




Impacto da Lei Seca sobre a mortalidade no trânsito nas unidades federativas do Brasil: uma análise de série temporal interrompida

Impact of the Dry Law on road traffic mortality in Brazilian states: an interrupted time series analysis

Hélio Rubens de Carvalho Nunes^I , Cristiane Murta-Nascimento^I , Maria Cristina Pereira Lima^{II} 

RESUMO: *Objetivo:* Analisar o impacto da Lei 11.705, conhecida por “Lei Seca” (LS-08), sobre a mortalidade por acidentes de trânsito (AT) em cada uma das 27 unidades federativas (UF) do Brasil. *Método:* Estudo ecológico de séries temporais interrompidas com dados de AT entre 2002 a 2015, totalizando 168 meses. Os dados foram obtidos do Sistema de Informações sobre Mortalidade, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística e do Departamento Nacional de Trânsito. Foram ajustados modelos auto-regressivos integrados de médias móveis (ARIMA) para analisar o impacto da LS-08 em cada UF. *Resultados:* Após a implantação da LS-08, a mortalidade por AT diminuiu significativamente no estado de Santa Catarina (pré-LS-08 = $2,60 \pm 0,30$ e pós-LS-08 = $2,32 \pm 0,35$; $p < 0,001$) e no Distrito Federal (pré-LS-08 = $2,22 \pm 0,40$ e pós-LS-08 = $1,76 \pm 0,35$; $p = 0,002$), aumentou significativamente nos estados do Acre, Amazonas, Rondônia, Maranhão, Piauí, Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Alagoas, Sergipe e Mato Grosso e permaneceu estável nos demais. Análise de sensibilidade conduzida sob uma série temporal mais curta, com 24 meses, apresentou resultados semelhantes aos obtidos com a série de 168 meses para a maioria das 27 UF. *Conclusão:* A LS-08 exerceu impacto heterogêneo sobre a mortalidade por AT entre as UF.

Palavras-chave: Análise de séries temporais interrompida. Acidentes de trânsito. Estudos de séries temporais. Estudos ecológicos.

^IDepartamento de Saúde Pública, Faculdade de Medicina de Botucatu, Universidade Estadual Paulista “Júlio de Mesquita Filho” – Botucatu (SP), Brasil.

^{II}Departamento de Neurologia, Psicologia e Psiquiatria, Faculdade de Medicina de Botucatu, Universidade Estadual Paulista “Júlio de Mesquita Filho” – Botucatu (SP), Brasil.

Autor correspondente: Hélio Rubens de Carvalho Nunes. Faculdade de Medicina de Botucatu, Universidade Estadual Paulista “Júlio de Mesquita Filho”. Av. Prof. Mário Rubens Guimarães Montenegro, s/n., Vila Paraíso, CEP: 18618-687, Botucatu, SP, Brasil. E-mail: hrcn@outlook.com.br

Conflito de interesses: nada a declarar – **Fonte de financiamento:** nenhuma.

ABSTRACT: *Objective:* To assess the impact of 2008 Public Law number 11,705, also known as Dry Law (DL-08), on mortality from road traffic accidents (RTA), in each of the 27 Brazilian Federative Units (BFUs). *Methods:* Ecological study of interrupted time series with RTA data from 2002 to 2015, totalizing 168 months. Data were obtained from the Mortality Information System, the Brazilian Institute of Geography and Statistics, and from the National Traffic Department. Autoregressive integrated moving average (ARIMA) models were adjusted to assess the impact of DL-08 in each BFU. *Results:* After the implementation of the DL-08, there was a significant decrease in mortality from RTA in the state of Santa Catarina (pre DL-08 = 2.60 ± 0.30 and post DL-08 = 2.32 ± 0.35 ; $p < 0.001$) and in the Federal District (pre DL-08 = 2.22 ± 0.40 and post DL-08 = 1.76 ± 0.35 ; $p = 0.002$), a significant increase in mortality in the states of Acre, Amazonas, Rondônia, Maranhão, Piauí, Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Alagoas, Sergipe and Mato Grosso, and a stability in the other states. The sensitivity analysis conducted over a shorter time series with 24 months showed results similar to those obtained with the 168-month series for most of the 27 BFUs. *Conclusion:* The DL-08 had a heterogeneous impact on mortality from traffic accidents on BFUs.

Keywords: Interrupted time series analysis. Accidents, traffic. Time series studies. Ecological studies.

INTRODUÇÃO

Os acidentes de trânsito (AT) são um importante problema de saúde pública. Eles respondem por cerca de 1,35 milhão de mortes por ano no mundo, são a oitava causa de morte na população em geral e a principal causa de morte entre pessoas de 5 a 29 anos de idade¹. Além disso, a maioria dos AT ocorre em países de baixa e média renda, onde o seu custo pode atingir 2,9% do Produto Interno Bruto².

No Brasil, dados da Pesquisa Nacional de Saúde de 2013 revelam que 3,1% da população brasileira se envolve em AT com lesões corporais em um intervalo de 12 meses³, de modo que os AT são a segunda causa com maior proporção de anos de vida perdidos por causas externas, no Brasil⁴.

Os efeitos do consumo de álcool sobre a ocorrência dos AT são bem descritos na literatura. Sabe-se que o álcool retarda a reação diante de um estímulo, altera o estado de alerta, a acuidade visual, o desempenho em tarefas que envolvem atenção dividida e a capacidade de julgamento⁵⁻⁷. Além disso, estudos mostram que o consumo de álcool está associado a maior risco de lesões e óbitos por AT^{8,9}. No Brasil, Damacena et al.¹⁰ mostraram que o consumo de álcool está associado aos AT mesmo quando os efeitos de idade, sexo, escolaridade, cor da pele e estado civil são considerados. Evidências dos efeitos deletérios do álcool apresentados pela literatura mundial ajudam a entender por que 45 países têm, atualmente, leis restritivas sobre álcool e direção¹, incluindo o Brasil.

