

# A INFLUÊNCIA DO NÍVEL GERAL DE CONSUMO SOBRE A MORTALIDADE NO TRÂNSITO NO BRASIL DE 1996 A 2017

Cassia Marchon<sup>†</sup>  
Deive Ciro de Oliveira\*  
Luciene Resende Gonçalves\*  
Thiago Caliarí Silva<sup>†</sup>

<sup>†</sup> Departamento de Gestão e Apoio à Decisão, Instituto Tecnológico de Aeronáutica, São José dos Campos, SP, Brasil.

\* Instituto de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal de Alfenas, Varginha, MG, Brasil.

Correspondência | Correspondence: Instituto Tecnológico de Aeronáutica, Praça Marechal Eduardo Gomes, 50, Prédio da IEF, sala 222, Vila das Acácias, São José dos Campos, SP, Brasil.

E-mail: [cassiahm@ita.br](mailto:cassiahm@ita.br)

## Resumo

Diversos estudos em economia evidenciam a influência da atividade econômica sobre os acidentes de trânsito. Neste trabalho, contempla-se esta relação para o caso do Brasil, mais precisamente, examina-se a relação entre a taxa de mortalidade no trânsito terrestre e uma medida de atividade econômica em particular: o nível geral de consumo per capita. No Brasil, observa-se uma certa semelhança de padrão evolutivo entre as séries de óbitos no trânsito e de consumo. A evidência empírica apresentada neste estudo sugere que grande parte das variações mês-a-mês na mortalidade no trânsito podem ser explicadas por flutuações sazonais e variações nos níveis de consumo corrente e de alguns meses anteriores. Controlando para oscilações sazonais, as variações no consumo respondem por 22% das variações mês-a-mês na taxa de mortalidade no trânsito de acordo com o modelo proposto neste estudo. Esses resultados preconizam a consideração do nível da atividade econômica ao se avaliar o efeito de intervenções no contexto do trânsito brasileiro, sob o risco de sobre ou subestimação de seus reais efeitos. Igualmente importante, a consideração do nível de atividade econômica pode contribuir para a precisão das previsões sobre o trânsito.

**Palavras-chave:** acidentes de trânsito, fatalidades no trânsito, mortalidade no trânsito, consumo, atividade econômica

### **Abstract**

Several studies in economics evidence the influence of economic activity on road accidents. This study contemplates this relationship for the case of Brazil, precisely, we examine the relationship between road fatality rates and one measure of economic activity in particular: the overall level of consumption per capita. In Brazil, we observe a certain similarity in the evolutionary pattern between consumption and road fatalities. The empirical evidence presented in this paper suggests that most of the month-to-month variations in road fatality rates can be explained by seasonal fluctuations and variations in the consumption level of the current month and of a few preceding months. Controlling for seasonal fluctuations, variations in consumption answer for 22% of the month-to-month variations in road fatality rates according to the model proposed in this paper. These results preconize consideration of the level of economic activity when evaluating the effect of interventions in the Brazilian transit context, under the risk of over or underestimation of their true effects. Equally important, the consideration of economic activity can contribute to the accuracy of forecasts related to traffic.

**Keywords:** road fatalities, road accidents, vehicle fatalities, consumption, economic activity.

**JEL classification:** R41; I12; O12

### **Agradecimentos**

Os autores agradecem a Marli de Mesquita Silva do Ministério da Saúde por orientações sobre os dados, aos participantes do Seminário do Núcleo de Estudos em Economia Aplicada da Universidade Federal de Alfenas, aos participantes do Seminário do Departamento de Gestão e Apoio à Decisão do Instituto Tecnológico de Aeronáutica e aos revisores por comentários e sugestões. Eventuais erros são de inteira responsabilidade dos autores.

## 1. Introdução

Uma a cada 40 pessoas que morreram em 2016 foram vítimas fatais de acidentes de trânsito, o que significa um total de 1,4 milhões de mortes, de acordo com dados da Organização Mundial da Saúde. No Brasil, durante o período de tempo analisado neste trabalho (1996 a 2017), mais de 800 mil pessoas morreram vítimas de acidentes de trânsito. Em termos financeiros, o custo anual dos acidentes nas rodovias brasileiras gira em torno de 1,2% do PIB, sendo a maior parte deste custo decorrente da perda de produção das vítimas (IPEA, 2006).

Estatísticas como essas evidenciam a relevância de uma melhor compreensão da dinâmica propulsora das mortalidades no trânsito. Neste trabalho, contempla-se a relação entre as mortalidades no trânsito e o nível de atividade econômica. Por razões elucidadas adiante, foca-se em uma medida de atividade econômica de particular interesse no caso do Brasil: o nível de consumo agregado.

O efeito da atividade econômica sobre os acidentes de trânsito é um fator observado em diversas pesquisas na área de economia. Nota-se que o crescimento econômico intensifica a mobilidade da população e a circulação de mercadorias; por outro lado, quanto maior o PIB per capita de uma população, melhores os serviços de emergência e atendimento pós-traumático, além de mais nova e segura sua frota de veículos (Bishai et al., 2006). Sob a ótica da renda, observa-se que o nível de renda e emprego influenciam a frequência das viagens, a escolha do meio de transporte e a demanda por equipamentos de segurança (Grimm e Treibich, 2013). Conjectura-se ainda uma relação entre o nível de desemprego e o consumo de bebidas alcoólicas, sobretudo seu consumo fora de casa (Ruhn, 1996).

Estudos que associam os acidentes de trânsito a alguma medida de atividade econômica cumprem um papel essencial para formulação de previsões sobre o trânsito. Como o trabalho de Bishai et al. (2006), que corrobora a tese de que o crescimento econômico eleva as fatalidades no trânsito em países de renda mais baixa, mas reduz as fatalidades em países mais ricos, conferindo assim, um caráter transitório ao conflito vivenciado pelos países em desenvolvimento. A concavidade da relação entre prosperidade econômica e fatalidades no trânsito também é evidenciada por Grimm e Treibich (2013) em uma comparação entre diferentes estados na Índia. De acordo com o estudo, em estágios iniciais de desenvolvimento, uma maior motorização combinada à uma urbanização desestruturada eleva a mortalidade no trânsito, especialmente de usuários vulneráveis, como motociclistas e pedestres. Os autores recomendam um melhor planejamento nesses estágios, sobretudo com investimentos em policiamento e infraestrutura para organizar o trânsito. Em um estudo sobre o Brasil, Blumenberg et al. (2018) observaram que estados com PIB per capita esperados abaixo da média nacional estariam mais propensos a apresentarem elevação na taxa de mortalidade no trânsito.

Diversos estudos econômicos têm como foco principal quantificar o impacto de intervenções ou fatores específicos e consideram algumas medidas de atividade econômica apenas como variáveis de controle. Por exemplo, Ponicki et al. (2007) incluíram a renda per capita em suas equações de regressão ao estimar o efeito de diferentes intervenções adotadas por alguns estados dos Estados Unidos, entre elas: a elevação da idade mínima permitida para o consumo de bebidas alcoólicas, a elevação do imposto sobre bebidas alcólicas e a redução do limite permitido de alcoolemia no sangue de condutores. Analogamente, Ruhn (1996) utilizou variáveis de controle para condições macroeconômicas ao estimar o efeito de punições mais severas para direção embriagada, suspensão da carteira de motorista para aqueles que se recusam a fazer o teste de embriaguez, leis que responsabilizam estabelecimentos pela venda de bebidas alcólicas para indivíduos claramente intoxicados, além do efeito do imposto sobre bebidas alcoólicas e da idade mínima para seu consumo. O autor reconheceu ainda os casos extremos de restrições sobre a venda de bebidas alcólicas, mas ignorou as nuances das

restrições aplicadas, que em algumas localidades limita-se a dias e horários definidos. Para o Brasil, Silva e Kilsztajn (2003) incluíram o PIB per capita em sua equação de regressão ao avaliar o efeito de uma elevação no número de veículos por habitante sobre as fatalidades por veículo.

Estudos que se propõem a avaliar intervenções que não incluem no modelo uma medida de atividade econômica ainda precisam contornar, ou de alguma outra forma controlar, seus efeitos. Este foi o caso do estudo de Pérez et al. (2007), que avaliou a eficácia da instalação de radares em uma importante via expressa de Barcelona. Os autores notaram que não houve instalação de radares nas vias arteriais da cidade, e trataram essas vias como um grupo de controle. Infere-se que qualquer outro fator atuando no sentido de reduzir o número de colisões no momento em que os radares foram instalados também reduziriam as colisões nas vias arteriais. Da mesma forma, Jackson e Owens (2010) utilizaram o método das diferenças-em-diferenças para avaliar o impacto da expansão do horário de funcionamento do metrô nas noites de sexta e sábado em Washington DC. Os autores compararam as detenções por direção embriagada nas noites de sexta e sábado com as noites de quinta. Em uma outra situação quase-experimental, Hansey (2015) observou que o estado de Washington aplica punições mais severas para os condutores embriagados reincidentes e, no caso de primeira infração, diferencia os condutores embriagados dos gravemente embriagados. Explorando essas diferenças em punições e comparando os infratores nas adjacências dos limites legais de alcoolemia no sangue, o autor encontrou evidências de que punições mais severas reduzem a reincidência.

Em suma, as flutuações na atividade econômica merecem alguma consideração ao se avaliar intervenções, seja incluindo esta variável diretamente no modelo, seja contornando seus efeitos de alguma outra forma. Ademais, o reconhecimento da influência da atividade econômica sobre os acidentes de trânsito pode auxiliar na formulação de previsões sobre o trânsito.

Aqui aprofunda-se na relação entre a mortalidade no trânsito e uma específica medida de atividade econômica: o consumo. Entre 1996 e 2017 no Brasil, a taxa de mortalidade parece acompanhar os movimentos de médio prazo do nível geral de consumo. Tal similaridade de padrão evolutivo não é observada no caso do PIB, por exemplo, como explicitado adiante. Por parcimônia, optou-se por um modelo em que a mortalidade no trânsito depende apenas do nível geral de consumo, além de flutuações sazonais. Um diferencial aqui é a flexibilização da relação entre atividade econômica e mortalidade ao se permitir um efeito imediato e também um efeito com alguma defasagem.

