

APLICAÇÃO DE MODELOS DE DURAÇÃO À SEGURANÇA RODOVIÁRIA: O CASO PARTICULAR DOS DESPISTES.

*Carlos Roque (autor correspondente)*¹, Mohammad Jalayer²

¹ Ph.D., Laboratório Nacional de Engenharia Civil, Departamento de Transportes. Núcleo de Planeamento, Tráfego e Segurança, Av. do Brasil 101, 1700-066 Lisboa, Portugal, email: croque@lnec.pt

² Ph.D., Rowan University, Department of Civil and Environmental Engineering. 201 Mullica Hill Road, Glassboro, NJ 08028, EUA.

Sumário

A análise de dados de sinistralidade rodoviária tem sido usada para orientar políticas conducentes à melhoria da segurança rodoviária, bem como para melhorar a conceção e o dimensionamento de estradas e veículos. As metodologias estatísticas atualmente aplicadas à informação registada sobre sinistralidade permitem o desenvolvimento de modelos de estimativa de frequência dos acidentes e modelos explicativos da gravidade dos mesmos, capazes de serem usados para determinar com rigor a influência de múltiplos fatores na frequência e gravidade das lesões resultantes dos acidentes rodoviários. Outrossim, é possível aprofundar o conhecimento existente sobre os fatores acima mencionados, recorrendo a outras abordagens metodológicas.

Neste contexto, é possível estudar o tempo decorrido (ou a distância percorrida) até à ocorrência de um evento ou a duração do mesmo. Dados como estes, são referidos na literatura como dados de duração, e podem ser analisados através de modelos de duração baseados em risco (Hazard-based duration models), os quais têm sido amplamente utilizados em campos como a medicina, as ciências sociais e a engenharia industrial. Contudo, são escassos os estudos que aplicaram modelos de duração à segurança rodoviária.

Através do desenvolvimento destes modelos, o estudo reportado na presente comunicação permitiu identificar o efeito de diversos fatores na distância percorrida por um veículo descontrolado após sair da faixa de rodagem e embater num obstáculo perigoso presente na área adjacente à faixa de rodagem.

Este estudo demonstra que os modelos de duração são adequados à investigação das distâncias percorridas por veículos descontrolados em despistes. Os resultados obtidos podem contribuir para a melhoria das características da área adjacente à faixa de rodagem e para a implementação de medidas mais eficientes para mitigar a gravidade dos despistes.

Palavras-chave: Modelo de duração; Despiste; Modelo Cox; Área adjacente à faixa de rodagem

1 INTRODUÇÃO

A análise de dados de sinistralidade rodoviária tem sido usada para orientar políticas conducentes à melhoria da segurança rodoviária, bem como para melhorar a conceção e o dimensionamento de estradas e veículos. As metodologias estatísticas atualmente aplicadas à informação registada sobre sinistralidade permitem o desenvolvimento de modelos de estimativa de frequência dos acidentes e modelos explicativos da gravidade dos mesmos, capazes de serem usados para determinar com rigor a influência de múltiplos fatores na frequência e gravidade das lesões resultantes dos acidentes rodoviários. Outrossim, é possível aprofundar o conhecimento existente sobre os fatores acima mencionados, recorrendo a outras abordagens metodológicas.

Neste contexto, é possível estudar o tempo decorrido (ou a distância percorrida) até à ocorrência de um evento ou a duração do mesmo. Dados como estes, são referidos na literatura como dados de duração, e podem ser analisados através de modelos de duração baseados em risco (*hazard-based duration models*), os quais têm sido amplamente utilizados em campos como a medicina, as ciências sociais e a engenharia industrial. Contudo, são escassos os estudos que aplicaram modelos de duração à segurança rodoviária.

Os modelos de duração são normalmente usados para estudar a probabilidade condicional de uma determinada duração terminar no instante t , dado que a mesma se prolongou até ao instante t [1]. Alguns estudos anteriores recorreram a modelos de duração para contextos espaciais [2]. Ao usar modelos de duração é possível modelar a distância percorrida por um dado veículo descontrolado a partir do momento em que este atinge um objeto fora da faixa de rodagem até ao momento em que o veículo se imobiliza na área adjacente à faixa de rodagem (AAFR). Com esta abordagem metodológica podem ser obtidos resultados relativos a efeitos de sobrevivência, tais como, a variação da probabilidade de imobilização de um veículo em função da distância já percorrida. Neste contexto, entende-se por "sobrevivente" qualquer veículo que continue a deslocar-se após a saída da faixa de rodagem. Os modelos de duração podem explicar a possibilidade de alterações nos tempos de imobilização do veículo, no caso de despistes, em função da distância percorrida. Como a velocidade de um veículo diminui ao longo da distância percorrida após um embate, é expectável que a probabilidade de imobilização do mesmo aumente com a distância percorrida. Além disso, as características dos condutores, veículos e infraestruturas podem influenciar esta distância. Segundo Washington *et al.* [1], probabilidades que mudam com o tempo são ideais para a aplicação de modelos de duração. Para determinar a distância percorrida por um veículo descontrolado, os modelos de duração consideram a probabilidade de que uma distância percorrida Δ seja maior ou igual à distância δ , com a função de sobrevivência, $S(\delta)$, escrita da seguinte forma:

$$S(\delta) = \Pr(\Delta > \delta) = 1 - \Pr(\Delta \leq \delta) = 1 - F(\delta) \quad (1)$$

onde $F(\delta)$ é a função de distribuição das distâncias percorridas. A função de risco, $h(\delta)$, é definida como a probabilidade condicional de uma saída da faixa de rodagem que termina numa determinada distância δ , dado que um veículo não parou até a distância δ , e é determinada a partir da seguinte equação:

$$h(\delta) = \frac{f(\delta)}{1-F(\delta)} = \frac{f(\delta)}{S(\delta)} \quad (2)$$

onde $f(\delta)$ é a função densidade das distâncias percorridas. Neste caso, a função de risco dá a taxa à qual as distâncias percorridas durante as saídas da faixa de rodagem terminam na distância δ , dado que as mesmas se prolongaram até à distância δ . Se a função de risco é positivamente inclinada ao longo da distância percorrida ($dh(\delta)/d\delta > 0$), a probabilidade de um veículo parar aumenta quanto maior for a distância percorrida. Se a função de risco é negativamente inclinada ao longo da distância percorrida ($dh(\delta)/d\delta < 0$), a probabilidade de um veículo parar diminui quanto maior for a distância percorrida. Finalmente, se a função de risco for constante ao longo da distância percorrida ($dh(\delta)/d\delta = 0$), a probabilidade de um veículo parar é independente dessa distância.

O estimador de Kaplan-Meier permite medir a distância percorrida até à imobilização do veículo na AAFR. Contudo, a distância percorrida por veículos descontrolados em despistes é ainda influenciada por diversos fatores. Este estudo pretende atender aos efeitos desses fatores (ou variáveis explicativas) sobre a distância percorrida. O impacto dessas variáveis na distância pode ser considerado usando uma abordagem de riscos proporcionais (*proportional hazards*). Neste caso, há um efeito multiplicativo das variáveis explicativas na função de risco base (*baseline hazard function*) [2,3] que se traduz da seguinte forma:

$$h_i(\delta) = h_0(\delta) \exp(\beta X_i) \quad (3)$$

onde $h_0(\delta)$ é o risco base indicando o risco que ocorre quando todos os elementos do vetor de variáveis explicativas são zero, X_i é um vetor que inclui as variáveis explicativas p , que podem depender da distância percorrida δ , e β é um vetor $p \times 1$ dos coeficientes estimados.

Duas metodologias podem ser seguidas para ter em conta o efeito das variáveis explicativas nos modelos de duração baseados em risco: modelos totalmente paramétricos ou semi-paramétricos [4]. Qualquer destes métodos pode ser utilizado para estudar a distância percorrida por veículos descontrolados. O método totalmente paramétrico inclui extensões de modelos de tempo de falha (por exemplo, modelos Weibull, exponencial e log-logístico) e usa re-parametrizações para incluir covariáveis [5]. A abordagem semi-paramétrica é livre de distribuição e contém pressupostos menos restritivos em relação à distribuição subjacente do tempo de falha [6]. Segundo Bhat [7], as estimativas geradas pelo método semi-paramétrico são consistentes e a perda de eficiência não é significativa, mesmo quando uma forma paramétrica é apropriada.

O modelo de riscos proporcionais de Cox permite acomodar uma ampla gama de formas de funções de risco e é o modelo de duração baseado em risco semi-paramétrico mais amplamente utilizado [5]. A função de risco individual $h_i(\delta)$ é semi-paramétrica e consiste em duas partes: uma parte não paramétrica, $h_0(\delta)$ e uma parte paramétrica, $\exp(\beta X_i)$.

Num modelo de duração proporcional não-paramétrico, a função de risco base $h_0(\delta)$ segue uma distribuição discreta e as observações são agrupadas em intervalos de duração em vez de distâncias exatas até ao ponto de imobilização observado [8]. Este modelo prevê o risco (ou a probabilidade) de se observar uma imobilização em cada intervalo. Nesta abordagem, o risco base, $h_0(\delta)$, é igual para todos os indivíduos. Daí que as diferenças individuais não sejam consideradas quando o modelo produz uma estimativa. Contudo, essas diferenças são consideradas mais tarde quando as alterações no risco são investigadas pela função de risco [3]. O modelo de riscos proporcionais de Cox é baseado no pressuposto de homogeneidade na distribuição de sobrevivência entre os indivíduos. A heterogeneidade não observada surge quando os fatores não capturados pelas variáveis explicativas influenciam as durações [9]. Caso exista heterogeneidade, as estimativas dos coeficientes serão inconsistentes e a interpretação dos resultados pode estar incorreta [10]. Segundo Bhat [9], o estimador de efeitos aleatórios (*random effects estimator*) é um procedimento amplamente utilizado para controlar a heterogeneidade não observada. Um dos pressupostos do modelo de riscos proporcionais de Cox é que as distâncias observadas são independentes [5]. No entanto, na prática, esse pressuposto pode ser violado, pois alguns veículos descontrolados podem sair da faixa de rodagem no mesmo local, no mesmo dia, devido aos efeitos das condições atmosféricas na superfície do pavimento. Neste caso, essas observações não seriam independentes, dado que cada veículo de um determinado grupo partilharia os mesmos fatores locais.