No Brasil, a Lei nº 11.705, de 19 de junho de 2008, conhecida popularmente como “Lei Seca” (LS-08), foi uma das medidas adotadas pelo governo brasileiro com o intuito de reduzir a morbimortalidade por AT. Em vigor desde 20 de junho de 2008, a LS-08 penaliza o

condutor flagrado dirigindo sob a influência de álcool ou de qualquer substância psicoativa, com a suspensão do direito de dirigir por 12 meses em todo o território brasileiro, além de multa e sanções administrativas¹¹.

Vários estudos investigaram o impacto da LS-08 sobre a mortalidade por AT no Brasil. Malta et al.¹² o fizeram comparando a sobreposição de intervalos de confiança da taxa padronizada da mortalidade por AT pré e pós-LS-08, utilizando dados agregados de um ano antes e um ano depois da LS-08. Os autores observaram redução significativa (-7,4%) na taxa padronizada de mortalidade por AT no Brasil e afirmaram, também, que essa redução ocorreu de forma heterogênea entre os estados. Andreuccetti et al.¹³ observaram que a LS-08 foi responsável por redução significativa na taxa de morte por AT de 7,2% e 16,0% no estado de São Paulo e capital, respectivamente. Abreu et al.¹⁴, em estudo descritivo da cidade do Rio de Janeiro, compararam o mês de julho de 2007 (pré-LS-08) com o mês de julho de 2008 (pós-LS-08) e observaram redução da mortalidade por AT de 12,9%. Em 2017, Klabunde et al.¹⁵ compararam as taxas de mortalidade por AT pré e pós-LS-08 para o Estado de Santa Catarina e observaram redução significativa na mortalidade geral por AT. Mais recentemente, Abreu et al.¹⁶, utilizando regressão segmentada com dados anuais do estado do Paraná entre 1980 e 2014, observaram que, após a LS-08, houve diminuição da mortalidade entre motoristas em geral e entre pedestres.

Apesar da relevância dos estudos já realizados, o efeito da LS-08 ainda não foi avaliado por modelos que incorporam simultaneamente autocorrelação, sazonalidade, confundidores e cointervenções em todas as UF. Assim, a mortalidade por AT descrita por modelos mais reais e regionalizados pode oferecer estimativas mais precisas do impacto da LS-08, contribuindo para a gestão do trânsito no país. Logo, o objetivo deste estudo foi avaliar o impacto da LS-08 sobre a mortalidade por AT nas 27 unidades da federação (UF) brasileira, entre janeiro de 2002 e dezembro de 2015.

MÉTODOS

Este estudo realizou análise de séries temporais interrompidas (*interrupted time-series analysis* — ITSA) para avaliar os óbitos por AT ocorridos mensalmente em cada uma das 27 UF brasileiras no período entre 2002 e 2015. Foram incluídos 168 meses, sendo 78 meses antes da LS-08 (janeiro de 2002 a junho de 2008) e 90 meses após a LS-08 (julho de 2008 a dezembro de 2015).

O desfecho estudado foi o coeficiente de mortalidade por AT observado mensalmente em cada UF. Para o seu cálculo, utilizaram-se os óbitos cujas causas básicas estavam codificadas nas categorias V01 a V89, que representam os acidentes de transporte terrestre do capítulo XX (Causas Externas de Morbidade e de Mortalidade), da décima revisão da Classificação Internacional de Doenças (CID-10).

Utilizaram-se três fontes de informação para a obtenção dos dados: Sistema de Informações sobre Mortalidade¹⁷ para a obtenção do número mensal de óbitos por AT; Instituto Brasileiro de

Geografia e Estatística (IBGE)¹⁸ para se coletar a projeção anual da população; e Departamento Nacional de Trânsito (DENATRAN)¹⁹ para se obter a frota mensal de veículos.

A intervenção estudada foi a LS-08, que entrou em vigor no Brasil em 20 de junho de 2008. Também foram consideradas duas cointervenções: a implementação do Serviço Médico de Urgência e Emergência (SAMU), conforme Decreto nº 5.055 de 27 de abril de 2004 (SAMU-2004), e a sua reformulação conforme Portaria do Ministério da Saúde nº 1.010 de 21 de maio de 2012 (SAMU-2012).

Os regressores considerados foram:

- sazonalidade, representada por 11 variáveis politômicas, sendo uma para cada mês (de fevereiro a dezembro) e assumindo os valores -1 para janeiro (mês de referência), 1 para o mês vigente e 0 caso contrário;
- número de sábados e domingos por mês;
- frota estadual de veículos automotores.

Um modelo do tipo $Z_t = \mu + w_0 I_t + X_t \beta + N_t$ foi ajustado para cada UF, sendo μ uma constante, Z_t o coeficiente de mortalidade por AT no mês t ($t=1...168$), w_0 o impacto da LS-08, I_t uma variável binária igual a 0 quando $t \leq 78$ e igual a 1 quando $t > 78$, X_t a matriz de regressores e N_t uma série residual pertencente à classe autorregressiva, integrada de médias móveis ARIMA (p,d,q). Para a identificação da série residual N_t e para a verificação das pressuposições de homocedasticidade e estacionariedade, as 78 observações pré-LS-08 foram reunidas em 13 agrupamentos que continham seis observações em sequência temporal.

