

LUZ DO SOL E SUICÍDIO: EVIDÊNCIAS DESSA RELAÇÃO NO RIO GRANDE DO SUL A PARTIR DO HORÁRIO DE VERÃO

SUNSHINE AND SUICIDE: EVIDENCE OF THIS RELATIONSHIP IN RIO GRANDE DO SUL BASED ON DAYLIGHT SAVING TIME

Julyan Gleyvison Machado Gouveia Lins¹

Tatiane Almeida de Menezes²

Resumo: O objetivo do trabalho é verificar se uma mudança positiva no tempo de exposição à luminosidade solar diária afeta a incidência de suicídio. O artigo baseia-se teoricamente na literatura de saúde pública, que sugere que esta variável climática parece afetar os casos notificados do evento em todo o mundo. Metodologicamente, utilizaram-se dados de mortes do Sul do Brasil, durante um período de 10 anos, e um desenho de regressão descontínua para testar a hipótese de que um maior tempo de exposição à luz solar do fim do dia, resultado da data de introdução do horário de verão, se refletiu em um aumento nas mortes por suicídio. Os resultados encontrados sugerem que parece haver um efeito causal positivo no estado mais meridional do país: o Rio Grande do Sul.

Palavras-Chave: Suicídio; Luz Solar; Horário de Verão; Regressão Descontínua.

Abstract: *the objective of this work is to verify if a positive change in the time of exposure to daily sunlight affects the incidence of suicide. The article is theoretically based on public health literature that suggests that this climate variable appears to affect reported cases of the event worldwide. Methodologically, we used data on deaths from southern Brazil, over a period of 10 years, and a discontinuous regression design to test the hypothesis that longer exposure to late-day sunlight, resulting from the date of introduction daylight savings time, was reflected in an increase in suicide deaths. The results found suggest that there seems to be a positive causal effect in the southernmost state of the country: Rio Grande do Sul.*

Keywords: *Suicide; Sunlight; Daylight Saving Time; Discontinuous Regression.*

Classificação JEL: I18, C21.

¹ Departamento de Economia, Universidade Federal da Bahia, Brasil, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-3207-6363>, E-mail: julyanlink@hotmail.com.

² Departamento de Economia, Universidade Federal de Pernambuco, Brasil, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-9737-6084>, E-mail: tatianedemenezes@gmail.com.

1 Introdução

Segundo a Organização Mundial de Saúde (2014), o suicídio já é a segunda causa de morte de pessoas entre 15 e 29 anos de idade no mundo, e nos países de renda baixa e média estão 75% das notificações³. Este tipo de morte é um fenômeno social que desperta muito interesse de pesquisadores na área de saúde humana. É um assunto muito relevante, embora ainda pouco abordado em outras dimensões de debate, como por exemplo, o de discussões de políticas públicas de saúde, de prevenção e mensuração dos custos sociais/econômicos que ele gera. Apesar de tal importância, o assunto foi pouco abordado na literatura econômica através de estudos empíricos de identificação causal de seus possíveis determinantes⁴.

A sociedade enfrenta várias perdas decorrentes desse tipo de morte. Algumas são intangíveis e difíceis de mensurar, como a dor psicológica para os indivíduos próximos ao morto, notadamente os familiares e amigos. Além disso, podem existir perdas econômicas decorrentes desse processo. Nesse segundo caso, o suicídio (ou tentativa fracassada) pode eliminar (ou retirar temporariamente) muitas pessoas da força de trabalho, o que pode gerar perda na capacidade produtiva do país. Além disso, tem-se ainda o impacto financeiro sobre os sistemas de serviços de saúde (públicos ou privados) resultado do tratamento das graves sequelas, físicas e psicológicas, dos que sobrevivem à tentativa, o que torna o assunto muito importante em termos de saúde pública e alocação de recursos econômicos.

Um número grande de fatores de risco tem sido associado ao ato de tentar ou cometer suicídio como destacam Osborn et al. (2008) e Kim et al. (2010). Ao que parece, a saúde mental pode ser influenciada por experiências pessoais, familiares, culturais, sociais, entre outros determinantes. Além disso, desde a década de 1970, a literatura especializada tem evidenciado, sistematicamente, que a luz solar também está correlacionada com esta causa de morte. O que se verifica, de forma geral, nos dados dessa mortalidade em todo o mundo, é que ela não é aleatória ao longo do ano, mas tende a apresentar sazonalidade, com pico na transição das estações mais escuras para as mais claras, o que sugere uma clara sensibilidade desta causa de morte neste período de transição das estações do ano (Lester, 1971). Isso fez com que a literatura de saúde passasse a tentar verificar alguma causalidade positiva da variação de luz do sol sobre esse fenômeno, no começo em regiões de médias e altas latitudes, como nos trabalhos de Meares et al. (1981) e Partonen et al. (2004), e mais recentemente também em regiões de baixas latitudes, como pode-se ver nos trabalhos de Yip e Yang (2004), Lee et al. (2006) e Tsai (2010).