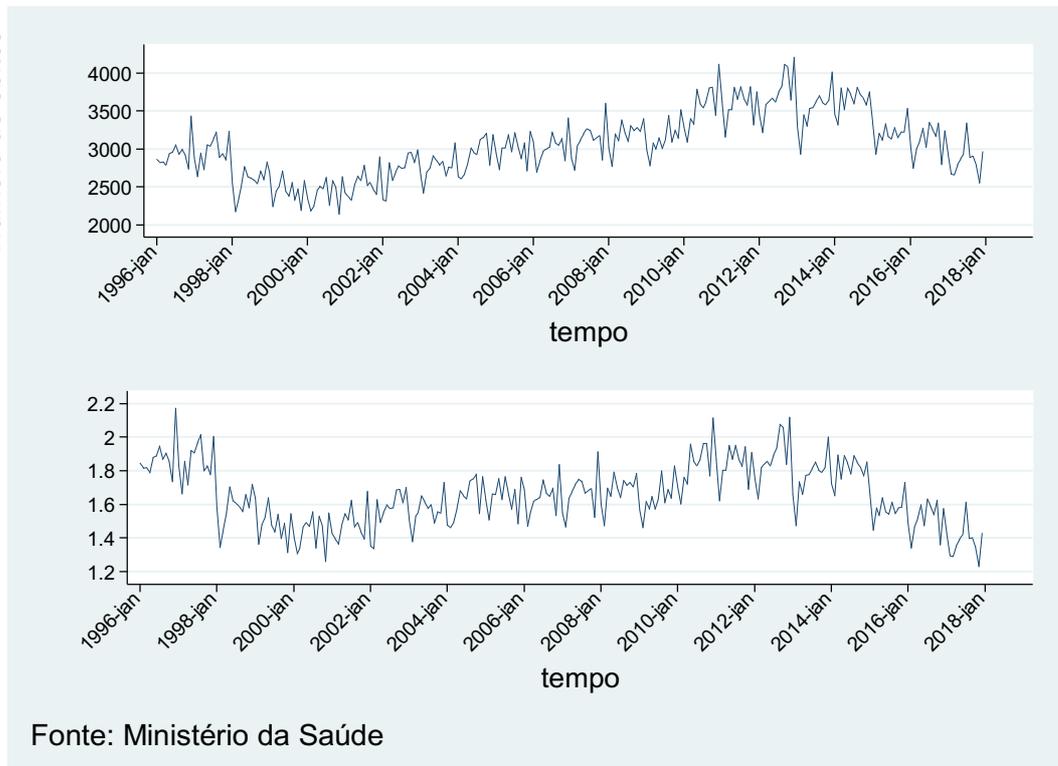
Os dados compreendem os meses entre 1996 e 2017, e têm como fonte o Ministério da Saúde e o Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Precisou-se diferenciar as séries a fim de lidar com a não-estacionariedade das mesmas. Com base no modelo proposto neste estudo, estima-se que cerca de 80% das variações mês-a-mês na taxa de mortalidade no trânsito podem ser explicadas por flutuações sazonais e variações no nível geral de consumo. Controlando as oscilações sazonais na mortalidade, os resultados das regressões indicam que variações no nível de consumo conseguem explicar aproximadamente 22% das variações mês-a-mês na taxa de mortalidade no trânsito.

Na próxima seção, apresenta-se algumas estatísticas básicas sobre o trânsito brasileiro. Algumas documentadas na literatura, como a recente expansão do número de motocicletas em circulação, outras inesperadas, como a existência de um pico na taxa de mortalidade na terceira idade. Na seção 3, apresenta-se o modelo proposto neste trabalho e as estimativas. Na seção 4, utiliza-se o modelo proposto para estimar o impacto de uma intervenção específica no trânsito brasileiro: a Lei Seca. Por último, discorre-se sobre algumas ponderações relatadas na literatura sobre intervenções no trânsito.

## 2. Estatísticas Descritivas

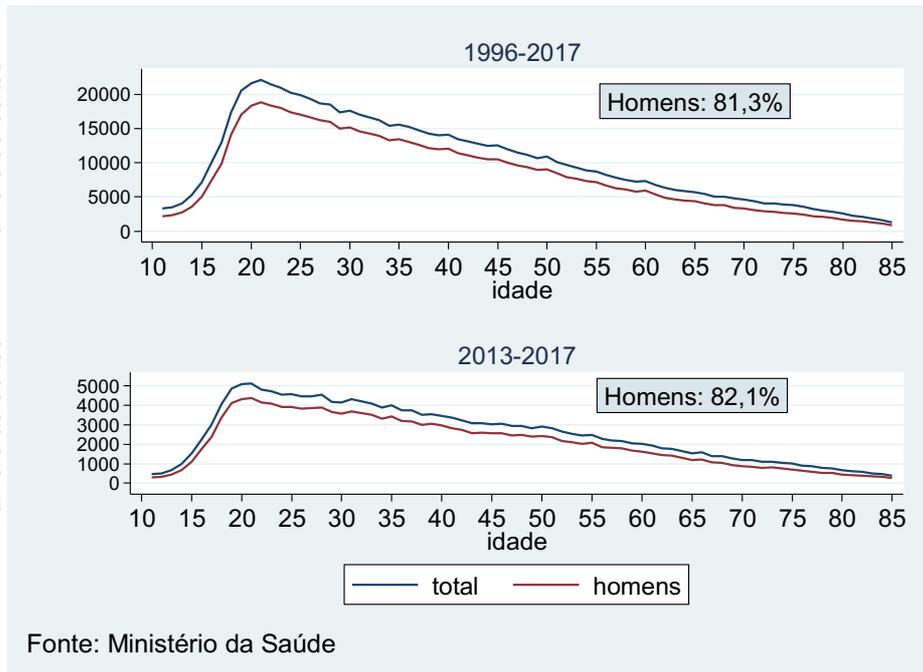
Examinando os dados de mortalidade no trânsito do Ministério da Saúde, percebe-se uma tendência de queda a partir de 2014 que se estende até 2017, o último ano considerado neste trabalho. A Figura 1 apresenta os óbitos mensais (na parte superior), e a taxa de mortalidade (na parte inferior), esta última definida como o número de óbitos a cada cem mil habitantes. Os dados de mortalidade e populacionais foram extraídos do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) do Ministério da Saúde. Os dados incluem todos os óbitos decorrentes de lesões em acidentes de trânsito no Brasil, podendo o óbito se passar no instante do acidente ou no curso de um ano após o acidente.

Figura 1: Evolução da mortalidade no trânsito no Brasil de janeiro de 1996 a dezembro de 2017.



Desagregando o total de óbitos por gênero e por idade, percebe-se uma forte prevalência de homens, cerca de 81%, e uma maior concentração de jovens, conforme pode ser observado na Figura 2.

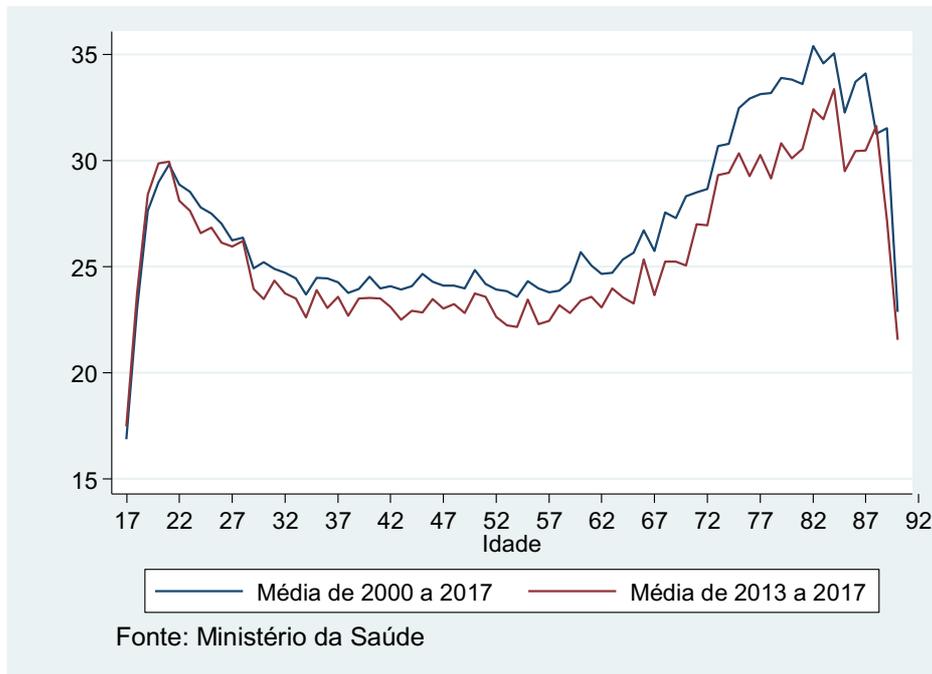
Figura 2: Mortalidade no trânsito por idade para toda a população e a população masculina no Brasil de janeiro de 1996 a dezembro de 2017.



Fonte: Ministério da Saúde

Apesar da maior concentração de jovens entre os que morrem no trânsito, a maior *taxa* de mortalidade surge em idade avançada. Observando as taxas de mortalidade por idade, identifica-se dois picos. O primeiro ocorre na juventude, logo após o jovem alcançar a idade mínima legal para dirigir; e o segundo, na senioridade. A existência desse segundo pico implica que o envelhecimento da população não necessariamente atuará no sentido de reduzir os óbitos no trânsito. A Figura 3 apresenta as taxas de mortalidade por idade para os últimos 5 anos da série e para todos os anos disponíveis. As estimativas de tamanho da população por idade encontram-se no site do Ministério da Saúde para o ano de 2000 em diante. Cabe frisar que na juventude, a maior parte das fatalidades ocorrem entre os usuários de motocicletas, seguidos de usuários de automóveis. Enquanto na senioridade, a maior parte das vítimas foram atropeladas.

Figura 3: Taxa de mortalidade no trânsito por idade no Brasil de janeiro de 1996 a dezembro de 2017.



Desagregando os óbitos de acordo com o dia da semana em que eles ocorreram, nota-se uma maior prevalência de óbitos nos fins de semana, com possíveis reflexos para os dias adjacentes, sexta e segunda-feira. Conforme pode ser visto na Figura 4, a média diária de óbitos aos domingos (o dia da semana com a maior média) é quase o dobro da média às terças-feiras (dia com a menor média). Em consonância com essas estatísticas, observa-se na Figura 5 que a média diária de óbitos é maior nos feriados e feriados prolongados do que nos dias úteis. A maior concentração de óbitos nos fins de semana e feriados reforça a importância das atividades de caráter recreativo na determinação das mortalidades no trânsito. A última desagregação referente ao calendário será útil para a interpretação das estimativas da próxima seção. A Figura 6 apresenta a média diária de óbitos para cada mês do ano. Destaca-se neste critério o mês de dezembro, um mês abundante em celebrações, confraternizações e reuniões de famílias. Ocorrem cerca de 8,5 mais mortes por dia no mês de dezembro do que nos demais meses.