A homocedasticidade foi verificada com um gráfico de dispersão entre média e desvio padrão dos agrupamentos. Na presença de heterocedasticidade, uma transformação Box-Cox foi aplicada aos dados.

A estacionariedade foi verificada comparando as séries:

- dos dados originais (ou transformados);
- da primeira diferença;
- da segunda diferença, em relação ao comportamento exibido nos gráficos da série temporal e da função das autocorrelações (ACF), em que era observado o decaimento das autocorrelações.

Em caso de dúvida sobre qual das três séries era estacionária, aplicava-se o teste de Dickey-Fuller aumentado, tendo sua equação regressora determinada com base no número de ACF parciais significativamente não nulas.

As ordens p e q foram determinadas comparando modelos com diferentes ordens p e q em relação ao valor do critério de informação de Akaike (AIC). A necessidade de constante no modelo foi verificada com o teste t para $H_0: \mu = 0$. A adequação do modelo foi avaliada por inspeção gráfica dos resíduos por meio da função de ACF, função de ACF parcial e histograma dos resíduos, e pelo teste de Ljung-Box. As análises foram realizadas utilizando os pacotes TSA, lmtest e AID do *software* R, versão 3.4.2.

RESULTADOS

A Tabela 1 mostra as estimativas do impacto da LS-08 sobre a mortalidade no trânsito, em cada UF, com base na série temporal com 168 meses, sendo 78 meses pré-LS-08 e 90 meses pós-LS-08, ajustadas pelas cointervenções e pelos regressores. Observou-se diminuição significativa da mortalidade por AT após a LS-08 apenas no estado de Santa Catarina ($\hat{w}_0 = -0,08$; $p < 0,001$) e no Distrito Federal ($\hat{w}_0 = -0,08$; $p = 0,002$). Observou-se também aumento significativo da mortalidade por AT após a LS-08 em 12 estados brasileiros: Acre ($\hat{w}_0 = 0,22$; $p = 0,005$), Amazonas ($\hat{w}_0 = 0,08$; $p = 0,030$) e Rondônia ($\hat{w}_0 = 0,71$; $p < 0,001$) na região Norte; Alagoas ($\hat{w}_0 = 0,31$; $p = 0,008$), Ceará ($\hat{w}_0 = 0,35$; $p < 0,001$), Maranhão ($\hat{w}_0 = 0,22$; $p = 0,004$), Paraíba ($\hat{w}_0 = 0,13$; $p < 0,001$), Pernambuco ($\hat{w}_0 = 0,30$; $p < 0,001$), Piauí ($\hat{w}_0 = 0,34$; $p = 0,007$), Rio Grande do Norte ($\hat{w}_0 = 0,25$; $p < 0,001$) e Sergipe ($\hat{w}_0 = 0,30$; $p < 0,001$) na região Nordeste; e Mato Grosso ($\hat{w}_0 = 0,41$; $p < 0,001$) na região Centro-Oeste. Nas demais unidades da federação, a mortalidade por AT após a LS-08 permaneceu estável quando comparada com o período pré-LS-08. A qualidade do ajuste dos modelos foi avaliada utilizando resíduos e o teste de Ljung-Box, que não indicou falha da pressuposição de ruído branco para os resíduos em todas as UF.

A Tabela 2 apresenta a análise de sensibilidade realizada para comparar os resultados obtidos sob a série temporal original de 168 meses com os resultados obtidos sob uma série temporal mais curta de 48 meses, sendo 24 meses pré-LS-08 e 24 meses pós-LS-08. Entre as 27 UF, o impacto da LS-08 (\hat{w}_0) foi significativo, tendo apresentado mesma direção em ambas as séries temporais de seis UF (Santa Catarina, Distrito Federal, Rondônia, Pernambuco, Sergipe e Mato Grosso), \hat{w}_0 foi não significativo em ambas as séries temporais de 10 UF (Amapá, Pará, Roraima, Bahia, Mato Grosso do Sul, Espírito Santo, Minas Gerais, Rio de Janeiro, São Paulo e Rio Grande do Sul), \hat{w}_0 apresentou mesma direção com valor p significativo somente na série temporal mais longa de cinco UF (Acre, Ceará, Maranhão, Paraíba e Rio Grande do Norte), \hat{w}_0 apresentou direção oposta e valor p significativo somente na série temporal mais longa em três UF (Amazonas, Alagoas e Piauí), \hat{w}_0 apresentou mesma direção e valor p significativo somente na série temporal mais curta em duas UF (Goiás e Paraná) e, por fim, \hat{w}_0 apresentou direção oposta entre as séries e valor p significativo somente na série mais curta em uma UF (Tocantins).

DISCUSSÃO

O presente estudo verificou que a LS-08 não foi suficiente para diminuir a mortalidade por AT em todas as UF. Após a LS-08, a mortalidade por AT diminuiu significativamente em duas UF (Santa Catarina e Distrito Federal), diminuiu de modo não significativo em cinco UF (Amapá, Rio de Janeiro, São Paulo, Paraná e Rio Grande do Sul), aumentou de modo não significativo em oito UF (Roraima, Pará, Tocantins, Bahia, Goiás, Mato Grosso do Sul, Minas Gerais e Espírito Santo) e aumentou com significância estatística em 12

Tabela 1. Estimativa do impacto da “Lei Seca” (LS-08) sobre o coeficiente mensal de mortalidade por acidentes de trânsito em cada unidade federativa do Brasil.

