et dans les mêmes conditions, est égal à $(V/V_0)^{3,41}$.

Il serait difficile de donner une interprétation physique stricte de la valeur de l'exposant obtenue pour le modèle puissance (3,41), du fait de la complexité des processus d'accident dans le monde réel et de leur composant humain. Cependant, cette valeur paraît à peu près cohérente avec certains aspects physiques de la conduite automobile. Le risque d'accident corporel peut être vu comme un produit $P_c \times P_{bles|c}$, où P_c est la probabilité d'une collision et

$P_{bles|c}$ la probabilité d'atteinte corporelle étant donné qu'une collision s'est produite. Supposer une probabilité de collision proportionnelle² à V^2 pourrait avoir un certain sens, puisque d'importants paramètres de la sécurité de la conduite automobile, comme la distance de freinage et l'accélération transversale en courbe, sont proportionnels à V^2 (même si d'autres paramètres, comme la distance parcourue pendant le temps de réaction du conducteur, sont simplement proportionnels à V). D'autre part, la probabilité d'atteinte corporelle étant donné qu'une collision s'est produite dépend de l'énergie cinétique, et donc dépend de V^2 . Ainsi, s'agissant du risque d'accident corporel, une valeur d'exposant comprise dans un intervalle de 3 à 4 ne semble pas déraisonnable.

En comparaison, il n'y a pas de possibilité évidente d'interpréter le modèle exponentiel en relation avec les processus physiques en jeu dans la conduite automobile.

Tableau 1. Résultats obtenus pour le modèle puissance, le modèle exponentiel, et le modèle exponentiel-quadratique : estimations des paramètres, test du rapport de vraisemblance et critère d'information d'Akaike (AIC)

Modèle	Paramètre	Estimation du paramètre (et i. c. à 95 %)	Test du rapport de vraisemblance	AIC
MP	β	3,41 (1,07; 5,75)	MP <i>versus</i> modèle nul p -value = 0,0030	277,9
ME	γ	0,0512 (0,0198; 0,0825)	EM <i>versus</i> modèle nul p -value = 0,0015	276,6
MEQ	η	0,0375 (0,000100; 0,0742)	MEQ <i>versus</i> modèle nul p -value = 0,0033	277,3
	θ	0,00119 (-0,000800; 0,00299)		

Les résultats présentés dans le tableau 1 doivent être interprétés au niveau du groupe (*cluster*), comme il a été mentionné dans la sous-section 3.3. Cela signifie que ces modèles donnent le risque relatif à une vitesse V par rapport à une vitesse V_0 dans les mêmes conditions, correspondant à un même groupe (même site routier, même type de jour, même moment de la journée, etc.). En outre, l'extrapolation de ces résultats au-delà de la fourchette des vitesses rencontrées dans chaque groupe serait hasardeuse. En moyenne, à l'intérieur d'un groupe, les vitesses varient entre $0,81 \times V_m$ et $1,23 \times V_m$, où V_m représente la vitesse moyenne des véhicules témoins dans le groupe.

De façon à illustrer ces résultats par un exemple, les risques relatifs pour différentes valeurs de vitesse, par rapport à une vitesse de référence de 80 km/h, sont présentés dans le tableau 2, pour le modèle exponentiel et pour le modèle puissance.

Tableau 2. Un exemple : risques relatifs pour différentes valeurs de V (par comparaison avec $V_0 = 80$ km/h), pour le modèle puissance et le modèle exponentiel

Vitesse (km/h)	Modèle puissance	Modèle exponentiel
65	0,49	0,46
70	0,63	0,60
75	0,80	0,77
<u>80</u>	<u>1,00</u>	<u>1,00</u>
85	1,23	1,29
90	1,49	1,67
95	1,80	2,16
100	2,14	2,78