A expansão do modelo de riscos proporcionais para incluir a fragilidade (*frailty*), um efeito aleatório não observado, permite uma associação de distâncias individuais dentro de um grupo. Especificamente, assumindo que existem m grupos com n_i indivíduos no grupo i , sendo X_{ij} o vetor de variáveis independentes para o j -ésimo indivíduo no i -ésimo grupo, a função de risco do j -ésimo indivíduo no i -ésimo grupo é a seguinte:

$$h_{ij}(\delta) = h_0(\delta)\exp(\beta X_{ij} + u_j), i = 1, \dots, m; j = 1, \dots, n_i \quad (4)$$

onde $h_0(\delta)$ é o risco base e u_j é um efeito aleatório específico do indivíduo j . Assume-se que os efeitos aleatórios seguem uma distribuição normal com média zero. Nos modelos de duração, a heterogeneidade pode ser tratada usando uma distribuição log-normal. Um efeito aleatório positivo u_j implica que o indivíduo j tem um risco base maior do que o indivíduo médio e um u_j negativo implica um risco menor que a média [11].

No modelo de riscos proporcionais de Cox, a taxa de risco (*hazard ratio*) é uma medida da importância relativa das variáveis explicativas relativamente ao risco. A taxa de risco (TR) é frequentemente utilizada para interpretar os resultados previstos pelo modelo de riscos proporcionais de Cox [12] e pode ser obtida pela exponenciação de cada coeficiente de regressão. No presente estudo, a TR indica a taxa de imobilização, para qualquer distância durante o período de análise, comparada com a taxa da categoria de referência. Se TR for igual a um, a variável explicativa no modelo não afeta nem altera o risco base, $h_0(\delta)$. Se a TR for inferior a um, a taxa de imobilização diminui durante todo o período de análise. Por outro lado, se TR for superior a um, a taxa de imobilização aumenta ao longo do referido período [13].

Uma característica dos modelos de regressão de efeitos mistos de Cox (*Cox mixed-effects regression models*) é que a variância do efeito aleatório é diretamente interpretável, porque é modelada na escala log-risco (*log-hazard scale*). Assim, a exponenciação da raiz quadrada dos componentes de variância fornece informações sobre as TR associadas aos efeitos aleatórios [14].

Os modelos de riscos proporcionais de Cox são amplamente citados na literatura. Para uma descrição detalhada destes modelos, recomenda-se a leitura de Cox e Oakes [15].

Com base neste enquadramento teórico e nos dados de sinistralidade descritos na Secção 2, foi possível calibrar o modelo apresentado na Secção 3. Neste estudo, são usadas estatísticas da razão de verosimilhanças para calcular a adequação dos modelos. Todas as análises estatísticas foram realizadas recorrendo ao *software* R Versão 3.4.2 [16] e ao *package* `coxme` [17].

Na presente comunicação são apresentados os resultados obtidos no modelo de regressão de efeitos mistos de Cox usando a distância percorrida pelo veículo descontrolado após a colisão com um objeto fixo na AAFR como variável de resposta. O modelo aqui descrito, assim como um outro modelo desenvolvido no âmbito do mesmo estudo, são apresentados de forma pormenorizada em [18]. Os autores optaram por fornecer medições nas unidades habituais dos E.U.A. e no Sistema Internacional de Unidades (SI). Assim, a unidade de medida usada originalmente no presente estudo é seguida pela conversão equivalente para o SI entre parênteses.

Em suma, a análise reportada na presente comunicação permitiu identificar um conjunto de fatores, relacionados com os obstáculos, a envolvente rodoviária e os utentes, que são estatisticamente relacionáveis com a distância percorrida por veículos descontrolados que se despistam nas estradas norte-americanas da Carolina do Norte.

2 DESCRIÇÃO DOS DADOS

Neste estudo foram utilizados dados relativos a acidentes ocorridos na Carolina do Norte (E.U.A.), obtidos através do *Highway Safety Information System (HSIS)* do *Federal Highway Administration (FHWA)*. A base de dados do HSIS contém quatro sub-ficheiros, que incluem dados referentes ao acidente, veículo, ocupante e rodovia. O presente estudo focou-se nos acidentes envolvendo um único veículo, mais concretamente, colisões com objetos fixos na AAFR.

O conjunto de dados final consiste em 17,557 colisões com objetos fixos na AAFR. O conjunto de dados contém informações sobre vários atributos relativos aos acidentes deste estudo. Aqueles que provaram ser relevantes para explicar a distância percorrida por veículos descontrolados são descritos nos Quadros 1 e 2, para o caso de variáveis contínuas ou categóricas, respetivamente.