UF	Pré LS-08	Pós LS-08	Nt*	LS-08	Valor p [§]
	(n = 78)	(n = 90)		w ₀ [#] (p [§])	
Norte					
Acre	1,22 ± 0,45	1,50 ± 0,57	ARMA (3,2)	0,22 (0,005)	0,345
Amapá	1,56 ± 0,62	1,42 ± 0,62	ARMA (2,2)	-0,16 (0,068)	0,191
Amazonas	0,91 ± 0,24	1,00 ± 0,23	MA (1)	0,08 (0,030)	0,231
Pará	1,10 ± 0,20	1,51 ± 0,31	AR (1)	0,07 (0,204)	0,195
Rondônia	1,96 ± 0,47	2,75 ± 0,67	ARMA (1,1)	0,71 (< 0,001)	0,691
Roraima	2,25 ± 0,99	2,53 ± 0,99	IMA (1,1)	0,08 (0,798)	0,677
Tocantins	2,51 ± 0,62	3,00 ± 0,68	ARMA (3,3)	0,18 (0,315)	0,645
Nordeste					
Alagoas	1,61 ± 0,41	1,97 ± 0,43	ARMA (1,1)	0,31 (0,008)	0,771
Bahia	0,93 ± 0,19	1,37 ± 0,25	IMA (1,1)	0,01 (0,948)	0,216
Ceará	1,67 ± 0,23	2,08 ± 0,40	ARMA (1,1)	0,35 (< 0,001)	0,146
Maranhão	1,09 ± 0,25	1,85 ± 0,39	MA (1)	0,22 (0,004)	0,817
Paraíba	1,49 ± 0,32	1,95 ± 0,39	AR (1)	0,13 (< 0,001)	0,174
Pernambuco	1,41 ± 0,18	1,73 ± 0,23	ARMA (2,3)	0,30 (< 0,001)	0,252
Piauí	1,80 ± 0,44	2,93 ± 0,59	AR (1)	0,34 (0,007)	0,467
Rio Grande do Norte	1,20 ± 0,27	1,46 ± 0,28	MA (0,0,1)	0,25 (< 0,001)	0,994
Sergipe	1,77 ± 0,48	2,26 ± 0,47	ARMA (2,2)	0,30 (< 0,001)	0,163
Centro-Oeste					
Distrito Federal	2,22 ± 0,40	1,76 ± 0,35	MA (1)	-0,08 (0,002)	0,326
Goiás	2,21 ± 0,33	2,52 ± 0,35	ARMA (1,1)	0,20 (0,085)	0,074
Mato Grosso	2,59 ± 0,46	3,02 ± 0,48	MA (2)	0,41 (< 0,001)	0,760
Mato Grosso do Sul	2,44 ± 0,42	2,59 ± 0,47	ARMA (1,1)	0,04 (0,741)	0,910
Sudeste					
Espírito Santo	2,28 ± 0,38	2,34 ± 0,38	AR (2)	0,003 (0,972)	0,410
Minas Gerais	1,48 ± 0,22	1,75 ± 0,19	IMA (1,1)	0,01 (0,904)	0,503
Rio de Janeiro	1,55 ± 0,18	1,38 ± 0,19	ARIMA (2,1,1)	-0,10 (0,341)	0,256
São Paulo	1,46 ± 0,13	1,34 ± 0,15	ARMA (4,7)	-0,06 (0,627)	0,111

Continua...

Tabela 1. Continuação.

UF	Pré LS-08	Pós LS-08	Nt*	LS-08	Valor p ^δ
	(n = 78)	(n = 90)		w ₀ [#] (p [§])	
Sul					
Paraná	2,43 ± 0,30	2,46 ± 0,33	IMA (0,1,2)	-0,01 (0,894)	0,119
Rio Grande do Sul	1,58 ± 0,18	1,52 ± 0,19	IMA (1,1)	-0,18 (0,060)	0,295
Santa Catarina	2,60 ± 0,30	2,32 ± 0,35	ARMA (2,2)	-0,08 (< 0,001)	0,921

*Série residual ajustada por modelos da classe autorregressiva de médias móveis (ARIMA); #estimativa do impacto da LS-08 ajustado pela sazonalidade, cointervenções SAMU-2004, SAMU-2012, frota estadual de veículos e número de sábados e domingos no mês e autocorrelação; §p referente ao impacto da LS-08 sobre a mortalidade por AT; δp referente ao teste de Ljung-Box sobre os resíduos dos modelos ajustados.

UF (Amazonas, Acre, Rondônia, Maranhão, Piauí, Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Alagoas, Sergipe e Mato Grosso).

Embora as intervenções que regulam e penalizam o ato de beber e dirigir estejam entre as mais eficazes para diminuir a mortalidade por AT²⁰, este estudo observou diminuição significativa da mortalidade por AT após a LS-08 em apenas duas das 27 UF.

Para explicar essa divergência, deve-se considerar que fatores associados ao óbito por AT, particularmente frota de veículos, comportamento dos condutores de veículos, funcionamento do sistema nacional de trânsito e intervenções de engenharia de tráfego, processo de municipalização do trânsito e adesão a políticas e ações em saúde, podem ter evoluído de modo diferente entre as UF.

Quanto à frota de veículos, o estudo verificou a existência de correlação linear direta entre taxa de crescimento da frota e magnitude do efeito da LS-08 (\hat{w}_0) entre as UF ($r = 0,55$; $p = 0,003$; correlação de Spearman). Assim, UF com altas variações positivas no número de veículos automotores entre 2002 a 2015 apresentaram valores mais altos de \hat{w}_0 , o que indica, portanto, que o efeito da LS-08 pode ter perdido força nas UF cuja população adquiriu mais veículos. O elevado interesse pela compra de veículos é descrito na literatura. Carvalho e Pereira²¹ mostram que as famílias gastam, em média, cinco vezes mais com transporte privado do que com transporte coletivo. O transporte coletivo tem sido cada vez mais ignorado, o que causa impacto sobre a mobilidade urbana. De 1992 a 2012 o tempo de deslocamento entre o local de residência e o local de trabalho aumentou, em média, 6,4% no Brasil²².