Figura 4: Média diária de óbitos por dia da semana no Brasil de janeiro de 1996 a dezembro de 2017.

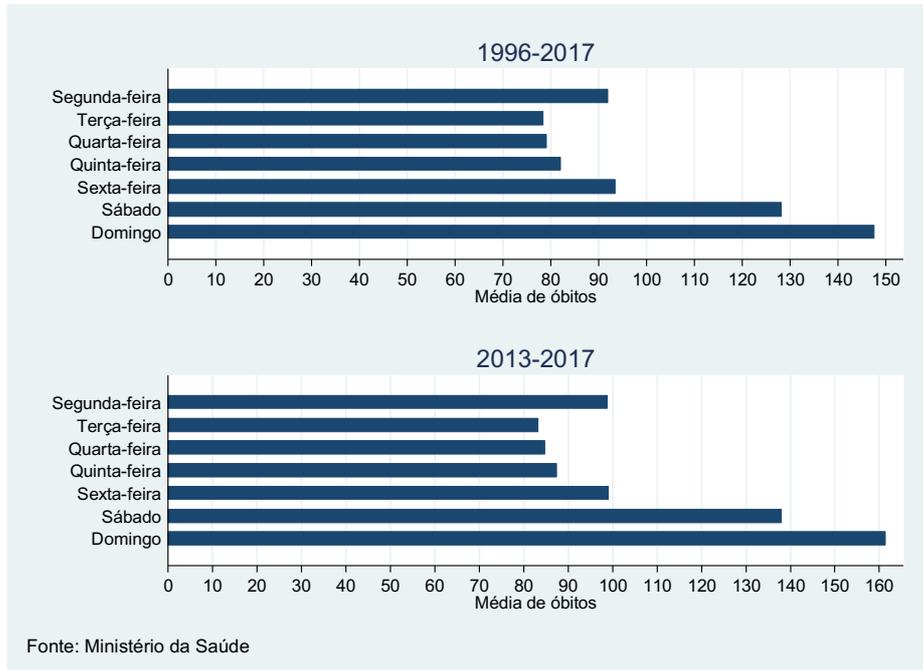
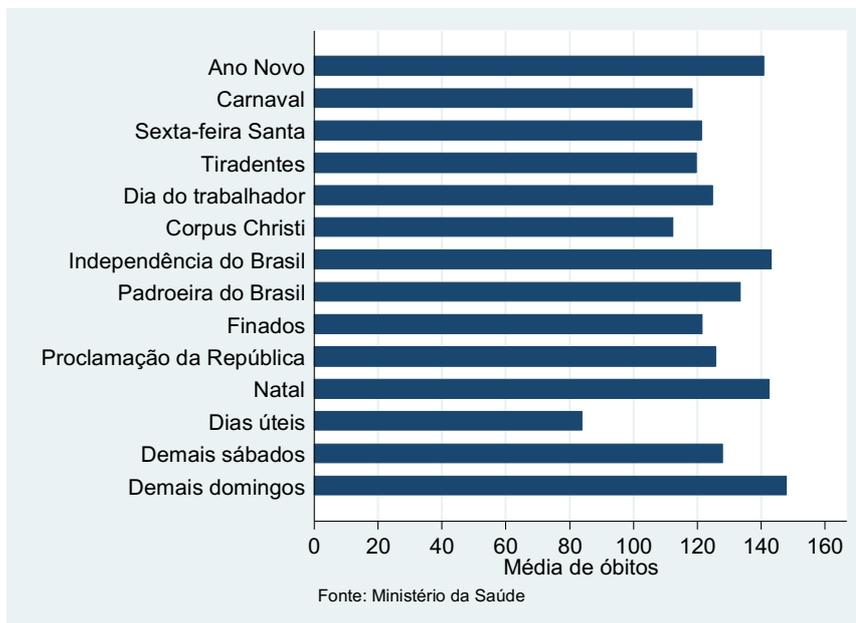


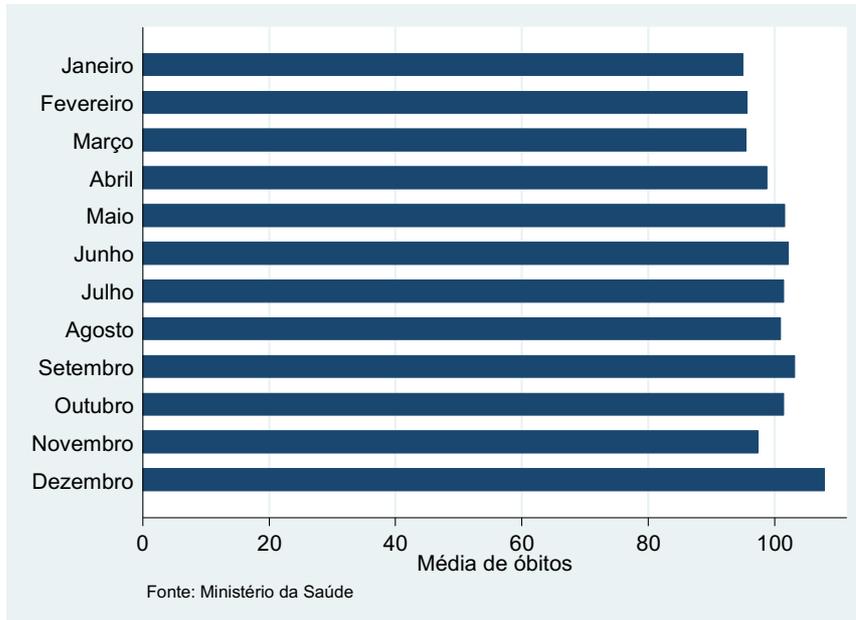
Figura 5: Média diária de óbitos para feriados e demais dia da semana no Brasil de janeiro de 1996 a dezembro de 2017.



Nota: Em caso de feriado prolongado, considerou-se a média diária de óbitos no feriado e no fim de semana que emendou com o feriado. Similarmente, considerou-se como “Carnaval” o período entre o sábado de Carnaval e a quarta-feira de cinzas.

Considerando-se apenas os últimos 5 anos da série, obtêm-se um padrão semelhante ao da figura acima.

Figura 6: Média diária de óbitos para cada mês do ano no Brasil de janeiro de 1996 a dezembro de 2017.



Nota: Considerando-se apenas os últimos 5 anos da série, obtêm-se um padrão semelhante ao da figura acima.

Nos últimos anos, um meio de transporte conquistou espaço nas vias públicas: as motocicletas. Como mostra a Figura 7, em 2018 havia aproximadamente 22,3 milhões de motocicletas no Brasil, enquanto em 1998, havia pouco mais de um décimo deste total, cerca de 2,5 milhões, segundo dados do Departamento Nacional de Trânsito (Denatran). Simultaneamente a esse fenômeno, cresceu o número de fatalidades entre motociclistas, conforme pode ser visto na Figura 8.

Figura 7: Dados anuais da frota de veículos no Brasil de 1998 a 2018.

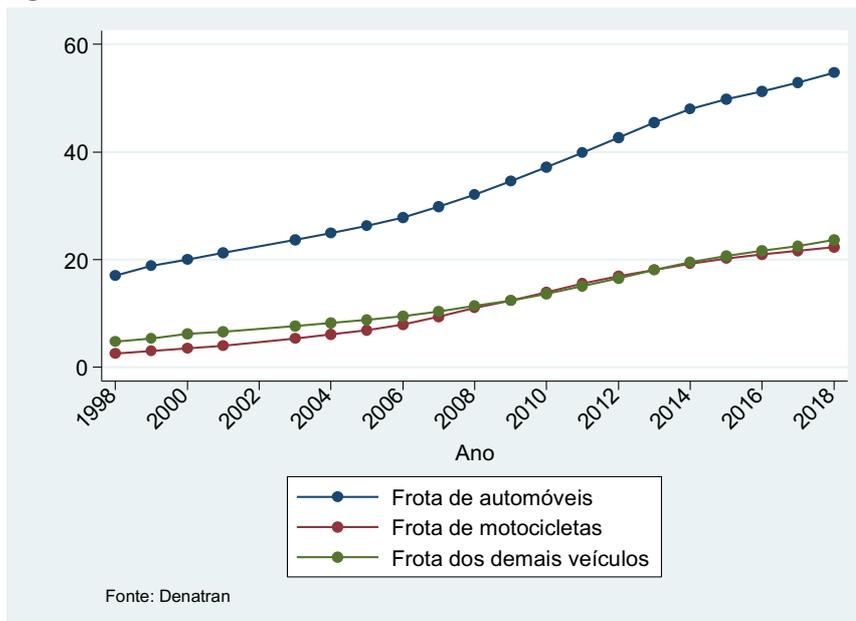
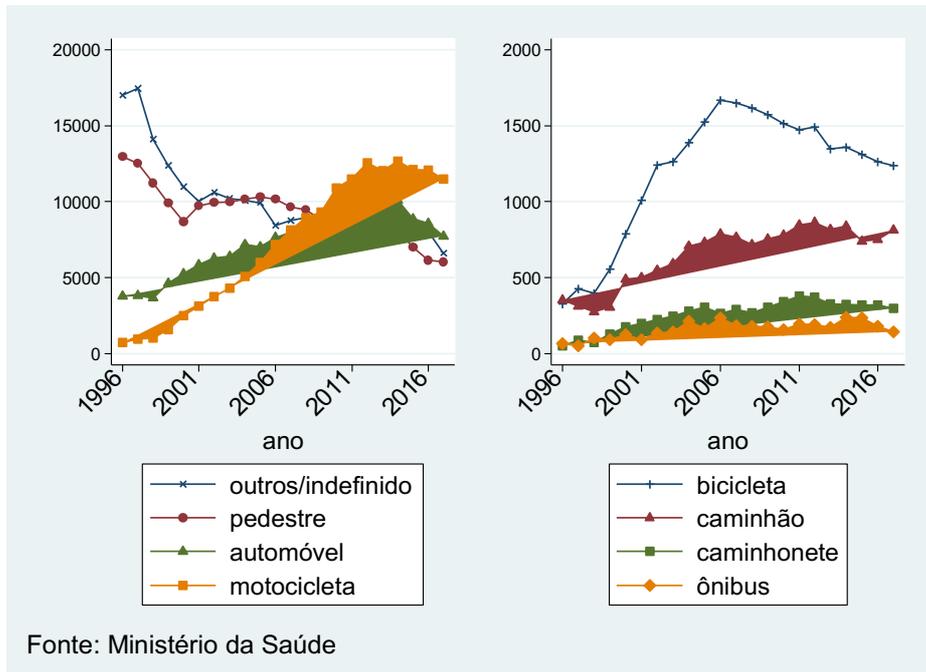


Figura 8: Evolução dos óbitos anuais no trânsito para diferentes veículos no Brasil de janeiro de 1996 a dezembro de 2017.