É de salientar que a velocidade estimada do veículo após o embate foi considerada na análise, mas não se revelou estatisticamente significativa. Tal facto pode ficar a dever-se a erros associados às estimativas das condições de embate feitas no âmbito da investigação policial. Segundo Mak *et al.* [19], é expectável que as estimativas de velocidade de embate se baseiem na avaliação feita pelos investigadores da polícia e só muito raramente na reconstituição dos acidentes. Mesmo no caso de reconstituições de acidentes, os despistes apresentam dificuldades acrescidas, nomeadamente no que diz respeito ao desempenho dos obstáculos presentes na AAFR (incluindo sistemas de retenção de veículos).

Quadro 1 – Estatísticas descritivas das variáveis contínuas

Variável	Descrição	Média (Desvio padrão)	Mínimo	Máximo
Distância percorrida	(pés)	63.366 (98.021)	0	1,421
	(metros)	19.314 (29.877)	0	433
Características da estrada				
Limite de velocidade (milhas por hora)	Limite de velocidade no local do acidente	53.631 (9.048)	20	70
TMDA (veículos por dia)	Tráfego Médio Diário Anual	15,333.880 (27,383.540)	50	183,000
Largura de berma (pés)	Largura de berma pavimentada (Direita)	6.496 (3.562)	0	22

Quadro 2 – Estatísticas descritivas das variáveis categóricas

Variável	Descrição	Porcentagem	Frequência
Características sazonais			
Céu limpo	1= se o acidente ocorreu com condições de céu limpo / 0 = outras condições	57.6% / 42.4%	10,049 / 7,408
Características da estrada			
Rural	1= se o acidente ocorreu numa estrada rural / 0 = outra estrada	90.3% / 9.7%	15,763 / 1,694
Faixa única	1= se o acidente ocorreu numa estrada de faixa de rodagem única / 0 = dupla faixa de rodagem	71.5% / 28.5%	12,483 / 4,974
Características do obstáculo na AAFR			
Árvore	1= se o primeiro evento perigoso é colidir com uma árvore / 0 = outro evento	0.8% / 99.2%	148 / 17,309
Poste	1= se o primeiro evento perigoso é colidir com um poste de iluminação / 0 = outro evento	0.2% / 99.8%	31 / 17,426
Poste frágil	1= se o primeiro evento perigoso é colidir com um poste de iluminação frágil / 0 = outro evento	0.1% / 99.9%	10 / 17,447
Sinal	1= se o primeiro evento perigoso é colidir com um sinal rígido / 0 = outro evento	1.2% / 98.8%	212 / 17,245
Barreira	1= se o primeiro evento perigoso é colidir com a face de uma barreira de segurança colocada na berma / 0 = outro evento	0.7% / 99.3%	122 / 17,335
Barreira em obra-de-arte	1= se o primeiro evento perigoso é colidir com uma barreira de segurança colocada numa obra-de-arte / 0 = outro evento	0.3% / 99.7%	57 / 17,400
Ilhéu/Separador	1= se o primeiro evento perigoso é colidir com ilhéu direcional ou separador / 0 = outro evento	0.3% / 99.7%	55 / 17,402
Valeta	1= se o primeiro evento perigoso é colidir com uma valeta / 0 = outro evento	1.0% / 99.0%	167 / 17,290
Informação do veículo			
Frente do veículo	1= se o ponto de contacto do veículo foi a zona frontal/ 0 = outro ponto de contacto	10.3% / 89.7%	1,801 / 15,656
Abrir airbag	1= se o airbag do veículo abriu com o embate / 0 = caso contrário	65.6% / 34.4%	11,456 / 6,001
Informação do condutor			
Condição normal	1= se a condição física do condutor quando o embate ocorreu era aparentemente normal / 0 = caso contrário	77.7% / 22.3%	13,563 / 3,894
Condutor sem lesões	1= se o condutor não sofre lesões / 0 = caso contrário	64.1% / 35.9%	11,188 / 6,269
Ejeção	1= se o ocupante não foi ejetado no acidente / 0 = caso contrário	97.6% / 2.4%	17,041 / 416
Homem	1= condutor do sexo masculino / 0 = condutor do sexo feminino	61.1% / 38.9%	10,673 / 6,784

3 RESULTADOS DO MODELO

Conforme descrito anteriormente, o método de modelação de riscos proporcionais de Cox foi aplicado aos dados referentes a colisões com objetos fixos. Nesta análise, foram seleccionadas diversas variáveis de cinco grandes

categorias: características sazonais, características da estrada, características do obstáculo na AAFR, informação do veículo e informação do condutor. Foram calibrados 20 parâmetros para identificar os efeitos potenciais dessas variáveis. No Quadro 3 são descritos os resultados da estimação do modelo em que a variável de resposta é a distância percorrida pelo veículo descontrolado após a colisão com um objeto fixo na AAFR.