No que se refere aos comportamentos associados ao óbito por AT, tais como os descritos por Nascimento e Menandro²³ — consumo de álcool e drogas, direção em alta velocidade, desobediência às regras de trânsito e superestimação das habilidades na direção —, suas prevalências podem ter evoluído de modo diferente entre as UF durante o período deste estudo. O mesmo pode ter ocorrido com os fatores não comportamentais associados ao óbito por AT, tais como os citados por Almeida et al.²⁴ e Lima et al.²⁵ — idade da frota, grau de desenvolvimento urbano, condições de engenharia de tráfego e condições meteorológicas —, que também podem ter evoluído diferentemente entre as UF.

Tabela 2. Resultados da análise de sensibilidade que avalia o impacto da LS-08 com base na série temporal original mais longa (com 168 meses) e com base em uma série temporal mais curta (com 48 meses).

	Impacto da LS-08	
	Série com 48 meses	Série com 168 meses
	w_0^* (valor $p^\#$)	w_0^s (valor p^δ)
\hat{w}_0 com mesma direção e p-valor significativo em ambas as séries temporais		
Santa Catarina	-0,09 (< 0,001)	-0,08 (< 0,001)
Distrito Federal	-0,07 (0,005)	-0,08 (0,002)
Rondônia	0,60 (0,001)	0,71 (< 0,001)
Pernambuco	0,19 (< 0,001)	0,30 (< 0,001)
Sergipe	0,28 (< 0,001)	0,30 (< 0,001)
Mato Grosso	0,51 (< 0,001)	0,41 (< 0,001)
Mortalidade por AT estável após a LS-08 em ambas as séries temporais		
Amapá	0,03 (0,806)	-0,16 (0,068)
Pará	0,19 (0,202)	0,07 (0,204)
Roraima	-0,13 (0,400)	0,08 (0,798)
Bahia	0,002 (0,983)	0,01 (0,948)
Mato Grosso do Sul	0,01 (0,892)	0,04 (0,741)
Espírito Santo	-0,21 (0,222)	0,003 (0,972)
Minas Gerais	0,02 (0,757)	0,01 (0,904)
Rio de Janeiro	-0,14 (0,165)	-0,10 (0,341)
São Paulo	-0,06 (0,634)	-0,06 (0,627)
Rio Grande do Sul	-0,22 (0,053)	-0,18 (0,060)
\hat{w}_0 com mesma direção e valor p significativo somente na série mais longa		
Acre	0,15 (0,123)	0,22 (0,005)
Ceará	0,08 (0,480)	0,35 (< 0,001)
Maranhão	0,22 (0,051)	0,22 (0,004)
Paraíba	0,06 (0,138)	0,13 (< 0,001)
Rio Grande do Norte	0,10 (0,189)	0,25 (< 0,001)
\hat{w}_0 com direções opostas e p-valor significativo somente na série mais longa		
Amazonas	-0,09 (0,153)	0,08 (0,030)
Alagoas	-0,03 (0,780)	0,31 (0,008)
Piauí	-0,09 (0,631)	0,34 (0,007)

Continua...

Tabela 2. Continuação.

	Impacto da LS-08	
	Série com 48 meses	Série com 168 meses
	w_0^* (valor $p^{\#}$)	w_0^{\S} (valor p^{\S})
\hat{w}_0 com a mesma direção e p-valor significativo somente na série mais curta		
Goiás	0,29 (<0,001)	0,20 (0,085)
Paraná	-0,26 (0,017)	-0,01 (0,894)
\hat{w}_0 com direções opostas e p-valor significativo somente na série mais curta		
Tocantins	-0,63 (0,009)	0,18 (0,315)

*Estimativa do impacto da LS-08 ajustado pela sazonalidade, cointervenções SAMU-2004, SAMU-2012, frota estadual de veículos e número de sábados e domingos no mês e autocorrelação, com base na série temporal original deste estudo, com 168 meses; $\#$ p referente ao impacto da LS-08 sobre a mortalidade por AT, com base na série original deste estudo, com 168 meses; \S estimativa do impacto da LS-08 ajustado pela frota estadual de veículos e número de sábados e domingos no mês e autocorrelação, com base em uma série temporal mais curta, com 48 meses; \S p referente ao impacto da LS-08 sobre a mortalidade por AT, com base em uma série temporal mais curta, com 48 meses.

Outra possível explicação à variabilidade das estimativas \hat{w}_0 é a complexidade do Sistema Nacional de Trânsito (SNT). Em cada UF, o SNT é composto de um Conselho Estadual de Trânsito (CETTRAN), um Departamento de Trânsito (DETRAN), um Departamento de Estradas e Rodagem (DER), polícia militar e uma junta administrativa de recursos e infrações (JARI)²⁶. Cada um desses órgãos possui complexas estruturas compostas de diretorias, superintendências e gerências. Assim, é possível que a qualidade das integrações intra e interorganizacional não seja a mesma em todas as 27 UF.

Outro fator que pode explicar a heterogeneidade dos valores de \hat{w}_0 é o processo de municipalização do trânsito, que vem ocorrendo numa velocidade desigual entre as UF. Dados do DENATRAN revelam que no estado de Tocantins 5% dos municípios estão integrados ao SNT, enquanto no Rio Grande do Sul esse percentual atinge 97%. Muitos gestores resistem à ideia de municipalizar o trânsito de seus municípios por motivos financeiros²⁷, mesmo sendo a municipalização do trânsito algo positivo²⁸.