Desde 2009, a maior parte das pessoas que morrem no trânsito são motociclistas. Em 2017, eles representavam mais de 1/3 dos óbitos no trânsito. Em segundo lugar, aparecem os ocupantes de automóveis (22,5%), seguidos de pedestres (17,6%). Motociclistas também lideram nos atendimentos de emergência do serviço público de saúde. Em 2009, 50,9% das vítimas de trânsito buscando atendimento de emergência eram motociclistas (Malta et al., 2012). Em incidentes com ou sem fatalidade e ferimento, motociclistas representavam cerca de 30% dos casos entre 2007 e 2008 conforme dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD, 2010).

### 3. Modelo e estimações

Diversos estudos evidenciam uma relação entre o nível de atividade econômica e os acidentes de trânsito. Entre as medidas de atividade econômica consideradas encontram-se a renda média (acompanhada ou não pela taxa de desemprego), o produto interno bruto e o consumo. Veja, por exemplo, Peltzman (1975), Ruhm (1996), Dee (1999), Ponicki et al. (2007), Bishai et al. (2006) e Grimm e Treibich (2013). Para o Brasil, Silva e Kilsztajn (2003) observaram que as séries anuais de PIB per capita e taxa de mortalidade no trânsito evoluíram de forma similar. Já Blumenberg et al. (2018) encontraram uma forte correlação entre as duas variáveis considerando o período de 2000 a 2013 – período em que usaram apenas dados oficiais – e uma leve correlação considerando um período de tempo mais longo, entre 2000 e 2020 – período em que usaram dados oficiais juntamente com estimados.

A literatura sobre o tema, assim como a teoria econômica, concebe algumas relações de causalidade entre os acidentes de trânsito e as diferentes medidas de atividade econômica. Por exemplo, infere-se que um aumento na produção intensifica o trânsito de mercadorias, matérias primas e mão de obra. Já sob uma abordagem teórica neoclássica, em que um consumidor representativo escolhe a cesta de consumo que maximiza sua utilidade dada sua restrição orçamentária, uma aceleração na atividade econômica pode se expressar por meio de uma expansão na renda, que por sua vez afeta o consumo e, conseqüentemente, o trânsito. Sob este

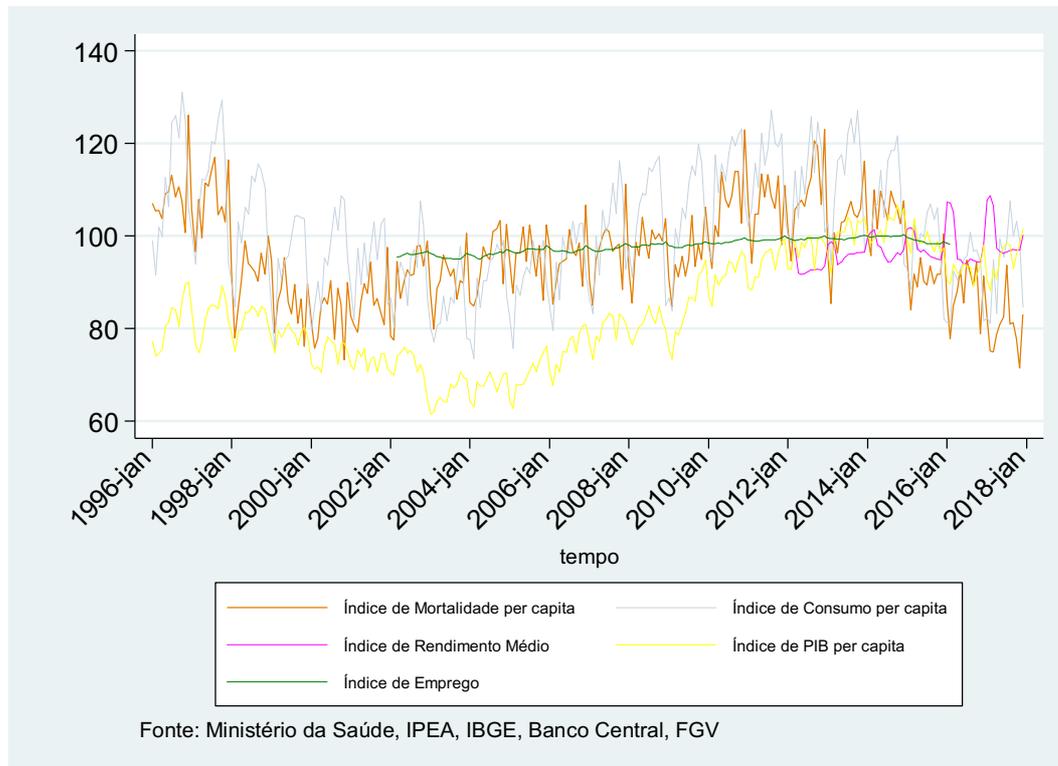
arcabouço teórico, a associação entre a renda e o trânsito se dá de forma indireta, por meio de seus efeitos sobre o consumo. Por exemplo, um aumento no poder aquisitivo pode levar o consumidor a passear mais, frequentar mais bares, restaurantes e festas e/ou consumir mais bebidas alcoólicas nesses eventos, utilizar transporte individual com maior frequência, viajar mais (ou para locais mais distantes), adquirir veículos motorizados e habilitação de motorista, consumir mais equipamentos de segurança ou veículos mais novos, e inúmeros outros itens de consumo que podem estar associados ao trânsito. Analogamente, governos com mais recursos podem melhorar a qualidade e segurança nas estradas, o policiamento e seus serviços de atendimento de emergência e pós-traumático.

No equilíbrio de longo prazo, as medidas de atividade econômica elencadas se relacionam. Afinal, a venda de um produto tem sua contraparte em despesas efetuadas e renda gerada. Não obstante as devidas especificidades de cada medida, *ceteris paribus*, no equilíbrio de longo prazo, variações em uma dessas medidas seriam acompanhadas por variações nas demais. Dessa forma, variações em qualquer uma delas capturaria os efeitos de longo prazo da atividade econômica sobre o trânsito. No entanto, o ajuste ao equilíbrio de longo prazo não ocorre de forma imediata. Considere, por exemplo, a recente expansão do crédito às famílias que impulsionou a demanda interna no Brasil (Banco Central do Brasil, 2014 e 2019). O acesso ao crédito permite uma elevação no consumo, com prováveis repercussões sobre o trânsito, sem que necessariamente haja um aumento definitivo e imediato na renda ou na produção. Além disso, os acidentes de trânsito em uma localidade podem relacionar-se mais diretamente às atividades de cunho produtivo ou recreativo dependendo das especificidades da logística produtiva e dos hábitos de lazer da população, fazendo com que a mortalidade no trânsito acompanhe de forma mais próxima as flutuações em uma determinada medida de atividade econômica. Por essas razões, e respeitando as restrições de dados, percebe-se como uma questão empírica a tarefa de identificar a medida de atividade econômica que melhor captura os efeitos da atividade econômica sobre o trânsito em cada circunstância.

Alternativamente, poderia-se utilizar todas as principais medidas simultaneamente. Neste caso, seria preciso lidar com a interrelação entre essas variáveis. Optou-se aqui pela seleção de uma medida e, dessa forma, manter a simplicidade do modelo.

A Figura 9 apresenta a evolução de algumas medidas de atividade econômica e da mortalidade no trânsito no Brasil. Precisamente, utilizou-se o índice mensal de consumo aparente de bens de consumo elaborado pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). O consumo aparente é obtido acrescentando as importações e subtraindo as exportações da produção doméstica. Utilizou-se, ainda, as séries de rendimento médio real efetivo em todos os trabalhos, o percentual de pessoas desocupadas, ambas do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), e a série de PIB em valores correntes do Banco Central do Brasil corrigida pelo índice de preços IGP-M da Fundação Getúlio Vargas (FGV). Note que as séries diferem quanto à abrangência temporal. Na figura, apresenta-se as séries de mortalidade, consumo e PIB em termos per capita. A fim de facilitar a comparação, todas as séries são expressas em números índices, com base em janeiro de 2014. As versões ampliadas de algumas séries se encontram no apêndice.

Figura 9: Evolução dos índices mensais da taxa de mortalidade no trânsito e de algumas medidas de atividade econômica no Brasil.



Na figura, a série mensal de mortalidade no trânsito parece acompanhar as quedas e elevações de médio prazo no nível geral de consumo. Dada a similaridade de comportamento entre as duas séries, decidiu-se focar nesta relação. Já os movimentos das séries de fatalidades e PIB assemelham-se de forma menos clara na figura e são examinados na seção 3.5.

Pondera-se aqui que a relação entre atividade econômica e mortalidade não necessariamente se expressa unicamente de forma imediata. Por exemplo, no início de um ciclo de expansão do consumo, os indivíduos podem priorizar projetos considerados mais necessários ou que aguardavam o momento oportuno para serem iniciados. Passado esse primeiro momento, os indivíduos passariam a consumir itens considerados menos necessários, como viagens e saídas, com diferentes repercussões sobre o trânsito. Neste caso, a composição da cesta de bens e serviços consumidos no presente – e, conseqüentemente, a mortalidade no trânsito – dependeriam de níveis de consumo anteriores. Especificamente, considerou-se o seguinte modelo linear:

$$M_t = \beta_0.C_t + \beta_1.C_{t-1} + \beta_2.C_{t-2} + \dots + \beta_N.C_{t-N} + \alpha_1 + \alpha_2.Mês02_t + \alpha_3.Mês03_t + \dots + \alpha_{12}.Mês12_t + \mu_t, \quad (1)$$

onde  $M$  representa a mortalidade no trânsito,  $C$  nível geral de consumo e  $\mu$  os resíduos. O subscrito  $t$  refere-se ao tempo e  $N$  representa a defasagem máxima da variável consumo. A fim de capturar a sazonalidade dos óbitos no trânsito, o modelo também inclui *dummies* para cada mês do ano com exceção do mês de referência: janeiro. Nas estimações a seguir, utilizou-se o logaritmo neperiano das taxas de mortalidade e dos índices de consumo per capita, ambas as variáveis de frequência mensal.

Primeiramente, testou-se a estacionariedade das séries por meio do teste Dickey-Fuller Aumentado. Utilizou-se o Critério de Informação Bayesiano de Schwarz para a seleção do número adequado de lags da variável diferenciada a serem incluídos na especificação do teste.