Como destacam Petridou et al. (2002), este fenômeno parece ser contra intuitivo, pois a maioria das pessoas têm a impressão de que o humor se deteriora no inverno. Dado isto, uma segunda (e também extensiva linha de pesquisa), por outro lado, tenta explicar os canais biológicos que sustentam essas notificações. De forma geral, as evidências têm associado o fenômeno a diversos hormônios dependentes da luz do sol (como melatonina, serotonina e cortisol)⁵ e que são responsáveis por regular o humor. Assim, ao que parece, a desregulação dessas substâncias no corpo pode levar a mudanças de comportamento nos indivíduos, incentivando a tentativa de morte.

³ Segundo a Organização Mundial de Saúde (2014), a cada 45 segundos ocorre um suicídio em algum lugar do planeta, e estima-se que as tentativas são de 10 a 20 vezes mais frequentes que o suicídio em si.

⁴ Entre trabalhos que adentram nesta temática pode-se destacar Carpenter e Dobkin (2009), Edwards et al. (2016) e Borgschulter et al. (2018), entre outros.

⁵ Cagampang e Inouye (1994), Posener et al. (1996), Petridou et al. (2002), Havaki-Kontaxaki et al. (2010), entre outros.

Papadopoulos et al. (2005) reforçam essa ideia através de um estudo que verifica o efeito do lag da exposição à luminosidade solar. Para eles, contraditoriamente, a luz do sol tem efeitos diferentes no curto e no longo prazo. No longo prazo, como já era conhecido pela literatura especializada, ela pode agir como um antidepressivo natural e melhorar o humor. Mas no curto prazo, ela pode alterar o estado de motivação dos indivíduos. Assim, a luz do sol poderia criar um aumento de curto prazo na coragem de cometer suicídio. No caso do trabalho de Lambert et al. (2002), esses autores constataram que o nível do hormônio serotonina no cérebro (importante neurotransmissor que é atrelado às sensações de bem-estar e felicidade), é menor no inverno, época de menor incidência de luz do sol. Eles constataram também que a variação do nível do hormônio pode ser muito rápida com o aumento da luminosidade solar, o que pode trazer sentimentos ruins, dado o efeito em neurotransmissores⁶. Assim, o que estes trabalhos sugerem é que o fenômeno se sustenta mediante uma variação do componente luz solar que induz a uma variação no nível dos hormônios responsáveis pelo humor. E isto corrobora o pico dos casos de morte à medida que os dias se aproximam do período primavera-verão, época em que há uma variação positiva do tempo de luz do sol ao longo dos dias.

Vale ressaltar que a literatura argumenta que isso pode ser um fenômeno biológico que pode gerar consequências mínimas no comportamento da maioria esmagadora da população, mas para determinados grupos de pessoas pode ser um importante fator de risco. Deisenhammer (2003), por exemplo, expõe que o problema se torna grave quando este fator climático afeta grupos populacionais psicologicamente vulneráveis e com pré-disposição a se matar devido a inúmeros outros determinantes de suas vidas, como alguma mania como a bipolaridade ou outros problemas psicológicos. Como destacam Bertolote e Fleischmann (2002), o suicídio está fortemente correlacionado com depressão, esquizofrenia, transtorno bipolar de humor, e outras características problemáticas de personalidade. Além disso, há correlação com a dependência de álcool e outras drogas psicoativas, que se intensificam quando há a presença de forte ansiedade e agitação psicológica, o que pode levar à tentativa⁷. Hakkarainen et al. (2003) e Shin et al. (2005), por exemplo, sugerem que pacientes bipolares são muito sensíveis às variações sazonais, o que neste caso, é um sério problema.

No entanto, a maior parte dos estudos sobre isso falha em apresentar inúmeros fatores confundidores que resultam em problemas de endogeneidade na verificação do efeito causal de interesse. Um experimento aleatório, nesse caso, esbarra em questões éticas, o que exige usar outros métodos estatísticos que apresentam sérios problemas na identificação causal, uma vez que luz do sol, neste caso, é uma variável endógena. Isto se dá devido a fatores sociais que se confundem com esta variável, pois o suicídio pode ser afetado por condições sociais que estão correlacionadas com tempo de insolação e também com as estações do ano.