A estatística da razão de verosimilhança do modelo é 1,656.9, que é maior do que o valor estatístico do χ^2 , com 18 graus de liberdade, para qualquer nível de significância razoável. O teste z foi utilizado para examinar a significância estatística de cada variável, tendo sido apenas consideradas variáveis explicativas estatisticamente significativas no modelo final. Utilizou-se como critério um nível de confiança mínimo de 85%, que foi atendido por todas as variáveis independentes no modelo calibrado. Como referido acima, o presente estudo teve como objetivo identificar fatores de risco através da análise estatística de duração de despistes. Desta forma, o modelo é utilizado para fins explicativos (exclusivamente dentro do intervalo de valores observados), caso em que são aceitáveis menores valores de p [1]. No caso do modelo apresentado na presente comunicação, todas as variáveis independentes são estatisticamente significativas com valores p inferiores a 5% (ou seja, para níveis de confiança acima de 95%). Foi ainda identificada heterogeneidade não observada, o que indica a existência de outros fatores a afetar a distância percorrida por veículos descontrolados, para além dos incluídos no modelo.

Quadro 3 – Coeficientes estimados

Variável	Coeficiente estimado	valor p	Taxa de risco
Céu limpo	-0.165	<0.001	0.848
Rural	-0.252	<0.001	0.777
Faixa única	0.179	<0.001	1.196
Limite de velocidade	-0.017	<0.001	0.983
TMDA (/10,000)	0.029	<0.001	1.029
Largura de berma	-0.015	<0.001	0.985
Árvore	0.698	<0.001	2.009
Poste	0.927	0.001	2.527
Poste frágil	-1.589	0.001	0.204
Sinal	0.427	<0.001	1.532
Barreira	0.437	<0.001	1.548
Barreira em obra-de-arte	0.450	0.010	1.568
Ilhéu/Separador	-0.530	0.003	0.588
Valeta	0.361	0.001	1.414
Frente do veículo	0.291	<0.001	1.338
Abrir airbag	0.146	<0.001	1.158
Condição normal	0.387	<0.001	1.472
Condutor sem lesões	0.272	<0.001	1.312
Ejeção	0.201	0.002	1.222
Homem	-0.117	<0.001	0.890
Variância dos efeitos aleatórios log-normais	0.482	<0.001	
Estatísticas de teste de razão de verosimilhanças	1,656.9		
Número de observações	17,545		

A Figura 1 apresenta as estimativas obtidas pelo estimador Kaplan-Meier (método não paramétrico) das distâncias percorridas pelos veículos descontrolados. Esta figura ilustra ainda a probabilidade de sobrevivência, que neste caso corresponde à probabilidade estimada de que os veículos descontrolados continuem a deslocar-se após atingirem um objeto fixo. A probabilidade de sobrevivência pode ser dividida em duas partes, dependendo do declive. Uma primeira fase, de queda acentuada, ocorre no primeiro 1 pé (0.3 metros), indicando que um número significativo de veículos (22%) se imobiliza com uma distância percorrida ainda insignificante. Em seguida, a probabilidade de sobrevivência diminuiu gradualmente com o aumento da distância percorrida. A mediana da

distribuição foi 29 pés (8.8 metros), o que indica que mais da metade das colisões observadas não ultrapassam este valor. O terceiro quartil da distribuição foi 80 pés (24.4 metros), indicando que aproximadamente 25% dos veículos observados percorrem pelo menos esta distância.

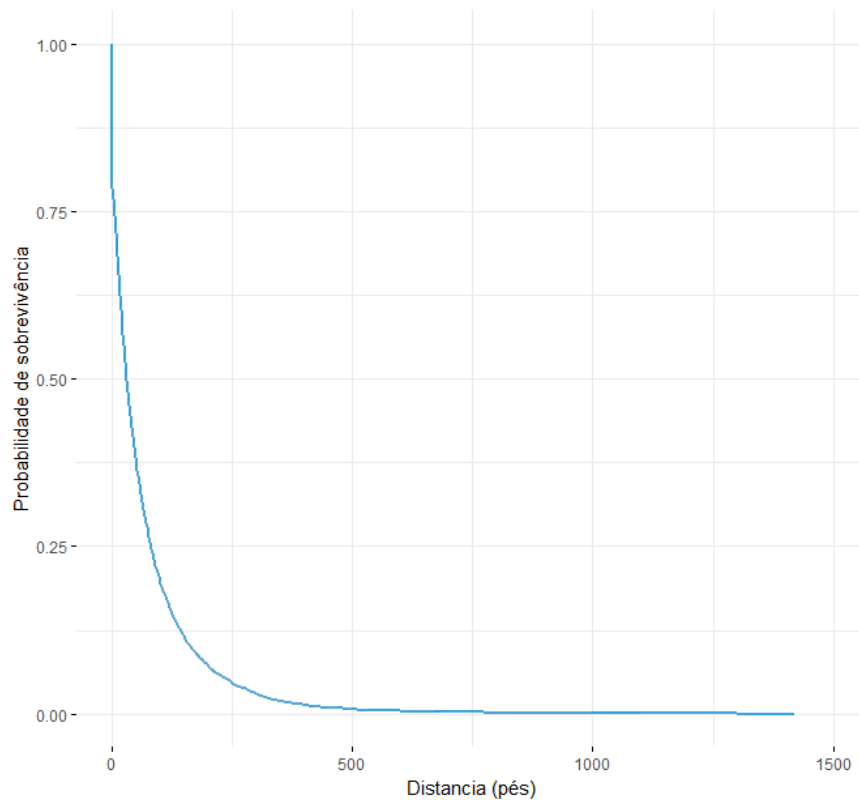


Fig. 1. Estimador de Kaplan–Meier da distância percorrida.