O critério selecionou 14 lags tanto para a variável mortalidade quanto para a variável consumo, sendo 36 foi o número máximo de lags permitido. De acordo com o teste Dickey-Fuller Aumentado, não se rejeita a hipótese nula de raiz unitária para as variáveis consumo e mortalidade. Na sequência, testa-se a estacionariedade das séries diferenciadas. Seguindo critério análogo, e considerando um nível de significância de 5%, rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária para as séries diferenciadas. Conclui-se, então, que as séries são integradas de ordem 1. As estatísticas e valores críticos do teste para cada variável encontram-se na Tabela 1. As especificações finais do teste não incluem variáveis de tendência porque estas não são estatisticamente significantes para nenhuma especificação considerada. Utilizou-se o programa STATA para computação de todos os teste e estimativas neste trabalho.

Tabela 1: Teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado.

Variáveis (em ln)	Número de lags da variável diferenciada	Estatística do Teste	Valores críticos		
			1%	5%	10%
Mortalidade	14	-1,639	-3,460	-2,880	-2,570
Consumo	14	-2,435	-3,460	-2,880	-2,570
Mortalidade <sub>t</sub> - Mortalidade <sub>t-1</sub>	11	-5,952	-3,460	-2,880	-2,570
Consumo <sub>t</sub> - Consumo <sub>t-1</sub>	13	-3,117	-3,460	-2,880	-2,570

Nota: Utilizou-se o Critério de Informação Bayesiano de Schwarz para selecionar número de lags da variável diferenciada na especificação do teste.

Dado que as séries são integradas de ordem 1, testa-se a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, em outras palavras, a existência de um vetor de cointegração entre essas variáveis. Caso exista um vetor de cointegração, pode-se estimar um Modelo com Vetor de Correção dos Erros (ou VEC, do inglês Vetor Error Correction). O primeiro passo consiste em selecionar o número de lags das variáveis diferenciadas no Vetor de Correção dos Erros. Neste mecanismo, incluiu-se uma dummy para cada mês do ano a fim de controlar a sazonalidade das mortes no trânsito. De acordo com o Critério de Informação Bayesiano, o número adequado de lags seria 3, sendo que 36 foi o número máximo de lags permitido. As estatísticas e valores críticos do teste de cointegração de Johansen encontram-se na Tabela 2. Conforme pode ser visto na tabela, não é possível rejeitar a hipótese nula de que não há uma equação de cointegração entre as variáveis consumo e mortalidade.

Tabela 2: Teste de Cointegração de Johansen

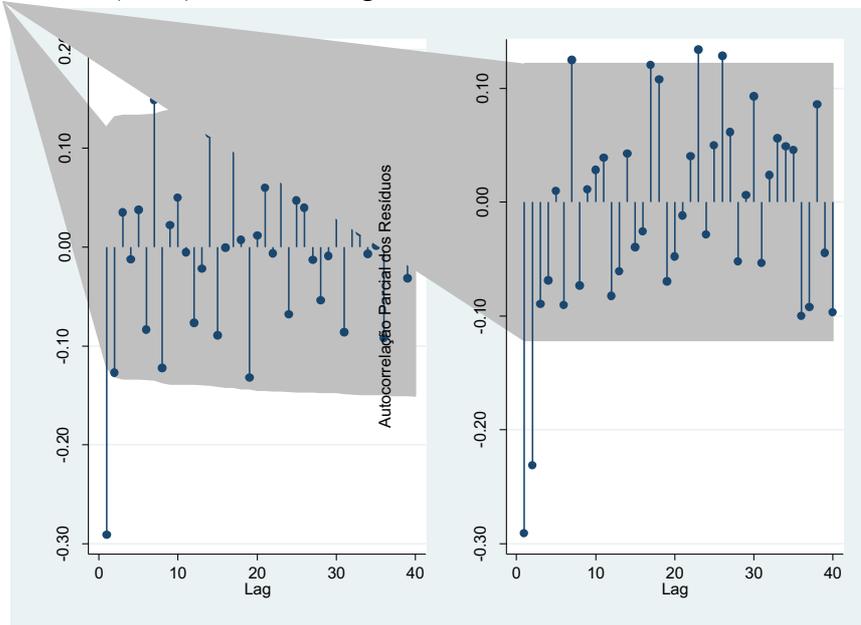
Hipótese nula sobre o número de equações de cointegração	Estatística do Teste	Valores críticos a 5% de significância
0	11,966	15,410
1	1,994	3,760

Dado que não há uma equação de cointegração a ser estimada, diferenciou-se as séries para lidar com a não-estacionariedade. Aplicando um lag à Equação (1) e subtraindo a equação resultante da Equação (1), obtemos a Equação (2) abaixo.

$$\begin{aligned} \Delta M_t = & \beta_0 \cdot \Delta C_t + \beta_1 \cdot \Delta C_{t-1} + \beta_2 \cdot \Delta C_{t-2} + \dots + \beta_N \cdot \Delta C_{t-N} + \\ & \alpha_2 \cdot (\text{Mês}02_t - \text{Mês}02_{t-1}) + \alpha_3 \cdot (\text{Mês}03_t - \text{Mês}03_{t-1}) + \dots + \alpha_{12} \cdot (\text{Mês}12_t - \text{Mês}12_{t-1}) \\ & + \Delta \mu_t . \end{aligned} \quad (2)$$

Inicialmente, não se incluiu termos autoregressivos ou médias móveis na especificação dos resíduos (i.e., estimou-se a especificação ARIMA(0,1,0), que diferencia as variáveis originais). No entanto, de acordo com os gráficos de autocorrelação (AC) e autocorrelação parcial (PAC) dos resíduos, os resíduos para esta especificação não são independentes. A Figura 10 apresenta o caso de uma especificação com até 3 lags para o consumo. Considerou-se, então, especificações para os resíduos com até 2 lags tanto para a média móvel quanto para os termos autoregressivos. De acordo com o Critério de Informação Bayseano, a especificação que melhor se adequa aos dados inclui o primeiro e segundo lag da média móvel na especificação dos resíduos, e nenhum termo autoregressivo. Os gráficos AC e PAC dos resíduos para a especificação ARIMA(0,1,2) encontram-se na Figura 11. A figura mostra ainda os gráficos dos resíduos versus valores estimados e dos resíduos ao longo do tempo. Na sequência, testou-se a presença de variabilidade na volatilidade dos resíduos ao longo do tempo. Para isso, considerou-se os modelos de heterocedasticidade condicional auto-regressivos ARCH(1) e GARCH(1,1). Dado que os coeficientes dos termos defasados na especificação da variância não foram estatisticamente significantes individualmente, ou coletivamente no caso GARCH(1,1), sendo os p-valores de todos os testes acima de 20%, concluiu-se que não há indícios de variabilidade na volatilidade dos resíduos. Similarmente, não se rejeita a hipótese de homocedasticidade dos resíduos de acordo com os testes Breusch–Pagan ( $R^2.N=0,572$ ;  $\chi^2$  com  $gl=1$ ) e White ( $R^2.N=1,612$ ;  $\chi^2$  com  $gl=2$ ). Não obstante os resultados dos diferentes testes, os resíduos ainda podem não ser identicamente distribuídos ao longo do tempo. Por isso, adicionou-se estimativas robustas dos desvios padrões aos resultados.

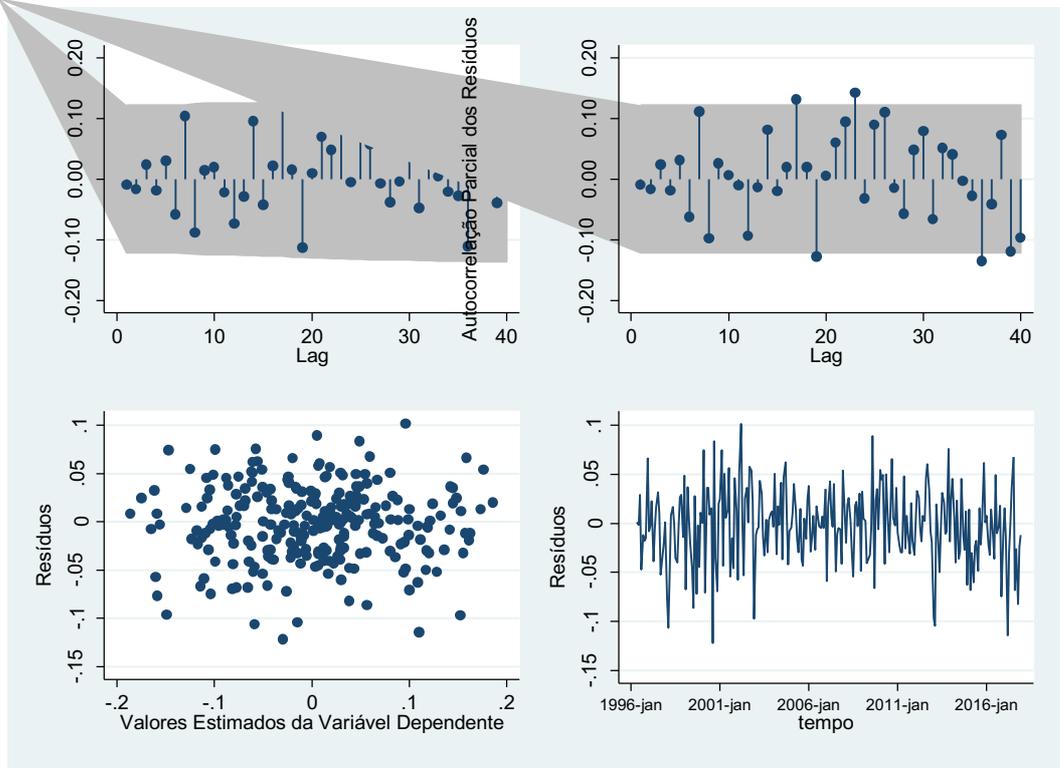
Figura 10: Autocorrelação e autocorrelação parcial dos resíduos da especificação ARIMA(0,1,0) com até 3 lags da variável consumo.



Fonte: Elaboração própria.

Nota: Intervalo de confiança de 95% na área sombreada.

Figura 11: Autocorrelação e autocorrelação parcial dos resíduos, resíduos versus valores estimados e resíduos ao longo do tempo para a especificação ARIMA(0,1,2) com até 3 lags da variável consumo.



Fonte: Elaboração própria.

Nota: Intervalo de confiança de 95% na área sombreada.