2. Dans une certaine gamme de vitesses, du moins.

4.2. Sensibilité à d'éventuelles erreurs systématiques dans la reconstruction cinématique

Dans les études cas-témoins, certaines variables explicatives peuvent être mesurées de manière différente pour les cas et les témoins. Dans cette situation, si une erreur systématique affecte l'un des deux ensembles de données (les cas, par exemple) et non l'autre (les témoins), les résultats de l'étude peuvent être notablement biaisés. Dans la présente recherche, les vitesses ont été mesurées au moyen d'un pistolet radar pour les véhicules témoins alors que, pour les véhicules cas, les vitesses ont été obtenues par reconstruction cinématique. Bien qu'elles soient en grande partie fondées sur des indices matériels, les reconstructions cinématiques dépendent aussi de l'expertise des investigateurs et comportent une part d'interprétation. Leurs résultats sont donc quelque peu incertains, et la possibilité d'une erreur systématique dans les reconstructions cinématiques ne peut être exclue. De façon à examiner sommairement les conséquences possibles de telles erreurs sur les résultats, des modèles ont été ajustés en faisant l'hypothèse d'une sous-estimation (ou surestimation) systématique de la vitesse dans les reconstructions cinématiques. Les conclusions de cette analyse sont résumées ci-après :

- *Hypothèse d'une surestimation systématique de la vitesse dans les reconstructions cinématiques.* Si les vitesses des véhicules cas étaient systématiquement surestimées de 5 %, les modèles devraient être corrigés (en abaissant les valeurs des vitesses pour les véhicules cas), ce qui conduirait aux estimations suivantes : $\gamma = 0,0044$ ($-0,0282$; $0,0373$) pour le modèle exponentiel, et $\beta = 0,245$ ($-1,85$; $2,34$) pour le modèle puissance.
- *Hypothèse d'une sous-estimation systématique de la vitesse dans les reconstructions cinématiques.* Réciproquement, si les vitesses des véhicules cas étaient systématiquement sous-estimées de 5 %, les modèles devraient être corrigés (en augmentant les valeurs des vitesses pour les véhicules cas), ce qui conduirait aux estimations suivantes : $\gamma = 0,0936$ ($0,0611$; $0,126$) pour le modèle exponentiel, et $\beta = 6,78$ ($4,25$; $9,31$) pour le modèle puissance.

Ainsi, globalement, les résultats obtenus paraissent très sensibles aux possibles erreurs systématiques affectant les vitesses reconstruites. Cependant, interrogés sur la possibilité de telles erreurs systématiques dans les reconstructions cinématiques, les investigateurs EDA ont considéré comme non plausible une surestimation systématique des vitesses, mais n'ont pas complètement exclu la possibilité d'une légère sous-estimation systématique (qui pourrait être due à certaines approximations dans les méthodes de reconstruction).

4.3. Modèles obtenus pour certains sous-échantillons

Comme il a déjà été mentionné dans la sous-section 3.3, la régression logistique conditionnelle ne peut estimer des effets intergroupes. Bien que d'autres méthodes, telles que la régression logistique à effets aléatoires, puissent traiter de données appariées et estimer certains effets intergroupes, elles ne sont pas adaptées à des études cas-témoins avec appariement du type de la présente étude, du fait du mode d'échantillonnage rétrospectif des données (Agresti, 2002; Neuhaus and Jewell, 1990). Ainsi, l'influence possible de différentes caractéristiques des groupes, tels que l'environnement urbain ou non urbain du site de l'accident, le niveau de gravité de l'accident, etc., ne peut être intégrée dans les modèles.

Néanmoins, il est possible de restreindre la modélisation à certains sous-échantillons (accidents en milieu non urbain, accidents en milieu urbain, accidents corporels légers, accidents corporels graves ou mortels, etc.). Les estimations des paramètres du modèle exponentiel et du modèle puissance appliqués à ces sous-échantillons sont données en annexe B. Ces sous-modèles, cependant, souffrent d'un manque de puissance statistique dû aux tailles limitées des sous-échantillons. Ainsi, bien que les résultats puissent suggérer de possibles effets différenciés selon les caractéristiques des groupes, aucune conclusion ferme ne peut en être tirée.

5. Discussion

En accord avec les études antérieures, les résultats présentés dans la section 4 suggèrent que, à un instant et en un lieu donnés et dans des conditions données, le risque d'implication dans un accident corporel est positivement et significativement corrélé avec la vitesse individuelle de déplacement du véhicule, du moins en situation météorologique normale, de jour, et lorsque le trafic est fluide. Aucun signe de risque accru aux faibles vitesses n'a été trouvé. Le modèle exponentiel (dans lequel le risque relatif dépend de la différence entre les vitesses qui sont comparées) apparaît légèrement meilleur que le modèle puissance (dans lequel le risque relatif dépend du rapport des vitesses). Selon le modèle exponentiel, dans des conditions données, un accroissement de vitesse de 10 km/h conduirait à une augmentation d'environ 67 % du risque d'être impliqué dans un accident corporel. Une baisse de vitesse de 10 km/h conduirait à une réduction de risque d'environ 40 %.