Os diferentes graus de adesão das UF aos programas e ações de saúde também podem explicar a heterogeneidade nos valores \hat{w}_0 . O SAMU — relevante componente da Política Nacional de Atenção às Urgências — representa um importante avanço no combate à morbimortalidade associada às urgências no Brasil²⁹. Apesar de sua relevância, Machado et al.³⁰ mostram que a abrangência do SAMU varia entre as UF. Em julho de 2009 a proporção da população abrangida pelo SAMU variava de 21% (no Espírito Santo) a 100% (no Distrito Federal e em Santa Catarina). Outras políticas importantes no combate aos AT, tais como a Política Nacional de Redução da Morbimortalidade por Acidentes e Violências de 2001 e a Política Nacional de Promoção da Saúde de 2006, também podem ter sido conduzidas de forma diferente entre as UF.

Por fim, diferenças nas estruturas viárias, na operacionalização das engenharias de tráfego e na assertividade das obras ao longo dos anos entre as UF também podem contribuir para explicar a variabilidade em \hat{w}_0 observada.

Quanto aos resultados da análise de sensibilidade obtidos sob uma série temporal mais curta de 24 meses, eles sugerem que nos estados de Santa Catarina, Distrito Federal, Rondônia, Pernambuco, Sergipe e Mato Grosso a diminuição ou aumento significativo da mortalidade por AT após a LS-08, observados em curto prazo, prolongaram-se em longo prazo. Nos estados do Acre, Ceará, Maranhão, Paraíba e Rio Grande do Norte, deve-se considerar um possível efeito do tamanho da série temporal sobre o poder dos testes nos modelos ajustados. Nos estados do Amazonas, Alagoas e Piauí, o efeito da LS-08 pode ter sido importante somente em curto prazo, prevalecendo a tendência histórica de aumento da mortalidade por AT e, no estado do Paraná, a LS-08 pode ter perdido eficiência com o passar do tempo. Entretanto, não pode ser descartada a possibilidade de a LS-08 ter mantido sua eficiência em longo prazo no estado do Paraná, porém outros fatores associados à mortalidade por AT terem sua magnitude aumentada em longo prazo.

Os possíveis vieses deste estudo foram discutidos utilizando o instrumento *Risk Of Bias In Non-randomised Studies of Interventions* (ROBINS-I)³¹.

Acreditamos que o risco de viés por confundimento é baixo pelo fato de a LS-08 ser uma lei federal, que submete qualquer motorista às suas regras, independentemente de seus fatores preditores do óbito por AT.

Neste estudo, para que houvesse viés de seleção, seria necessário:

- uma associação entre migrações intra e inter-regionais e LS-08, de tal modo que a composição demográfica fosse diferente entre as fases pré e pós-LS-08;
- uma modificação da composição demográfica acompanhada de uma modificação nos fatores comportamentais e não comportamentais associados ao óbito por AT. Como a probabilidade dessas duas condições terem ocorrido é subjetivamente pequena, acreditamos que o risco desse viés é baixo.

Quanto ao risco de viés na classificação das intervenções, acreditamos que neste estudo esse risco seja nulo porque não houve as possibilidades de os habitantes das 27 UF terem sido classificados como não expostos à LS-08 estando ela vigente nem de os habitantes das 27 UF serem considerados expostos à LS-08 antes da sua vigência.

No contexto deste estudo, com dados agregados nas UF, o problema de dados perdidos é discutido no âmbito da emigração internacional. Dados do Censo Demográfico de 2010 indicam que o percentual de pessoas que foram para outros países oscilou de 0,06% no Piauí a 0,57% em Goiás. Logo, o percentual de pessoas que saem do Brasil é insuficiente para impactar as estimativas dos coeficientes mensais de mortalidade por AT. Assim, acreditamos que o risco de viés em razão dos dados perdidos é baixo ou nulo.

Além disso, este estudo apresenta vantagens em relação aos trabalhos anteriores sobre o impacto da LS-08¹²⁻¹⁶. Este é o primeiro estudo que investiga o efeito da LS-08 em todas as UF utilizando um modelo estatístico de intervenção que considera, simultaneamente,

a ACF entre as observações mensais, a sazonalidade e as seguintes variáveis de confundimento: número de sábados e domingos por mês, evolução da frota de veículos em cada UF e cointervenções que representam a implementação do SAMU, conforme Decreto nº 5.055 de 27 de abril de 2004 (SAMU-2004), e a sua reformulação, conforme Portaria do Ministério da Saúde nº 1.010 de 21 de maio de 2012 (SAMU-2012).

Os limites temporais do período pré e pós-LS-08 foram determinados com base em Penfold e Zhang³², que recomendam, no mínimo, oito observações antes e oito observações depois de uma intervenção. Porém, considerando que nosso modelo incluiria vários regressores e que a série temporal da mortalidade por AT apresentava grande variabilidade em algumas UF, decidimos ampliar nosso limite temporal para janeiro de 2002 a dezembro de 2015 (n = 168 meses), expandindo-o em relação ao recomendado por Penfold e Zhang³².

Entretanto, este estudo apresenta algumas limitações:

- outras cointervenções poderiam ter sido consideradas, como, por exemplo, a Política Nacional de Trânsito de setembro de 2004 e a sua reformulação, aprovada em dezembro de 2014;
- funções de transferência alternativas para o impacto de LS-08 poderiam ter sido testadas;
- não foi possível considerar covariáveis de evolução dos fatores comportamentais e não comportamentais associados aos AT em razão da falta de dados secundários;
- o consumo de álcool também pode ter evoluído de forma diferente entre as UF.