Neste sentido, elementos que devem estar correlacionados com suicídio são aspectos de interações pessoais, sociais e a forma ou estilo de vida de uma pessoa (Soutre et al., 1987; Quin et al., 2003). O problema surge porque os comportamentos sociais tendem a ser influenciados, de forma mais forte ou fraca, por condições climáticas. No inverno (em que há menos luz do sol), por exemplo, as pessoas tendem

⁶ Esses resultados reforçam a ideia que o mecanismo biológico que faz a luz do sol alterar o estado de humor e conseqüentemente aumentar as chances de comportamento suicida é um fenômeno de curtíssimo prazo, o que reforça a estratégia empírica adotada neste trabalho, como será visto adiante.

⁷ Owens, Horrocks e House (2002) destacam que a tentativa de suicídio é o principal fator de risco para sua efetivação, pois estima-se que a chance de uma pessoa que já tentou se matar, conseguir a morte, é 100 vezes maior de que o da população que ainda não tentou.

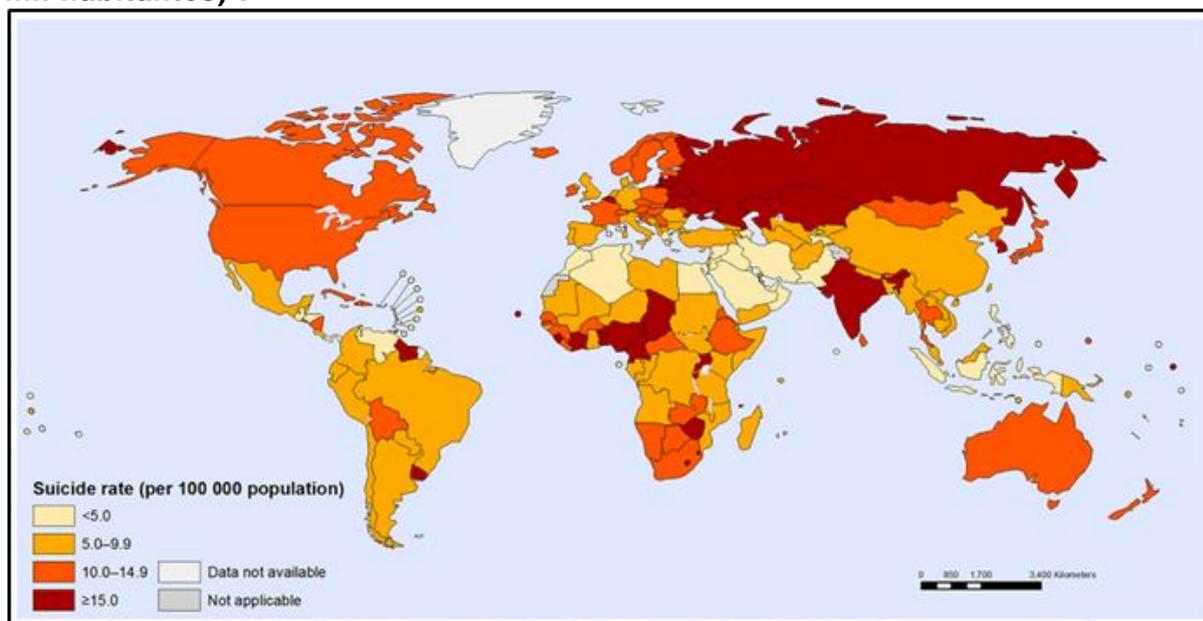
a tornar-se mais reclusas, sair menos e interagir socialmente em menor nível. No verão, por outro lado, tendem a sair de férias (escolares principalmente), viajar, ir mais à praia, à serra ou ao campo, fazer atividades ao ar livre, fazer exercícios físicos etc. Assim, existem fatores sociais e interações interpessoais relacionados com a luz solar que afetam a variável de interesse, resultando novamente em endogeneidade. E, infelizmente, estas características são difíceis de observar, mensurar ou controlar.

Assim, evidenciar o efeito causal da luz solar nos casos de suicídio tem sido de difícil execução, de modo que os resultados apresentados na literatura internacional, até agora, não são conclusivos, e até mesmo controversos, dado que a associação dessas variáveis climáticas e das taxas de suicídio têm apresentado parâmetros que apontam na mesma direção, em direções opostas, ou apresentando nenhuma significância estatística (Tsai, 2010).