Cet effet de la vitesse apparaît cependant plus faible que celui obtenu dans les études de Kloeden *et al.* (2001, 2002). Une comparaison approximative peut être faite entre les résultats de Kloeden *et al.* (2001) concernant les routes non urbaines et les résultats obtenus ici, puisque dans nos données les routes non urbaines représentent 40 groupes parmi l'ensemble de 52 groupes d'observations (voir l'annexe B pour davantage de détails). Comme il a été mentionné dans la section 2, selon Kloeden *et al.* (2001), pour un accroissement de vitesse de 10 km/h, le risque augmenterait d'un facteur 2,20, à comparer à un facteur 1,67 selon nos résultats (pour le modèle exponentiel). Il faut cependant noter que ces auteurs ont éliminé de leur échantillon les véhicules impliqués dans des accidents pour lesquels d'autres facteurs majeurs d'accident étaient présents (conducteur diminué par l'alcool, somnolence, état de santé du conducteur).

Des comparaisons pourraient aussi être faites avec les études antérieures traitant de l'effet de la *vitesse moyenne du trafic* sur le risque d'accident, mais cela aurait moins de sens puisque cet effet est en réalité un effet agrégé correspondant à la diversité des situations de trafic (tous les moments de la journée, trafic fluide ou congestionné, etc.). Dans sa méta-analyse de ces études, Elvik trouve que l'estimation moyenne de l'exposant du modèle puissance vaut 2,12 (Elvik, 2013a, p. 856), ce qui est plus faible que l'exposant obtenu dans la présente recherche pour le modèle puissance (3,41). Mais nos résultats traitent de l'effet de la vitesse individuelle, dans des conditions définies : voiture particulière, trafic fluide, pas de manœuvre particulière, de jour, conditions météorologiques normales.

Certaines limites de la présente recherche doivent également être prises en compte. Premièrement, bien que des résultats significatifs aient été obtenus, les estimations des paramètres sont assez imprécises, comme le montrent les larges intervalles de confiance. Un plus grand échantillon de véhicules impliqués dans des accidents serait nécessaire pour améliorer la précision des estimations. Deuxièmement, comme le montre la sous-section 4.2, les résultats paraissent hautement sensibles à d'éventuelles erreurs systématiques dans l'estimation des vitesses des véhicules impliqués dans les accidents au moyen de reconstructions cinématiques. Cette éventualité ne peut être complètement exclue. Enfin, une autre source de biais pourrait provenir de la différence de précision des données de vitesse, entre les cas et les témoins, puisque l'erreur aléatoire dans les estimations de vitesse est certainement plus élevée pour les cas que pour les témoins, pour lesquels la vitesse est mesurée en utilisant un pistolet radar³. Une telle différence de précision – moins de précision pour les cas que pour les témoins – tend à engendrer une certaine sous-estimation de l'effet étudié, dans les situations où la variable d'exposition (qui est ici la vitesse) est en moyenne plus élevée pour les cas que pour les témoins (voir par exemple Gregorio *et al.*, 1985) ; c'est le cas pour nos données. Cette précision différenciée pourrait donc conduire à une certaine sous-estimation de l'effet de la vitesse dans nos résultats.

3. L'instrument utilisé est en fait un « radar optique », utilisant un faisceau laser.

L'accès à des données enregistrées de façon routinière par des systèmes électroniques embarqués (comme l'unité de contrôle des systèmes d'airbag) permettrait d'utiliser des estimations plus robustes des vitesses pour les véhicules impliqués dans les accidents. Dans certains pays, ces données peuvent être obtenues et utilisées à des fins de recherche, mais dans d'autres pays, dont la France, ce n'est pas possible, probablement pour des raisons tenant à la protection des données personnelles ou à la protection de la propriété industrielle.