O número de lags da variável consumo foi selecionado com base na significância estatística do coeficiente, sendo 6 o número máximo de lags considerados. Experimentou-se ainda lidar com a sazonalidade por meio de algumas especificações SARIMA (ao invés das *dummies* para cada mês do ano), mas estas especificações foram preteridas pelo Critério de Informação Bayesiano.

Os coeficientes estimados são apresentados na Tabela 3, Coluna (A). Os coeficientes para o consumo corrente e dos 3 meses precedentes são estatisticamente significantes, significando que as flutuações na atividade econômica, medida aqui como a variação no nível geral de consumo, são relevantes para explicar a mortalidade no trânsito no Brasil. A mortalidade em um dado mês é positivamente afetada pelos níveis de consumo de 1 e 2 meses precedentes, e negativamente pelo nível de consumo corrente e de 3 meses antes. Conforme mencionado anteriormente, os consumidores podem priorizar itens diferentes no decorrer de um ciclo de expansão do consumo, com diferentes repercussões sobre as mortalidades. Não obstante, passados os 4 meses de ajustamento, o efeito final de um aumento no nível geral de consumo é positivo. *Ceteris paribus*, um aumento de 1% no nível geral de consumo leva a um aumento de 0,18% na taxa de mortalidade no trânsito.

Tabela 3: O efeito do consumo sobre as mortalidades no trânsito no Brasil.

Variável dependente: Taxa de Mortalidade no Trânsito					
	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)
Índice de Consumo per capita corrente	-0,246*** [0,068]	-0,246*** [0,065]	-0,245*** [0,069]	-0,245*** [0,065]	-0,243*** [0,065]
Índice de Consumo per capita - 1 Lag	0,322*** [0,062]	0,322*** [0,071]	0,319*** [0,062]	0,319*** [0,070]	0,321*** [0,071]
Índice de Consumo per capita - 2 Lags	0,288*** [0,068]	0,288*** [0,068]	0,293*** [0,068]	0,293*** [0,068]	0,295*** [0,068]
Índice de Consumo per capita - 3 Lags	-0,179** [0,078]	-0,179*** [0,058]	-0,179** [0,080]	-0,179*** [0,057]	-0,182*** [0,058]
Fevereiro	-0,048*** [0,014]	-0,048*** [0,016]	-0,048*** [0,014]	-0,048*** [0,016]	-0,047*** [0,016]
Março	0,073*** [0,026]	0,073*** [0,024]	0,073*** [0,026]	0,073*** [0,024]	0,073*** [0,024]
Abril	0,029 [0,031]	0,029 [0,023]	0,03 [0,031]	0,03 [0,023]	0,029 [0,023]
Maió	0,069** [0,031]	0,069*** [0,022]	0,069** [0,031]	0,069*** [0,022]	0,068*** [0,022]
Junho	0,047* [0,024]	0,047*** [0,017]	0,049** [0,024]	0,049*** [0,017]	0,048*** [0,017]
Julho	0,069*** [0,025]	0,069*** [0,020]	0,070*** [0,026]	0,070*** [0,019]	0,069*** [0,019]
Agosto	0,074*** [0,025]	0,074*** [0,021]	0,075*** [0,025]	0,075*** [0,021]	0,074*** [0,021]
Setembro	0,024 [0,026]	0,024 [0,022]	0,024 [0,026]	0,024 [0,022]	0,023 [0,022]
Outubro	0,058** [0,024]	0,058*** [0,022]	0,058** [0,024]	0,058*** [0,022]	0,057*** [0,022]
Novembro	-0,026 [0,022]	-0,026 [0,022]	-0,025 [0,022]	-0,025 [0,022]	-0,026 [0,022]
Dezembro	0,070*** [0,015]	0,070*** [0,015]	0,071*** [0,015]	0,071*** [0,015]	0,070*** [0,015]
Lei Seca			-0,036 [0,080]	-0,036** [0,017]	
Primeiro e Segundo Ano da Lei Seca					-0,035** [0,017]
Após o Segundo Ano da Lei Seca					-0,018 [0,026]
média móvel - 1 Lag	-0,397*** [0,059]	-0,397*** [0,073]	-0,401*** [0,059]	-0,401*** [0,074]	-0,404*** [0,073]
média móvel - 2 Lags	-0,133** [0,066]	-0,133* [0,072]	-0,126* [0,066]	-0,126* [0,073]	-0,129* [0,074]
Constante	0,039*** [0,002]	0,039*** [0,002]	0,038*** [0,002]	0,038*** [0,002]	0,038*** [0,002]
Número de Observações	260	260	260	260	260

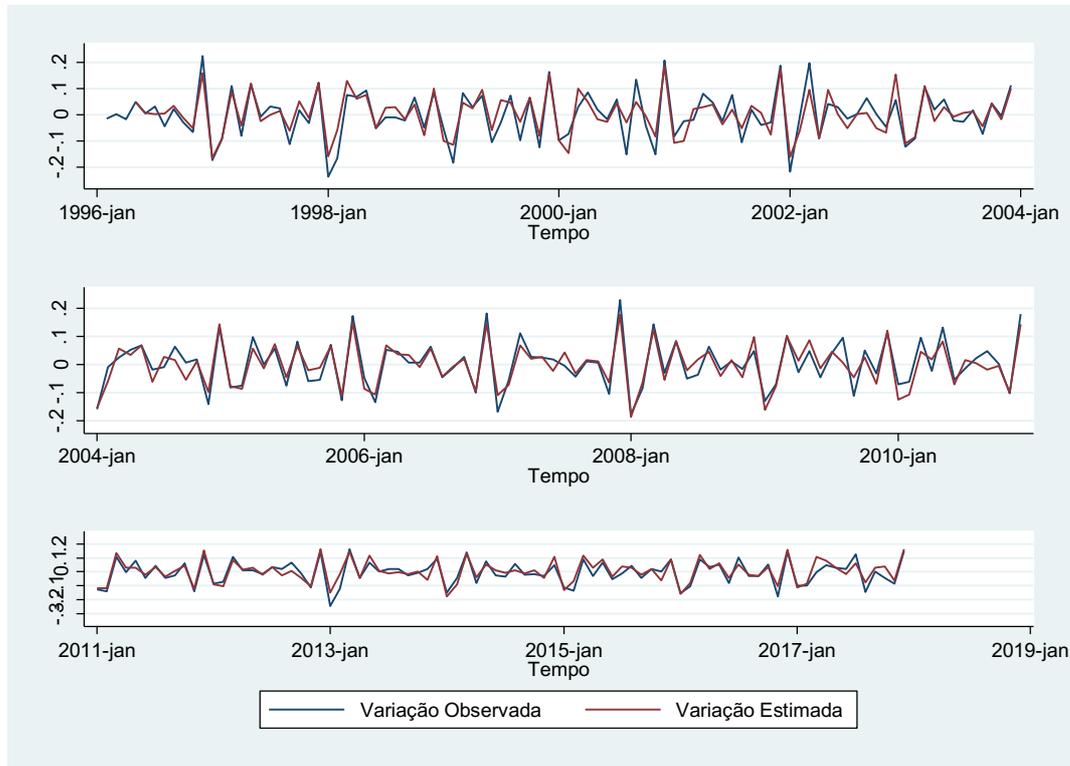
Fonte: Elaboração própria.

Notas: Desvio-padrões em colchetes. \* indica que o coeficiente é significativo para o nível de significância de 10%, considerando o respectivo desvio padrão, \*\* indica significância a 5% e \*\*\* significância a 1%. Aplicou-se o logaritmo neperiano nas variáveis taxa de mortalidade e índice de consumo per capita. Utilizou-se a especificação ARIMA(0,1,2). Nas colunas (B), (D) e (E) apresenta-se desvios padrões robustos para o caso de os resíduos não serem identicamente distribuídos ao longo do tempo.

Como pode ser visto na Figura 12, o modelo consegue explicar boa parte das variações mês-a-mês da variável dependente. Dividindo a variância da variável dependente explicada pelo modelo por sua variância total, estima-se que o modelo consegue explicar aproximadamente

80,49% das variações mês-a-mês na variável dependente. Controlando por flutuações sazonais, as variações no nível de consumo corrente e de 3 meses anteriores conseguem explicar 22,42% das variações mês-a-mês da variável dependente.

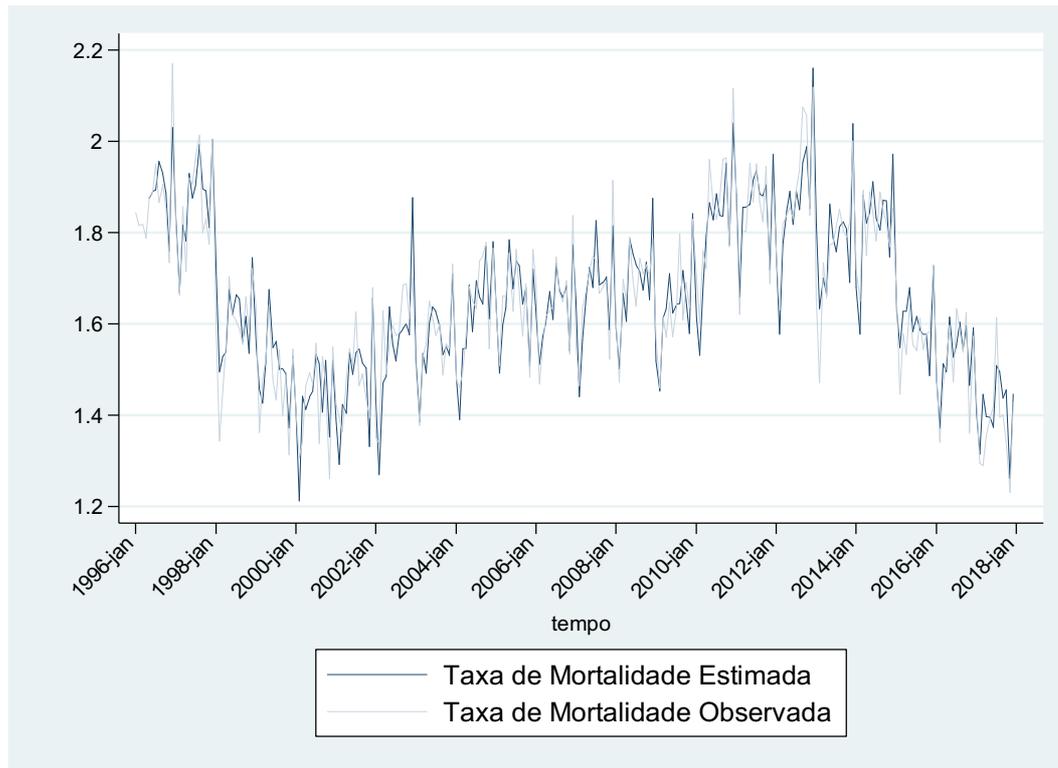
Figura 12: Variações mês-a-mês estimadas e observadas do logaritmo neperiano da taxa de mortalidade no trânsito no Brasil.