No modelo de riscos proporcionais de Cox, os efeitos das variáveis independentes sobre a função de risco base são multiplicativos. Um sinal positivo da estimativa dos parâmetros sugere um aumento na função de risco e uma diminuição na distância percorrida, que está associada a um aumento nessa variável independente. Uma mudança de uma unidade na variável independente provoca uma alteração de $[\exp(\beta_i) - 1] \times 100\%$ na taxa de risco [5]. Os efeitos das variáveis independentes são discutidos abaixo.

Do Quadro 3 destacam-se diversos resultados. Em primeiro lugar, foram identificadas características sazonais significativas na estimativa da distância percorrida por um veículo descontrolado. Mais concretamente, constatou-se que em condições de céu limpo os veículos tiveram 0.848 vezes o risco de imobilização de o de outras condições atmosféricas. Isto significa que há uma diminuição de 18% no risco associado à imobilização após o ajuste para as outras variáveis explicativas, aumentando assim as distâncias percorridas esperadas. Uma das razões para este resultado é o facto de os condutores tenderem a subestimar o risco no caso de boas condições atmosféricas, o que leva à prática de velocidades mais elevadas. Neste caso, são esperadas velocidades de saída da faixa de rodagem mais elevadas, o que faz com que sejam mais prováveis distâncias mais longas. Este resultado está de acordo com os apresentados na bibliografia existente [20, 21].

Em segundo lugar, identificou-se uma relação significativa entre as características da estrada e a distância percorrida. Mais concretamente, os despistes em as áreas rurais tiveram 0.777 vezes o risco de imobilização dos ocorridos áreas urbanas. Da mesma forma, o limite de velocidade revelou ser um fator significativo na distância percorrida por veículos descontrolados. O sinal negativo da estimativa do parâmetro indica que uma diminuição no limite de velocidade pode diminuir a distância percorrida. Uma redução de dez unidades no limite de velocidade conduz ao aumento em 17% do risco de imobilização de um veículo descontrolado após o embate no objeto fixo

na AAFR. É sabido que os despistes em áreas rurais apresentam uma maior probabilidade de lesão fatal quando comparados com despistes em áreas urbanas, devido aos limites de velocidade mais elevados [22]. No que diz respeito ao tipo de faixa de rodagem, as estradas de faixa de rodagem única tiveram 1.196 vezes o risco de imobilização das estradas de dupla faixa de rodagem ou das de faixa única e sentido único de circulação. De acordo com a FHWA [23], os condutores em estradas de faixa de rodagem única tendem a praticar velocidades mais baixas, quando comparados com condutores em estradas de dupla faixa ou de faixa e sentido único, o que resulta em distâncias percorridas mais curtas. Verificou-se ainda que tanto o TMDA como a largura de berma são variáveis significativas no modelo. Ao aumentar uma unidade de TMDA/10,000, os riscos associados à imobilização aumentarão 2.9%. Este resultado pode explicar-se pelo facto de elevados volumes de tráfego estarem geralmente associados a menores velocidades de circulação, daí resultando a diminuição da distância percorrida. Este resultado é consistente com os descritos na maioria dos estudos [24]. Da mesma forma, constatou-se que a diminuição de uma unidade na largura da berma direita aumentará o risco de imobilização em 1.5%.

Em terceiro lugar, a presença de objetos fixos na AAFR revelou ter efeitos significativos na distância percorrida por veículos descontrolados. A grande maioria desses objetos diminui a distância percorrida esperada. Especificamente, as colisões com árvores tiveram 2.009 vezes o risco de imobilização de outros eventos e as colisões com barreiras de segurança tiveram 1.548 vezes o risco de outros objetos fixos. Estes resultados indicam que quanto mais rígidos são os objetos fixos, menor será a distância percorrida. Estes resultados estão de acordo com os obtidos noutros estudos [20, 21], que indicam que a gravidade dos despistes depende principalmente das características dos elementos da AAFR, tais como, objetos fixos. É de destacar que estes resultados demonstram que as colisões com postes frágeis tiveram 0.204 vezes o risco de imobilização de outros eventos, daí resultando o aumento nas distâncias percorridas por veículos descontrolados. Esta é a vantagem inerente ao uso de suportes frágeis na sinalização e iluminação. Estes suportes são concebidos para ceder facilmente quando atingidos por um veículo, de modo a reduzir significativamente a gravidade das colisões. Idealmente, a zona livre – AAFR disponível para o uso seguro por parte de veículos descontrolados – fornece espaço suficiente para a recuperação do controlo de veículos descontrolados.