6. Conclusions

Les résultats obtenus dans cette recherche sont en cohérence avec la littérature antérieure concernant la relation entre vitesse et risque d'accident. Plus précisément, ces résultats suggèrent qu'un faible accroissement de la vitesse de déplacement individuelle conduit à une augmentation marquée et significative du risque d'être impliqué dans un accident corporel, du moins pour les voitures, et pour les accidents survenant par conditions météorologiques normales, de jour, et lorsque le trafic est fluide. Cependant, les résultats de cette recherche doivent être considérés avec précaution. Des conclusions plus robustes seraient obtenues en utilisant des mesures directes des vitesses des véhicules impliqués dans les accidents – en s'appuyant sur les données enregistrées par les systèmes embarqués – au lieu de reconstructions cinématiques. En outre, il serait nécessaire de prolonger ces recherches avec des échantillons plus grands pour obtenir des modèles plus précis.

Du point de vue de l'application, des modèles quantifiant les effets des choix individuels de vitesse sur le risque d'accident pourraient présenter un intérêt pour la formation des conducteurs : les conducteurs devraient être informés des risques qu'ils encourent lorsqu'ils conduisent à des vitesses plus élevées. Plus généralement, les conclusions convergentes de la recherche internationale – s'agissant de l'existence d'une relation forte entre vitesse et risque d'accident – plaident en faveur du développement de stratégies de sécurité routière visant à réduire la vitesse du trafic automobile. Par exemple, l'abaissement des limites de vitesse ou l'accentuation de la répression des vitesses excessives réduit généralement le nombre d'accidents (Carnis and Blais, 2013; Elvik, 2013*b*; Li *et al.*, 2013; Soole *et al.*, 2013; De Pauw, Daniels, Thierie *et al.*, 2014; De Pauw, Daniels, Brijs *et al.* 2014). En France, d'importantes réductions des nombres de blessés et de tués ont été obtenues au moyen d'un programme de répression automatisée des excès de vitesse (Carnis and Blais, 2013). Cette efficacité est probablement aussi liée au fait que dans ce pays la sanction des excès de vitesse implique une perte de points sur le permis de conduire du conducteur concerné, ce qui peut graduellement conduire à l'invalidation de ce permis. Cependant, une conséquence de telles politiques est qu'un nombre croissant de conducteurs est exclu de la conduite automobile. En France, par exemple, selon les statistiques du ministère de l'intérieur, le nombre de permis de conduire invalidés chaque année a augmenté d'un facteur six du fait de la politique de répression automatisée. Ainsi, sur le long terme, la soutenabilité sociale de telles politiques paraît douteuse. Quoi qu'il en soit, des stratégies efficaces de gestion de la vitesse peuvent également s'appuyer sur d'autres démarches, comme le traitement des voiries (Mountain *et al.*, 2005; Grundy *et al.*, 2009; Jurewicz, 2009; Isebrands and Hallmark, 2012; Yannis *et al.*, 2014). Dans le domaine de la technologie automobile, l'introduction de systèmes d'adaptation de la vitesse ou de limiteurs de vitesse dans les voitures pourrait avoir des effets positifs sur la sécurité (Marchau *et al.*, 2010). Selon Hickman *et al.* (2012), les limiteurs de vitesses ont entraîné des réductions du nombre d'accidents pour les véhicules commerciaux.

Remerciements

Les auteurs remercient les enquêteurs EDA pour leurs efforts constants dans le recueil et l'analyse de données approfondies sur les accidents. Sans eux, cette recherche n'aurait pas été possible.