Fonte: Elaboração própria.

Com base na taxa de mortalidade do período anterior, pode-se calcular a taxa de mortalidade estimada pelo modelo para o período corrente. A Figura 13 mostra a evolução da taxa de mortalidade estimada desta forma e a taxa observada. Este procedimento permite explicar cerca de 91,83% das variações na taxa de mortalidade no trânsito. Ademais, este procedimento consegue explicar a queda na mortalidade que ocorreu a partir de 2014.

Figura 13: Valores reais e estimados do da taxa de mortalidade no trânsito no Brasil.



Fonte: Elaboração própria.

Na Tabela 3, Coluna (B), apresentam-se estimativas robustas dos desvios padrões para o caso de os resíduos da regressão não serem independentes ou identicamente distribuídos. Note que as conclusões permanecem inalteradas.

Por último, cabe uma ressalva sobre a interpretação dos coeficientes das *dummies* para os meses do ano. Meses mais curtos podem apresentar um total de óbitos menor simplesmente porque há menos tempo para os acidentes acontecerem. Este é o caso do mês de fevereiro relativamente ao mês de janeiro. Apesar da proximidade da média diária de óbitos nesses dois meses (veja Figura 6), há menos dias em fevereiro, o que reduz o total de óbitos neste mês relativo a janeiro.

Na próxima seção utiliza-se o modelo proposto para avaliar o efeito de uma intervenção específica no contexto do trânsito brasileiro.

### 3.1 Lei Seca

Em um estudo de probabilidades complexo e consistente, Levitt e Porter (2001) estimaram que motoristas alcoolizados eram pelo menos 7 vezes mais prováveis de causar um acidente envolvendo fatalidade. Resultados como esses motivam a implementação de leis mais rígidas contra a direção embriagada, como a Lei 11.705 de 19 de junho de 2008 (Lei Seca). A lei reduziu o limite máximo de alcoolemia permitida ao dirigir de 0,6 gramas por litro de sangue para 0,2. Infratores com níveis entre 0,2 e 0,6 passaram a estar sujeitos a multa, suspensão temporária da carteira de habilitação e apreensão do veículo. Motoristas com níveis iguais ou superiores a 0,6 continuaram sujeitos a penalidades criminais. Simultaneamente à mudança de lei, houve uma intensificação na fiscalização e nas campanhas informativas.

A evidência empírica sugere um efeito positivo da Lei Seca logo após a sua implementação. Malta et al. (2010), por exemplo, compararam os dados de um ano antes e um

ano após a introdução da lei e encontram uma redução na mortalidade no trânsito de 7,4% no Brasil como um todo e de 11,8% nas capitais brasileiras. Abreu (2012) comparou dados de julho de 2007 e julho de 2008 e observou uma redução de 12,9% na mortalidade no trânsito na cidade do Rio de Janeiro. Andreuccetti et al. (2011) analisaram o período entre janeiro de 2001 e junho de 2010 e estimaram uma queda na mortalidade de 7,2% no estado de São Paulo e de 16% na sua capital. Salgado et al. (2010) compararam os dados de 2005 a 2009 e encontraram uma redução de 50% no número de motoristas alcoolizados em Belo Horizonte. Moura et al. (2009) observaram um efeito inicial positivo, mas temporário. Por meio de monitoramento por telefone em 27 cidades brasileiras, os autores observaram uma redução no número de condutores embriagados apenas nos meses imediatamente após a alteração na lei.

A fim de estimar o efeito da Lei Seca, incluiu-se no modelo uma *dummy* que assume o valor 1 para o período de vigência da lei, e zero caso contrário. Os resultados encontram-se na Tabela 3, Colunas (C) e (D). Utilizando estimativas robustas dos desvios padrões para o caso de resíduos não independentes ou identicamente distribuídos, encontra-se que o efeito da lei sobre a mortalidade foi estatisticamente significativo. No entanto, ao desagregar o período de vigência da lei entre os 2 primeiros anos e os anos subsequentes, encontra-se um efeito estatisticamente significativo apenas nos seus primeiros anos. Esta última estimação encontra-se na Tabela 3, Coluna (E). Talvez, um arrefecimento na fiscalização aliada à popularização de aplicativos e redes sociais, que facilitam a divulgação dos pontos de fiscalização de sobriedade, tenham atenuado seu efeito com o passar dos anos. Essa hipótese é consistente com os resultados em Nodari e Bottesini (2011). Com base em dados amostrais para uma cidade brasileira, eles encontraram evidências de que a probabilidade de flagrante juntamente com as punições eram os principais dissuasores de comportamentos infratores.

### 3.2 PIB

Nesta seção, replica-se as análises anteriores utilizando a série de PIB no lugar do consumo. Primeiramente, não se rejeita a hipótese de raiz unitária para a variável PIB (estatística do teste Dickey-Fuller Aumentado=-0,77; valor crítico do teste para o nível de significância de 5%=-2,88). Já para a série diferenciada, rejeita-se esta hipótese (estatística do teste=-3,79; valor crítico do teste=-2,88). Em seguida, testou-se a existência de um vetor de cointegração entre as variáveis mortalidade e PIB. Seguindo procedimento análogo ao anterior, não se rejeita a hipótese nula de que não há uma equação de cointegração entre as variáveis PIB e mortalidade (estatística do teste de cointegração de Johansen para a hipótese nula de zero equações de cointegração= 5,87; valor crítico para o nível de significância de 5%=15,41). Na sequência, estimou-se a equação de regressão para as séries diferenciadas. Os gráficos de autocorrelação e autocorrelação parcial dos resíduos são similares ao caso anterior, e a mesma fórmula de correção dos resíduos mostrou-se adequada. Análogo ao caso anterior, os efeitos dos PIBs de 4, 5 e 6 meses precedentes não são estatisticamente significantes, apenas o PIB corrente e dos três meses precedentes apresentam um efeito estatisticamente significativo sobre as mortalidades de um dado mês. Os sinais também se repetem: a mortalidade em um dado mês é positivamente afetada pelos PIBs de 1 e 2 meses anteriores, e negativamente afetada pelos PIBs corrente e de 3 meses antes. No entanto, o efeito final do PIB sobre a mortalidade é menor do que o efeito do consumo. *Ceteris paribus*, um aumento de 1% no PIB per capita leva a um aumento de 0,02% na taxa de mortalidade no trânsito. No caso do consumo, este percentual é 0,18%. Os resultados são consistentes com a tese de que as variações na mortalidade no trânsito no Brasil associam-se mais diretamente às atividades relacionadas ao consumo do que às atividades relacionadas à produção. O modelo ainda consegue explicar grande parte das variações na variável dependente, cerca de 78,37%. Controlando as flutuações sazonais,

variações no PIB corrente e nos PIBs dos 3 meses precedentes conseguem explicar 16,67% das variações mês-a-mês da variável dependente. (No caso do consumo, esses percentuais são maiores, 80,49% e 22,42%, respectivamente.)

#### 4. Considerações Finais

Os resultados das estimações evidenciam a influência da atividade econômica, medida aqui como o nível geral de consumo, sob os acidentes de trânsito no Brasil. Flutuações sazonais e variações no nível geral de consumo corrente e de alguns meses anteriores conseguem explicar cerca de 80% das variações mês-a-mês na mortalidade no trânsito. Controlando por flutuações sazonais na mortalidade, as variações no nível de atividade econômica foram capazes de explicar mais de 22% das variações mês-a-mês na mortalidade no trânsito entre 1996 e 2017 no Brasil. *Ceteris paribus*, um aumento de 1% no nível geral de consumo leva a um aumento de 0,18% na taxa de mortalidade no trânsito, após alguns meses de ajustamento.

Estes resultados preconizam a consideração do nível da atividade econômica ao se avaliar o impacto de intervenções. A omissão desta variável relevante induziria a uma sobrestimação do efeito a médio prazo de esforços de contenção das mortalidades em vigor durante períodos de recessão ou a uma subestimação deste efeito durante períodos de aquecimento econômico. Os resultados deste trabalho sugerem, ainda, que medidas de atividade econômica podem contribuir para a precisão de previsões sobre o trânsito, facilitando assim, as ações preventivas.

Ainda assim, as estimativas apresentadas aqui podem subestimar o real efeito da atividade econômica sobre os acidentes de trânsito. Primeiro, os acidentes de trânsito impõem um custo em termos de produção futura das vítimas lesionadas ou falecidas. Segundo, antecipando elevações nas mortalidades, o governo pode aumentar investimentos em medidas de segurança no trânsito. Em sentido oposto, rodovias negligenciadas ou uma queda na qualidade dos serviços de saúde e segurança poderiam afetar tanto as mortalidades quanto a atividade econômica. Esses diferentes fatores poderiam contribuir para atenuar a relação positiva estimada aqui. Por outro lado, há limites plausíveis para as magnitudes relativas de diferentes efeitos, e estimá-los exigiria um modelo mais complexo.

Potencialmente, o consumo de itens mais diretamente relacionados ao trânsito, como o consumo médio de bebidas alcoólicas em bares e restaurantes e quilômetros percorridos por habitante em diferentes modais, aprimorariam a capacidade preditiva do modelo, mas não se encontrou uma série temporal para essas variáveis. Encontrou-se o consumo de combustíveis, porém, os avanços na eficiência dos veículos e alterações na idade e composição da frota provavelmente comprometeram sua relação com a mortalidade no trânsito. De fato, a queda na mortalidade a partir de 2014 não foi acompanhada por uma queda no consumo de combustíveis. Por outro lado, há algumas vantagens em se priorizar a série de consumo geral. Primeiro, itens específicos de consumo podem ganhar ou perder relevância na sua associação com o trânsito ao longo do tempo, enquanto uma cesta de consumo geral sempre conterá itens que se relacionam como trânsito. Por exemplo, o consumo de telefonia e internet móvel podem se tornar relevantes para as questões do trânsito a partir do momento em que aplicativos de navegação com atualizações em tempo real se tornam acessíveis. Segundo, a série de consumo geral é uma série longa, disponibilizada a nível nacional e de fácil acesso.

A identificação das intervenções mais adequadas para o caso do Brasil está além do escopo deste trabalho. Dito isso, finaliza-se este artigo destacando algumas ponderações relatadas na literatura sobre intervenções no trânsito.