Infelizmente, não foram encontrados dados de prevalência anual de consumo de álcool para as 27 UF. Uma possibilidade seria utilizar os dados do inquérito Vigilância de Fatores de Risco e Proteção para Doenças Crônicas por Inquérito Telefônico (Vigitel), que disponibiliza a estimativa da proporção do número de adultos que consumiram bebida alcoólica de forma abusiva. Entretanto, a primeira edição do Vigitel é do ano de 2006 (portanto, não cobre o período do nosso estudo, que foi de 2002 a 2015). Além disso, seus dados somente representam as capitais de cada UF, e não das UF com um todo.

Em síntese, conclui-se que após a LS-08 houve diminuição significativa da mortalidade por AT somente no estado de Santa Catarina e no Distrito Federal. Essa heterogeneidade pode dever-se a fatores associados ao óbito por AT, tais como mudança na frota de veículos, mudança de comportamento dos condutores de veículos, funcionamento do sistema nacional de trânsito, municipalização da gestão do trânsito e adesão variável a políticas e ações em saúde, que evoluíram de forma desigual entre as UF.

AGRADECIMENTOS

Aos funcionários da Unidade de Pesquisa em Saúde Coletiva (UPeSC) da Faculdade de Medicina de Botucatu, UNESP.

REFERÊNCIAS

- World Health Organization. Global status report on road safety 2018 [Internet]. Genebra: World Health Organization; 2018 [acessado em 6 ago. 2020]. Disponível em: https://www.who.int/violence_injury_prevention/road_safety_status/2018/en/
- Wijnen W, Stipdonk H. Social costs of road crashes: An international analysis. *Accid Anal Prev* 2016; 94: 97-106. <http://dx.doi.org/10.1016/j.aap.2016.05.005>
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Coordenação de Trabalho e Rendimento. Pesquisa nacional de saúde: 2013: acesso e utilização dos serviços de saúde, acidentes e violências: Brasil, grandes regiões e unidades da federação [Internet]. Rio de Janeiro: IBGE, 2015 [acessado em 6 ago. 2020]. Disponível em: <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv94074.pdf>
- Campos MR, von Doellinger V dos R, Mendes LV, Costa M de F, Pimentel TG, Schramm JM. Morbidity and mortality associated with injuries: results of the Global Burden of Disease study in Brazil, 2008. *Cad Saúde Pública* 2015; 31(1): 121-36. <http://dx.doi.org/10.1590/0102-311x00191113>
- Calinescu T, Adminaite D. Progress in reducing drink driving in Europe [Internet]. Bruxelas: European Safety Research Council, 2018 [acessado em 6 ago. 2020]. Disponível em: https://etsc.eu/wp-content/uploads/report_reducing_drink_driving_final.pdf
- Liu YC, Ho CH. Effects of different blood alcohol concentrations and post-alcohol impairment on driving behavior and task performance. *Traffic Inj Prev* 2010; 11(4): 334-41. <http://dx.doi.org/10.1080/15389581003747522>
- Zhao X, Zhang X, Rong J. Study of the Effects of Alcohol on Drivers and Driving Performance on Straight Road. *Math Probl Eng* 2014. <http://dx.doi.org/10.1155/2014/607652>
- Cherpitel CJ, Witbrodt J, Korcha RA, Ye Y, Monteiro MG, Chou P. Dose-response relationship of alcohol and injury cause: effects of country-level drinking pattern and alcohol policy. *Alcohol Clin Exp Res* 2019; 43(5): 850-6. <http://dx.doi.org/10.1111/acer.13986>
- Taylor B, Rehm J. The relationship between alcohol consumption and fatal motor vehicle injury: high risk at low alcohol levels. *Alcohol Clin Exp Res* 2012; 36(10): 1827-34. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1530-0277.2012.01785.x>
- Damacena GN, Malta DC, Boccolini CS, Souza Júnior PRB, Almeida WS, Ribeiro LS, et al. Consumo abusivo de álcool e envolvimento em acidentes de trânsito na população brasileira, 2013. *Ciênc Saúde Coletiva* 2016; 21(12): 3777-86. <http://dx.doi.org/10.1590/1413-812320152112.25692015>
- Brasil. Lei nº 11.705, de 19 de junho de 2008. Altera a Lei nº 9.503, de 23 de setembro de 1997, que institui o Código de Trânsito Brasileiro, e a Lei nº 9.294, de 15 de julho de 1996. *Diário Oficial da União* [Internet] 20 jun. 2008 [acessado em 6 ago. 2020]. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2007-2010/2008/lei/L11705.htm
- Malta DC, Soares Filho AM, Montenegro MMS, Mascarenhas MDM, Silva MMA, Lima CM, et al. Análise da mortalidade por acidentes de transporte terrestre antes e após a Lei Seca - Brasil, 2007-2009. *Epidemiol Serv Saúde* 2010; 19(4): 317-28. <http://dx.doi.org/10.5123/S1679-49742010000400002>
- Andreuccetti G, Carvalho HB, Cherpitel CJ, Ye Y, Ponce JC, Kahn T, et al. Reducing the legal blood alcohol concentration limit for driving in developing countries: a time for change? Results and implications derived from a time series analysis (2001–2010) conducted in Brazil: Reducing blood alcohol limits for driving. *Addiction* 2011; 106(12): 2124-31. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1360-0443.2011.03521.x>
- Abreu AMM, Jomar RT, Thomaz RGF, Guimarães RM, Lima JMB, Figueiró RFS. Impacto da lei seca na mortalidade por acidentes de trânsito. *Rev Enferm UERJ* 2012; 20(1): 21-6.
- Klabunde FC, Ghizzo Filho J, Freitas PF, Nazário NO. Impacto da lei seca na taxa de mortalidade por acidentes de trânsito, Santa Catarina, entre 2005 e 2011 [impact of alcohol prohibition in the death rate from traffic accidents, in Santa Catarina, from 2005 to 2011]. *Arq Catarin Med* 2017; 46(2): 108-17.
- Abreu DROM, Souza EM, Mathias TAF. Impacto do Código de Trânsito Brasileiro e da Lei Seca na mortalidade por acidentes de trânsito [Impact of the Brazilian Traffic Code and the Law Against Drinking and Driving on mortality from motor vehicle accidents]. *Cad Saúde Pública* 2018; 34(8): e00122117. <http://dx.doi.org/10.1590/0102-311x00122117>
- Brasil. TabNet Win32 3.0: Mortalidade [Internet]. [acessado em 10 nov. 2017]. Disponível em: <http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/deftohtm.exe?sim/cnv/obt10br.def>
- Brasil. Projeção da população [Internet]. [acessado em 15 nov. 2017]. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/apps/populacao/projecao/>