Annexe A. Principes de la méthode de reconstruction cinématique

La méthode utilisée repose sur un processus rétrograde. Pour la phase post-collision de l'accident, les trajectoires et décélérations des véhicules impliqués sont estimées à partir de leurs positions finales et des traces laissées durant cette phase. Sur cette base, les vitesses (vecteurs vitesses) des véhicules immédiatement après la collision sont calculées. Les vitesses immédiatement avant l'impact sont ensuite calculées à partir des vitesses après collision et de l'énergie dissipée dans la collision, qui est estimée sur la base des déformations des véhicules. Ce calcul repose sur les lois de conservation de l'énergie et de la quantité de mouvement. Ensuite, la phase pré-collision peut être étudiée, en utilisant ces vitesses avant impact et les traces (telles que traces de freinage ou de ripage) laissées par les véhicules durant cette phase, de façon à obtenir des estimations des vitesses de circulation des véhicules avant l'accident. Pour certains cas d'accident, les véhicules impliqués ne laissent pas de traces avant la collision (il peut y avoir plusieurs raisons à cela : conducteur ne percevant pas un autre usager ; temps insuffisant pour un freinage avant le choc ; utilisation de systèmes ABS – bien que dans ce dernier cas de légères traces peuvent parfois être observées). Dans cette situation, l'analyse complète des données recueillies – incluant les entretiens approfondis avec les conducteurs – permettent quelquefois d'inférer la vitesse de circulation avant l'accident, mais ce n'est pas toujours faisable. S'agissant des moyens utilisés pour ces reconstructions cinématiques, les investigateurs EDA n'utilisent pas un logiciel entièrement intégré, mais plutôt un logiciel d'aide au calcul, développé dans notre laboratoire (Lechner and Jourdan, 1994; Dubois-Lounis, 2012).

Annexe B. Estimations des paramètres obtenues pour certains sous-échantillons

Dans la mesure où certaines études antérieures ont suggéré de possibles différences dans la relation vitesse-risque entre voies urbaines et non urbaines (voir par exemple la méta-analyse d'Elvik, 2009), les deux sous-échantillons suivants ont été considérés : groupes d'observations correspondant à des sites routiers non urbains ; groupes d'observations correspondant à des sites urbains. La littérature scientifique suggère aussi que l'effet de la vitesse sur le risque peut dépendre du degré de gravité des accidents pris en compte (Elvik, 2009). En conséquence, les deux sous-échantillons suivants ont été également considérés : groupes pour lesquels le véhicule cas est impliqué dans un accident corporel léger (pas de blessure grave ni mortelle) ; groupes pour lesquels le véhicule cas est impliqué dans un accident corporel grave ou mortel.

En outre, deux sous-échantillons ont été considérés selon la période de l'accident : groupes correspondant à des accidents survenus durant la période 2003-2006 ; groupes correspondant à des accidents survenus durant la période 2007-2012. Le but était de prendre en compte le fait que la période d'étude (2003-2012) a été en partie influencée par la politique française de répression automatisée des excès de vitesse, déployée à partir de 2003, qui a conduit à une baisse générale et graduelle des vitesses de circulation de l'ordre de 10 km/h ; les vitesses observées se sont à peu près stabilisées depuis 2007.

Tableau 3. Modèles exponentiels obtenus pour certains sous-échantillons : estimations des paramètres, test du rapport de vraisemblance (pour chaque modèle en comparaison avec le modèle nul)

Sous-échantillon (nombre total de véhicules; nombre de véhicules cas)	Estimation de γ (et i. c. à 95 %)	<i>p</i> -value du test du rapport de vraisemblance
Voies non urbaines (688; 40)	0,0500 (0,0169 ; 0,0834)	0,0034
Voies urbaines (181; 12)	0,0608 (-0,0354 ; 0,1570)	0,2070 (NS)
Accidents corporels légers (636; 39)	0,0416 (0,0040 ; 0,0788)	0,0291
Accidents graves ou mortels (233; 13)	0,0735 (0,0159 ; 0,1310)	0,0128
Années 2003-2006 (351; 18)	0,0890 (0,0373 ; 0,1406)	0,0007
Années 2007-2012 (518; 34)	0,0284 (-0,0109 ; 0,0677)	0,1563 (NS)

Les estimations des paramètres des modèles correspondant à ces sous-échantillons sont présentées dans le tableau 3 (modèle exponentiel) et dans le tableau 4 (modèle puissance). Ces tableaux donnent également les intervalles de confiance à 95 % de ces estimations et la *p*-value du test du rapport de vraisemblance comparant chacun de ces modèles au modèle nul. Les lettres NS signifient « non significatif », pour des *p*-values supérieures au seuil de 0,05. Comme on peut le voir dans ces tableaux, les intervalles de confiance à 95 % sont larges, et se recouvrent en grande partie. Aucune conclusion ferme ne peut être tirée de ces résultats concernant d'éventuelles différences dans les paramètres des modèles entre ces sous-échantillons. Des échantillons plus grands seraient nécessaires pour pousser plus loin cette investigation.