Primeiramente, conforme aponta Ponicki et al. (2007), qualquer intervenção específica pode apresentar retornos marginais decrescentes. Por exemplo, uma contínua elevação na idade mínima legal para consumo de bebidas alcoólicas, eventualmente, levaria a reduções cada vez

menores nas mortalidades no trânsito. Segundo, quanto mais diversificado e rígido o portfólio regulatório de um governo, menor a eficácia de intervenções específicas. Os autores apresentam evidência empírica de que quanto maior a idade mínima para consumo de álcool, menor o impacto de um aumento no imposto sobre bebidas alcoólicas, e vice-versa. Um corolário dessas duas ponderações é que as análises de custo-benefício de diferentes intervenções se restringiriam a uma alteração marginal em contexto regulatório similar ao do respectivo estudo.

Por último, algumas alterações no contexto do trânsito podem estar sujeitas a uma compensação de risco por parte dos condutores, o que é comumente chamado de Efeito Peltzman. Apesar de o Efeito Peltzman se aplicar a diversos contextos, a ideia foi introduzida em um artigo sobre a obrigatoriedade de equipamentos de segurança no trânsito, entre eles o cinto de segurança. Em seu artigo escrito em 1975, Peltzman alega que por um lado, a utilização do cinto de segurança reduz a gravidade das lesões em caso de acidente; por outro, a sensação de segurança pode levar os condutores a se exporem a mais riscos na direção. Utilizando dados para a América do Norte, Peltzman observa que efeito final sobre os óbitos de ocupantes de automóveis foi ambíguo. Infelizmente, o número de atropelamentos aumentou em decorrência da regulação. Em situações que envolvem compensação de risco, uma melhora nas condições de segurança no trânsito não necessariamente reduz a mortalidade, seria preciso mudar a própria disposição ao risco dos condutores. Diversas alterações no cenário do trânsito brasileiro podem ter tido seus efeitos contrapostos por uma compensação de risco ou por alguma outra forma de reação dos condutores não antecipada. Por exemplo, a utilização de aplicativos e redes sociais para burlar a fiscalização.

## Referências

Abreu, Ângela M. M., Jomar, Rafael T., Thomaz, Renata G. F., Guimarães, Raphael M., de Lima, José M. B., Figueirò, Rachel F. S. (2012), “Impacto da Lei seca na mortalidade por acidentes de trânsito”, *Revista enfermagem UERJ*, Vol. 20, No. 1, pp. 21-26.

Andreuccetti, Gabriel, Carvalho, Heraclito B., Cherpitel Cheryl J., Ye, Yu, Ponce, Julio C., Kahn, Tulio, Leyton, Vilma (2011), “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 (2001-10) conducted in Brazil”, *Addiction*, Vol. 106, No. 12, pp. 2124-2131.

Banco Central do Brasil (2014), “Evolução Recente da Inadimplência no Crédito a Pessoas Físicas”, Relatório de Inflação, Brasília (DF), BCB.

Banco Central do Brasil (2019), “Projeção de crédito para 2019”, Relatório de Inflação, Brasília (DF), BCB.

Bacchieri, Giancarlo, Barros, Aluísio J. D. (2011), “Acidentes de trânsito no Brasil de 1998 a 2010: muitas mudanças e poucos resultados”, *Revista de Saúde Pública*, Vol. 45, No. 5, pp. 949-963.

Bishai, David; Quresh, Asma; James, Prashant; Ghaffar, Abdul (2006), "National road casualties and economic development", *Health Economics*, Vol. 15, Issue 1, pp. 65-81.

Blumenberg, Cauane, Martins, Rafaela C., Calu Costa, Janaína, Ricardo, Luiza I. C. (2018), “Is Brazil going to achieve the road traffic deaths target? An analysis about the sustainable development goals”, *Injury Prevention*, Vol. 24, No. 4, pp. 250-255.

Dee, Thomas S. (1999), “State alcohol policies, teen drinking and traffic fatalities”, *Journal of Public Economics*, Vol. 72, No. 2, pp. 289–315.

Grimm, Michael; Treibich, Carole (2013), "Determinants of road traffic crash fatalities across Indian states", *Health Economics*, Vol. 22, Issue 8, pp. 915-930.

Hansen, Benjamin (2015), “Punishment and Deterrence: Evidence from Drunk Driving”, *American Economic Review*, Vol. 105, No. 4, pp. 1581-1617.

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada; Departamento Nacional de Trânsito (2006). “Impactos sociais e econômicos dos acidentes de trânsito nas rodovias brasileiras”, relatório executivo, Brasília (DF), IPEA e DENATRAN.

Jackson, C. Kirabo, Owens, Emily Greene (2010), “One for the road: Public transportation, alcohol consumption, and intoxicated driving” *Journal of Public Economics*, Vol. 95, No. 1-2, pp. 106-121.

Levitt, Steven D., Porter, Jack (2001), “How dangerous are drinking drivers?”, *Journal of Political Economy*, Vol. 109, No. 6, pp. 1198-1237.

Malta, Deborah C., Soares Filho, Adauto M., Montenegro, Marli de M. S., Mascarenhas, Márcio D. M., da Silva, Marta M. A., Lima, Cheila M., de Moraes Neto, Otaliba L., Temporão, José G., Penna, Gerson O. (2010), “Análise da mortalidade por acidentes de transporte terrestre antes e após a Lei Seca - Brasil, 2007-2009”, *Epidemiologia e Serviços de Saúde*, Vol. 19, No. 4, pp. 317-328.

Malta, Deborah C., Bernal, Regina T. I., Mascarenhas, Márcio D. M., Monteiro, Rosane A., de Sá, Naíza N. B., Andrade, Silvânia S. C. A., Gawryszewski, Vilma P., da Silva, Marta M. A., de Moraes Neto, Otaliba L. (2012), “Atendimento por acidentes de transporte em serviços públicos de emergência em 23 capitais e no distrito federal - Brasil 2009”, *Epidemiologia e Serviços de Saúde*, Vol. 21, No. 1, pp. 31-42.

Moura, Erly C., Malta, Deborah C., Moraes Neto, Otaliba L., Penna, Gerson O., Temporao, José G. (2009), “Direção de veículos motorizados após consumo de bebidas alcoólicas, Brasil, 2006 a 2009”, *Revista de Saúde Pública*, Vol. 43, No. 5, pp. 891-894.

Nodari, Christine Tessele, Bottesini, Giovanni (2011), “Influência de Medidas de Segurança de Trânsito no Comportamento dos Motoristas,” *Transportes*, Vol. 19, No. 1, pp. 77-86.

Peltzman, Sam (1975), “The effects of automobile safety regulation”, *Journal of Political Economy*, Vol. 83, No. 4, pp. 677-726.

Pérez, Katherine, Mari-Dell’Olmo, Marc, Tobias, Aurelio, Borrell, Carme (2007), “Reducing Road Traffic Injuries: Effectiveness of Speed Cameras in an Urban Setting”, *American Journal of Public Health*, Vol. 97, No. 9, pp. 1632-1637.

Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (2010), “Um panorama da Saúde no Brasil: Acesso e Utilização de Serviços, Condições de Saúde e Fatores de Risco e Proteção à Saúde 2008”, Rio de Janeiro, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Ponicki, William R., Gruenewald, Paul J., LaScala, Elizabeth A. (2007), “Joint impacts of minimum legal drinking age and beer taxes on US youth traffic fatalities, 1975 to 2001”, *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, Vol. 31, No. 5, pp. 804–813.

Ruhm, Christopher J. (1996), “Alcohol policies and highway vehicle fatalities”, *Journal of Health Economics*, Vol. 15, No. 4, pp. 435-454.

Salgado, Rogério de S., Campos, Valdir R., Duailibi, Sérgio, Laranjeira, Ronaldo R. (2012), “O impacto da "Lei Seca" sobre o beber e dirigir em Belo Horizonte/MG”, *Ciência & Saúde Coletiva*, Vol. 17, pp. 971-976.

Silva, César R. L., Kilsztajn, Samuel (2003), “Acidentes de trânsito, frota de veículos e nível de atividade econômica”, *Revista Economia Contemporânea*, Vol. 7, No. 1, pp.147-59.

World Health Organization (2018), “The top 10 causes of death”, WHO, disponível em <https://www.who.int/en/news-room/fact-sheets/detail/the-top-10-causes-of-death>.

## Apêndice

Figura A.1: Evolução dos índices mensais da taxa de mortalidade no trânsito e do rendimento médio para o Brasil.

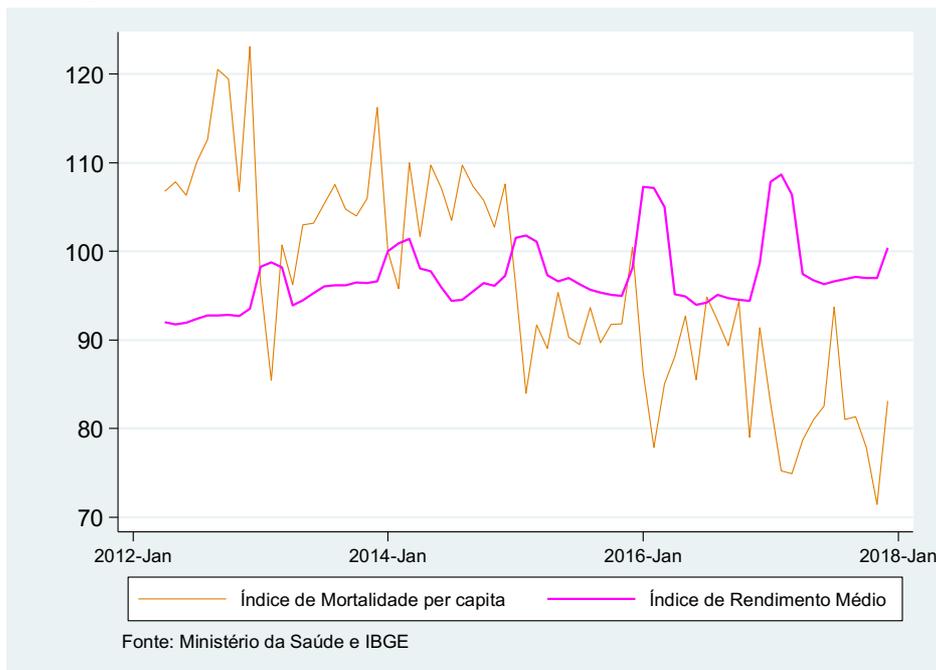


Figura A.2: Evolução dos índices mensais da taxa de mortalidade no trânsito e do nível de emprego para o Brasil.