19. Brasil. Estatísticas: frota de veículos [Internet]. [acessado em 25 nov. 2017]. Disponível em: <https://antigo.infraestrutura.gov.br/component/content/article/115-portaldenatran/8552-estat%C3%ADsticafrota-de-ve%C3%ADculos-denatran.html>
20. Lefio A, Bachelet VC, Jiménez-Paneque R, Gomolán P, Rivas K. A systematic review of the effectiveness of interventions to reduce motor vehicle crashes and their injuries among the general and working populations. *Rev Panam Salud Publica* 2018; 42: e60. <http://dx.doi.org/10.26633/RPSP.2018.60>
21. Carvalho CHR, Pereira RHM. Gastos das famílias brasileiras com transporte urbano público e privado no Brasil: uma análise da POF 2003 e 2009 [Internet]. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica e Aplicada, 2012 [acessado em 6 ago. 2020]. Disponível em: https://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td_1803.pdf
22. Pero V, Stefaneli V. A questão da mobilidade urbana nas metrópoles brasileiras. *Rev Econ Contemp* 2015; 19(3): 366-402. <http://dx.doi.org/10.1590/198055271932>
23. Nascimento AS, Menandro PRM. Bebida Alcoólica e Direção Automotiva: relatos de policiais militares sobre a “Lei Seca”. *Psicol Ciênc Prof* 2016; 36(2): 411-25. <http://dx.doi.org/10.1590/1982-370300067201>
24. Almeida RL, Bezerra Filho JG, Braga JU, Magalhães FB, Macedo MC, Silva KA. Man, road and vehicle: risk factors associated with the severity of traffic accidents. *Rev Saude Publica* 2013; 47(4): 718-31. <https://doi.org/10.1590/S0034-8910.2013047003657>
25. Lima IMO, Figueiredo JC, Morita PA, Gold P. Fatores condicionantes da gravidade dos acidentes de trânsito nas rodovias brasileiras [Internet]. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica e Aplicada; 2008 [acessado em 6 ago. 2020]. Disponível em: https://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td_1344.pdf
26. Brasil. Lei nº 9.503 de 23 de setembro de 1997. Instituto o Código Brasileiro de Trânsito. Brasil; 1997.
27. Marques EV, Machado MA. Identificação dos fatores relevantes na decisão da alocação dos recursos econômicos visando um trânsito seguro. *Rev Adm Pública* 2010; 44(6): 1379-404. <https://doi.org/10.1590/S0034-76122010000600006>
28. Queiroz MS, Oliveira PC. Acidentes de trânsito: uma visão qualitativa no Município de Campinas, São Paulo, Brasil [Traffic accidents: a qualitative approach from Campinas, São Paulo, Brazil]. *Cad Saude Pública* 2002; 18(5): 1179-87. <https://doi.org/10.1590/s0102-311x2002000500010>
29. Teles AS, Coelho TCB, Ferreira MPS, Scatena JHG. Serviço de Atendimento Móvel de Urgência (SAMU) do Estado da Bahia: subfinanciamento e desigualdade regional [Mobile Emergency Care Service (SAMU): underfunding and regional inequality]. *Cad Saude Colet* 2017; 25(1): 51-7. <https://doi.org/10.1590/1414-462x201700010188>
30. Machado CV, Salvador FG, O’Dwyer G. Mobile Emergency Care Service: analysis of Brazilian policy. *Rev Saude Pública* 2011; 45(3): 519-28. <https://doi.org/10.1590/s0034-89102011005000022>
31. Sterne JAC, Hernán MA, Reeves BC, Savovic J, Berkman ND, Viswanathan M, et al. ROBINS-I: a tool for assessing risk of bias in non-randomised studies of interventions. *BMJ* 2016; 355. <https://doi.org/10.1136/bmj.i4919>
32. Penfold RB, Zhang F. Use of interrupted time series analysis in evaluating health care quality improvements. *Acad Pediatr* 2013; 13(6 Supl.): S38-44. <https://doi.org/10.1016/j.acap.2013.08.002>

Recebido em: 22/01/2021

Revisado em: 01/06/2021

Aprovado em: 04/06/2021

Contribuição dos autores: H.R.C. Nunes participou na concepção e desenho do estudo, análise estatística, interpretação dos dados e redação do manuscrito. C. Murta-Nascimento contribuiu para a interpretação dos dados e redação do manuscrito. M.C.P. Lima participou na concepção e desenho do estudo, interpretação dos dados e redação do manuscrito. Todos os autores leram e aprovaram a versão final do manuscrito. Declaram serem responsáveis por todos os aspectos do trabalho, garantindo sua precisão e integridade.