Tableau 4. Modèles puissance obtenus pour certains sous-échantillons : estimations des paramètres, test du rapport de vraisemblance (pour chaque modèle en comparaison avec le modèle nul)

Sous-échantillon (nombre total de véhicules; nombre de véhicules cas)	Estimation de β (et i. c. à 95 %)	p -value du test du rapport de vraisemblance
Voies non urbaines (688; 40)	4,06 (1,32 ; 6,81)	0,0025
Voies urbaines (181; 12)	1,58 (-2,80 ; 5,97)	0,4713 (NS)
Accidents corporels légers (636; 39)	2,96 (0,23 ; 5,68)	0,0261
Accidents graves ou mortels (233; 13)	4,58 (0,09 ; 9,07)	0,0403
Années 2003-2006 (351; 18)	7,18 (2,93 ; 11,4)	0,0006
Années 2007-2012 (518; 34)	1,68 (-0,98 ; 4,33)	0,2001 (NS)

Références

- Agresti, A. (2002). *Categorical Data Analysis* (Second edition). New York: Wiley.
- Brenac, T., Perrin, C., Canu, B., Magnin, J., Parraud, C. (2013). In-depth accident investigations: comparison of self-reported and reconstructed driving speeds. *Advances in Transportation Studies, an international Journal B* 30, 85-94.
- Breslow, N. E. (1996). Statistics in epidemiology: The case-control study. *Journal of the American Statistical Association* 91(433), 14-28.
- Breslow, N. E., Day, N. E. (1980). *Statistical Methods in Cancer Research, Vol. 1, The Analysis of Case-Control Studies*. Lyon: IARC Scientific Publications.
- Cameron, M. H., Elvik, R. (2010). Nilsson's Power Model connecting speed and road trauma: Applicability by road type and alternative models for urban roads. *Accident Analysis and Prevention* 42, 1908-1915.
- Carnis, L., Blais, E. (2013). An assessment of the safety effect of the French speed camera program. *Accident Analysis and Prevention* 51, 301-309.
- Cirillo, J. A. (1968). Interstate system accident research, study II, interim report II. *Public Roads* 35(3), 71-75.
- Clabaux, N., Brenac, T., Perrin, C., Magnin, J., Canu, B., Van Elslande, P. (2012). Motorcyclists' speed and 'looked-but-failed-to-see' accidents. *Accident Analysis and Prevention* 49, 73-77.
- Davis, D. A., Davuluri, S., Pei, J. (2006). Speed as a risk factor in serious run-off-road crashes: Bayesian case-control analysis with case speed uncertainty. *Journal of Transportation and Statistics* 9(1), 17-28.
- De Pauw, E., Daniels, S., Brijs, T., Hermans, E., Wets, G. (2014). An evaluation of the traffic safety effect of fixed speed cameras. *Safety Science* 62, 168-174.
- De Pauw, E., Daniels, S., Thierie, M., Brijs, T. (2014). Safety effects of reducing the speed limit from 90 km/h to 70 km/h. *Accident Analysis and Prevention* 62, 426-431.
- Dubois-Lounis, M. (2012). *Reconstruction cinématique d'accidents impliquant des véhicules utilitaires légers*, Rapport ISAT-IFSTTAR. Salon de Provence : IFSTTAR.
- Elvik, R. (2009). *The Power Model of the relationship between speed and road safety, update and new analyses*, TØI Report 1034. Oslo: Institute for Transport Economics (TØI).
- Elvik, R. (2013a). A re-parameterisation of the Power Model of the relationship between the speed of traffic and the number of accidents and accident victims. *Accident Analysis and Prevention* 50, 854-860.
- Elvik, R. (2013b). A before-after study of the effects on safety of environmental speed limits in the city of Oslo, Norway. *Safety Science* 55, 10-16.
- Fildes, B. N., Rumbold, G., Leening, A. (1991). *Speed behaviour and drivers' attitude to speeding*, Report 16. Monash: Monash University.
- Gregorio, D. I., Marshall, J. R., Pressel, S., Zielezny, M. (1985). Fluctuations in odds ratios due to variances differences in case-control studies. *American Journal of Epidemiology* 121(5), 767-774.
- Grundy, C., Steinbach, R., Edwards, P., Green, J., Armstrong, B., Wilkinson, P. (2009). Effect of 20 mph traffic speed zones on road injuries in London, 1986-2006: controlled interrupted time series analysis. *BMJ* 339, b4469.
- Harkey, D. L., Robertson, H. D., Davis, S. E. (1990). Assessment of current speed zoning criteria. *Transportation Research Record* 1281, 40-51.
- Hauer, E. (2009). Speed and safety. *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board* 2103, 10-17.