Em quarto lugar, identificaram-se variáveis significativas relacionadas com o veículo e o seu condutor. Despistes em que tenha ocorrido a abertura de um airbag tiveram 1.158 vezes o risco de imobilização daqueles em que o airbag não abriu. Por outro lado, e conforme esperado, o ponto de contacto entre o veículo e os objetos fixos na AAFR afeta a distância percorrida por um veículo descontrolado. Uma colisão com a zona frontal central de um veículo teve 1.338 vezes o risco de imobilização de outros pontos de contato, resultado consistente com o obtido por Yoganandan et al. [25]. Em caso de despiste, condutores cuja condição física era aparentemente normal tiveram 1.472 vezes o risco de imobilização de outros condutores, diminuindo a distância percorrida após o embate. Um estudo de Christoforou et al. [26] revelou que os condutores intoxicados não podem reagir adequadamente em situações de emergência, tal como acontece em acidentes rodoviários. Os resultados do modelo indicam ainda que o sexo do condutor teve um efeito significativo na distância percorrida. Os condutores do sexo masculino tiveram 0.890 vezes o risco de imobilização dos condutores do sexo feminino. Uma explicação para este resultado é o facto de os condutores do sexo masculino geralmente correrem mais riscos do que os do sexo feminino, contribuindo para o aumento do risco de acidentes, ferimentos ou morte [27].

Finalmente, a partir das estimativas apresentadas no Quadro 3, pode-se observar que a variância dos efeitos aleatórios é estimada em 0.482 ($p < 0,001$). O parâmetro é significativamente diferente de zero, podendo, por isso, ser rejeitada a hipótese nula de nenhuma heterogeneidade. O risco relativo individual específico associado à imobilização é até 100% maior ou menor que o risco médio ($\exp(\sqrt{0,482}) = 2,00$).

4 CONCLUSÕES

O estudo descrito na presente comunicação apresenta os resultados de um modelo de duração baseado em risco aplicado à distância percorrida por veículos descontrolados em despistes após o embate em objetos fixos presentes na AAFR. É ainda utilizado um método não paramétrico (estimador de Kaplan-Meier) para estimar a distância percorrida por esses veículos a partir do momento em que os mesmos embatem nesse objeto.

Um primeiro contributo deste estudo é o de demonstrar que a distância percorrida por veículos descontrolados em despistes é afetada por características sazonais, características da estrada, características do obstáculo, informação do veículo e informação do condutor. Os resultados demonstraram que um número significativo de veículos descontrolados irá imobilizar-se após percorrer uma distância insignificante, indiciando um elevado risco de lesões

nos seus ocupantes. Por outro, estes resultados também revelaram que o risco decresce acentuadamente desde 1 pé (0.3 metros) até aproximadamente 500 pés (cerca de 150 metros). Mais da metade dos veículos observados não ultrapassou 29 pés (8.8 metros) e 25% dos veículos observados viajaram pelo menos 80 pés (24.4 metros).

Em segundo lugar, os resultados deste estudo demonstram que o modelo de riscos proporcionais de Cox é metodologicamente apropriado para investigar a distância percorrida por veículos descontrolados em despistes.

Em terceiro lugar, os resultados deste estudo têm implicações ao nível das políticas de segurança rodoviária. Várias medidas corretivas podem ser implementadas para aumentar a segurança na AAFR, incluindo melhorias no perfil transversal da estrada e a remoção, modificação ou delimitação de objetos fixos na AAFR. Estas medidas têm sido utilizadas em todos os tipos de estradas (rurais, suburbanas e urbanas) para, por um lado, manter os veículos na faixa de rodagem e, por outro, reduzir o número e as consequências de colisões com objetos na AAFR. No entanto, de acordo com os resultados deste estudo, as larguras desejáveis para a zona livre sugeridas no “Roadside Design Guide” [28] da AASHTO, e nas disposições normativas internacionais devem ser revistas com base em dados atuais de incursões na AAFR.

A análise empírica da distância percorrida por veículos descontrolados após o embate em objetos fixos é complementar à modelação das incursões na AAFR que serve de base às disposições normativas internacionais. Estes resultados contribuem para a melhor compreensão do comportamento dos veículos em despistes e podem facilitar o planeamento e o projeto de AAFR tolerantes (*forgiving roadsides*).

5 AGRADECIMENTOS

Carlos Roque agradece o apoio financeiro fornecido pela Fundação para a Ciência e a Tecnologia (FCT) através da Bolsa de Pós-doutoramento com a referência SFRH/BPD/118499/2016.