Dada a lacuna na literatura, este trabalho, tem o objetivo de verificar o efeito causal do componente luz solar na incidência de suicídio, sem os problemas de endogeneidade apresentados anteriormente. A pergunta a tentar ser respondida é: minimizando o efeito de fatores sociais confundidores, através de um quase-experimento, será que é possível perceber um efeito causal de aumento dos casos de morte quando um grupo populacional é exposto a um maior tempo de exposição à luz solar? Para isso, será utilizado o horário de verão do Brasil como fonte exógena de maior tempo de exposição à luz do sol, e será verificado como a causa de morte por suicídio reage à transição do período de introdução deste bem público. A estratégia deste quase-experimento é comparar a média de casos notificados de suicídio dias posteriormente imediatos à data de introdução do horário de verão, com dias imediatamente anteriores a esta data. Neste caso, os dias marginalmente anteriores à intervenção será o grupo controle, enquanto que os dias marginalmente posteriores a intervenção será o grupo tratado. Assim, os comportamentos sociais que são correlacionados com a luz do sol poderão ser contornados, dado que o choque brusco do maior tempo de aproveitamento da luz natural do dia é definido de maneira exógena, contornando, assim, este importante fator.

A escolha do Brasil para a verificação desse fenômeno é boa por dois motivos. O primeiro é a qualidade dos dados de informações sobre mortalidade por suicídio e o segundo diz respeito ao tamanho populacional do país, que possui mais de 200 milhões de habitantes. Como destaca a Organização Mundial de Saúde (2014), coletar informações sobre essa causa de morte é algo complicado, uma vez que o suicídio é ilegal ou estigmatizado em muitos lugares; ou, quando esse problema não ocorre, o registro tende a ser dificultado, uma vez que envolve várias autoridades responsáveis. Ainda segundo a instituição, tudo isso torna os dados de suicídio difíceis de se obter em boa parte do planeta, principalmente em países muito populosos que não possuem um bom sistema de registros vitais.

Figura 1. Coeficientes de suicídio no mundo em 2016 (número de óbitos por 100 mil habitantes)⁸.



Fonte: Organização Mundial de Saúde, 2018.

O segundo motivo diz respeito ao tamanho populacional do Brasil. Como pode ser visto na Figura 1, o Brasil possui taxas de suicídio com incidência pequena (abaixo de 10 casos para cada grupo de 100 mil habitantes). Porém, como é um país muito populoso (com pouco mais de 200 milhões de habitantes), apresenta altos índices absolutos por esta causa de morte. Como o país possui um rico e detalhado banco de informações de mortalidade, disponibilizados livremente pelo Ministério da Saúde (MS), o presente estudo consiste de uma boa oportunidade para verificação do efeito causal de interesse.

O restante do artigo é estruturado como segue. Na seção 2, são apresentadas algumas informações sobre o mecanismo do horário de verão, para que serve e porque ele é usado. Na seção 3, será apresentada a estratégia empírica, bem como os dados utilizados no estudo. Na seção 4, são apresentados os resultados do trabalho. E, por fim, são apresentadas as considerações finais na seção 5.

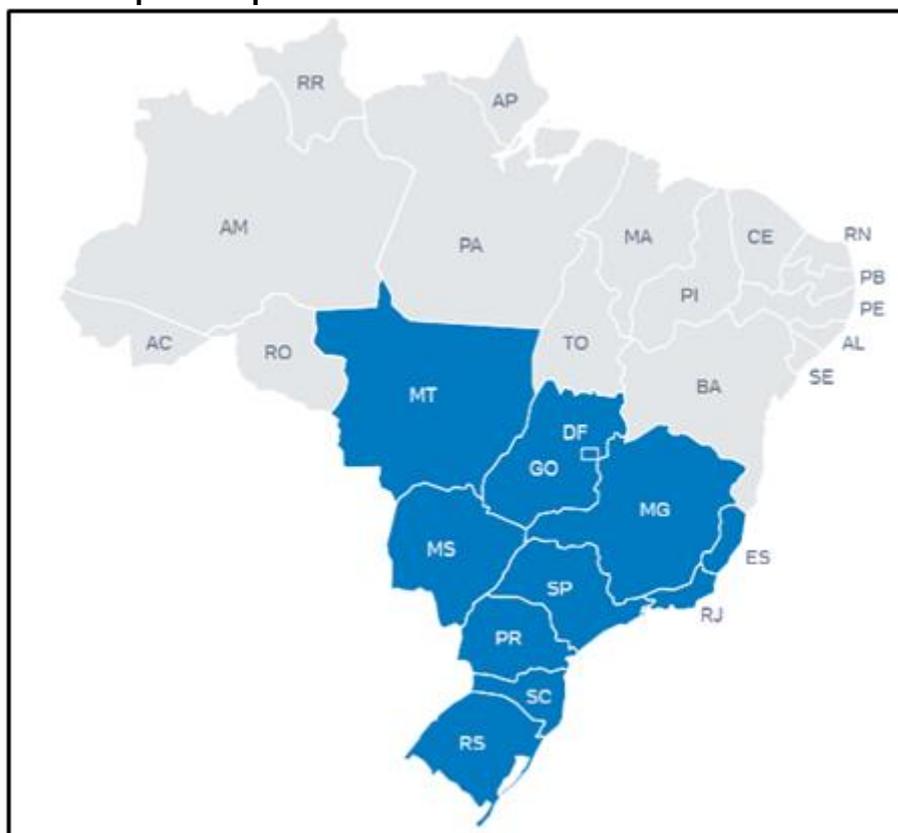
2 Horário de Verão: Luz do Sol, Posição Geográfica e Dias Mais Longos na Chegada do Solstício de Verão