- Hickman, J. S., Guo, F., Hanowski, R. J., Bishop, R., Bergoffen, G., Murray, D. (2012). Safety benefits of speed limiters in commercial motor vehicles using carrier-collected crash data. *Journal of Intelligent Transportation Systems* 16(4), 177-183.
- Isebrands, H., Hallmark, S. (2012). Statistical analysis and development of crash prediction model for roundabouts on high-speed rural roadways. *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board* 2312, 3-13.
- Jurewicz, C. (2009). Impact of LATM treatments on speed and safety. *Road & Transport Research: A Journal of Australian and New Zealand Research and Practice* 18(4), 14-22.
- Kloeden, C. N., McLean, A. J., Glonek, G. (2002). *Reanalysis of Travelling speed and the risk of crash involvement in Adelaide, South Australia*. Adelaide: University of Adelaide.
- Kloeden, C. N., McLean, A. J., Moore, V. M., Ponte, G. (1997). *Travelling speed and the risk of crash involvement, Volume I, Findings*. Adelaide: University of Adelaide.
- Kloeden, C. N., Ponte, G., McLean, A. J. (2001). *Travelling speed and the risk of crash involvement on rural roads*, Report CR 204. Adelaide: University of Adelaide.
- Lechner, D., Jourdan, J.-L. (1994). Accident reconstruction software tool. In: *Proceedings of the Fisita 94 Congress, vol. Safety*. Beijing: SAE China, International Academic Publishers, 95-108.
- Li, H., Graham, D. J., Majumdar, A. (2013). The impacts of speed cameras on road accidents: An application of propensity score matching methods. *Accident Analysis and Prevention* 60, 148-157.
- Marchau, V., van Nes, N., Walta, L., Morsink, P. (2010). Enhancing speed management by in-car speed assistance systems. *IET Intelligent Transport Systems* 4(1), 3-11.
- Moore, V. M., Dolinis, J., Woodward, A. J. (1995). Vehicle speed and risk of a severe crash. *Epidemiology* 6, 258-262.
- Mountain, L. J., Hirst, W. M., Maher, M. J. (2005). Are speed enforcement cameras more effective than other speed management measures? The impact of speed management schemes on 30 mph roads. *Accident Analysis and Prevention* 37, 742-754.
- Neuhaus, J. M., Jewell, N. P. (1990). The effect of retrospective sampling on binary regression models for clustered data. *Biometrics* 46, 977-990.
- Nilsson, G. (1982). The effects of speed limits on traffic accidents in Sweden. In: *Proceedings of the International symposium on the effects of speed limits on traffic accidents and fuel consumption* (Dublin). Paris: OECD.
- Quimby, A., Maycock, G., Palmer, C., Buttress, S. (1999). *The factors that influence a driver's choice of speed: a questionnaire study*, TRL Report 325. Crowthorne (Berkshire): Transport Research Laboratory.
- Rosén, E., Stigson, H., Sander, U. (2011). Literature review of pedestrian fatality risk as a function of car impact speed. *Accident Analysis and Prevention* 43, 25-33.
- Solomon, D. (1964). *Crashes on main rural highways related to speed, driver and vehicle*. Washington DC: Bureau of Public Roads.
- Soole, D. W., Watson, B. C., Fleiter, J. J. (2013). Effects of average speed enforcement on speed compliance and crashes: A review of the literature. *Accident Analysis and Prevention* 54, 46-56.
- Yannis, G., Kondyli, A., Georgopoulou, X. (2014). Investigation of the impact of low cost traffic engineering measures on road safety in urban areas. *International Journal of Injury Control and Safety Promotion* 21(2), 181-189.