6 REFERÊNCIAS

- 1 S. Washington, M. Karlaftis, F. Mannering, Statistical and Econometric Methods for Transportation Data Analysis, 2nd ed. *Chapman and Hall/CRC*, 2011.
- 2 P. Anastasopoulos, G. Fountas, M.T. Sarwar, M., Karlaftis, A. Sadek, Transport habits of travelers using new energy type modes: a random parameters hazard-based approach of travel distance. *Transportation Research Part C: Emerging Technologies* 77, 516–528, 2017.
- 3 A. Vadeby, A. Forsman, G. Kecklund, T. Åkerstedt, D. Sandberg, A. Anund, Sleepiness and prediction of driver impairment in simulator studies using a Cox proportional hazard approach. *Accident Analysis and Prevention* 42, 835–841, 2010.
- 4 P.V. Van den Berg, T. Arentze, H. Timmermans, A latent class accelerated hazard model of social activity duration. *Transport. Res. Part A* 46 (1), 12–21, 2012.
- 5 X. Yang, M. Huan, M. Abdel-Aty, Y. Peng, Z. Gao, A hazard-based duration model for analyzing crossing behavior of cyclists and electric bike riders at signalized intersections. *Accident Analysis and Prevention*, 74, 33–41, 2015.
- 6 N. Balakrishnan, C.R. Rao, *Advances in Survival Analysis*. Elsevier, Oxford, UK, 2004.
- 7 C.R. Bhat, Duration modelling. In: Hensher, D.A., Button, K.J. (Eds.), *Handbook of Transport Modeling*. Elsevier, Oxford, UK, pp. 91–111, 2000.
- 8 B. Sharman, M. Roorda, K. Habib, Comparison of parametric and nonparametric hazard models for stop durations on urban tours with commercial vehicles. *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board*, (2269), 117-126, 2012.
- 9 C.R. Bhat, A generalized multiple durations proportional hazard model with an application to activity behavior during the evening work-to-home commute. *Transportation Research, Part B (Methodological)* 30B (6), 465–480, 1996.
- 10 D. Nam, F. Mannering, An exploratory hazard-based analysis of highway incident. *Transport. Res. Part A* 34 (2), 85–102, 2010.

- 11 Y. Xia, S. Seaman, M. Hickman, J. Macleod, R. Robertson, L. Copeland, J. McKenzie, D. De Angelis, Factors affecting repeated cessations of injecting drug use and relapses during the entire injecting career among the Edinburgh Addiction Cohort. *Drug Alcohol Depend.* 151, 76–83, 2015.
- 12 M. -D. Li, J. -L. Doong, W. -S. Huang, C. -H. Lai, M. -C. Jeng, Survival hazards of road environment factors between motor-vehicles and motorcycles. *Accident Analysis & Prevention*, 41(5), 938–947, 2009.
- 13 D.W. Hosmer Jr., S. Lemeshow, *Applied Survival Analysis: Regression Modeling of Time to Event Data*. Wiley, New York, pp. 90–91, 116, 1999.
- 14 V.S. Pankratz, M. de Andrade, T.M. Therneau, Random-effects Cox proportional hazard model: general variance components methods for time-to-event data. *Genetic Epidemiology* 2005; 28:97–109, 2004.
- 15 D.R. Cox, D. Oakes, *Analysis of Survival Data*. Chapman & Hall, London & New York, 1984.
- 16 R Development Core Team, *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org/>, 2011.
- 17 T. Therneau, *coxme: Mixed Effects Cox Models version 2.2-5*, <https://cran.r-project.org/web/packages/coxme/index.html>, 2015.
- 18 C. Roque, M. Jalayer, Improving roadside design policies for safety enhancement using hazard-based duration modeling, *Accid. Anal. Prev.* 120, 165-173, 2018.
- 19 K.K. Mak, D.L. Sicking, B.A. Coon, Identification of Vehicular Impact Conditions Associated with Serious Ran-off-Road Crashes. Transportation Research Board, National Cooperative Highway Research Program (NCHRP); Report 665, 2010.
- 20 M. Jalayer, H. Zhou, Evaluating the Safety Risk of Roadside Features for Rural Two-Lane Roads Using Reliability Analysis. *Accident Analysis and Prevention*, 93, 101-112, 2016.
- 21 D. Lord, M. A. Brewer, K. Fitzpatrick, S. R. Geedipally, Y. Peng, Analysis of Roadway Departure Crashes on Two-lane Rural Roads in Texas. Publication FHWA/TX-11/0-6031-1. FHWA, U.S. Department of Transportation, 2011.
- 22 Y. Adinegoro, N. Haworth, A. K. Debnath, Characteristics of road factors in multi and single vehicle motorcycle crashes in Queensland. Australasian Road Safety Conference, 14–16, October 2015, Gold Coast, Qld, 2015.
- 23 Federal Highway Administration (FHWA), *One-Way/Two-Way Street Conversions*. Washington, D.C. , 2018. Accessed by January 15, 2018, <https://safety.fhwa.dot.gov/saferjourney1/library/countermeasures/13.htm>.
- 24 X. Zhan, Y. Zheng, X. Yi, S. V. Ukkusuri, Citywide traffic volume estimation using trajectory data. *IEEE Transactions on Knowledge and Data Engineering*, 2017.
- 25 N. Yoganandan, J. L Baisden, D. J. Maiman, T.A. Gennarelli, Y. Guan, F.A. Pintar, S. A. Ridella, Severe-to-fatal head injuries in motor vehicle impacts. *Accident Analysis & Prevention*, 42(4), 1370-1378, 2010.
- 26 Z. Christoforou, M. G. Karlaftis, G. Yannis, Reaction times of young alcohol-impaired drivers. *Accident Analysis & Prevention*, 61, 54-62, 2013.
- 27 L. Evans, *Traffic safety*. Bloomfield Hills, MI; Science Serving Society, 2004.
- 28 American Association of State Highway and Transportation Officials. *Roadside Design Guide*, Fourth Edition, 2011.