Para entender como o horário de verão afeta o tempo de exposição à luz do sol do final de tarde, é preciso entender para que ele serve. Como destaca Montalvão (2005), no Brasil, o horário de verão é aplicado desde os anos 1980, e consiste em adiantar em uma hora a Hora Legal (oficial) de determinados estados (na maioria das vezes, os das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste). Geralmente, inicia-se em algum domingo de outubro de cada ano, de modo que os relógios são adiantados das 00:00h para 01:00h. Ele é imposto pelo Poder Executivo Federal (de modo que os estados da federação não podem escolher se aderem a ele ou não, muito menos o dia que irão

⁸ O mapa mostra os coeficientes de suicídio no mundo no ano de 2016 (número de óbitos por 100 mil habitantes). As regiões em cores mais escuras são aquelas que apresentam as maiores taxas. Disponível em: <https://www.who.int/publications/i/item/9789241564779>

aderir) e tem o objetivo de aproveitar os dias mais longos da chegada do verão, em uma tentativa de gerar economia de energia ao país.

Figura 2. Estados que sempre aderem ao horário de verão no Brasil.



Fonte: UOL Notícias, 2017.

Nota: os estados na cor escura são os que sempre aderem ao horário de verão no país.

Como destaca o autor anteriormente citado, o horário de verão não é adotado em todos os estados da federação do Brasil (ver Figura 2), e isso por alguns importantes motivos. Dentro do mesmo fuso horário, a eficiência do horário de verão tende a ser maior em locais mais distantes da linha do equador. Este é um fenômeno regular e é devido a alguns fatores físicos como a inclinação do eixo da terra, a rotação elíptica do planeta em torno do sol e os consequentes efeitos das estações do ano sob a insolação, que faz com que, à medida que se distancia-se para o sul da linha do equador, os dias se tornam mais longos nessa época do ano (mais precisamente até o dia do solstício de verão do hemisfério sul, que é 21 de dezembro). Isso justifica o horário de verão não ser adotado, por exemplo, nos estados da região Norte e Nordeste, que são cortados ou estão muito próximos da linha do Equador.

Montalvão (2005) expõe um exemplo prático para o entendimento do efeito da latitude na adesão ao horário de verão. Neste exemplo, ele nos apresenta uma tabela com informações sobre três diferentes cidades do país: Porto Alegre (região Sul), Goiânia (região Centro-Oeste) e Belém do Pará (região Norte). Como destaca o autor, as duas primeiras sempre aderem ao horário de verão, mas Belém no estado do Pará nunca adere. Com relação à posição geográfica no planeta, estas cidades estão aproximadamente na mesma longitude, distanciando-se em torno de 15°, no que diz respeito à latitude. A Tabela 1 apresenta os horários legais (sem horário de verão) do nascer e do pôr-do-sol no dia do solstício de verão (21 de dezembro). Com a introdução

da intervenção, o autor nos mostra que a adoção do Horário de Verão em Porto Alegre e Goiânia retarda o Horário Legal do pôr-do-sol em uma hora nessas duas localidades.

Tabela 1. Duração da insolação no solstício de verão (21 de dezembro) em três cidades em diferentes regiões do Brasil.

CIDADE	LONGITUDE	LATITUDE	NASCER DO SOL	PÔR DO SOL	TEMPO DE INSOLAÇÃO
Porto Alegre	51°13'48" O	30°01'59" S	05h22min	19h27min	14h05min
Goiânia	49°27'05" O	16°54'43" S	05h43min	18h51min	13h08min
Belém	48°30'16" O	01°27'21" S	06h08min	18h20min	12h12min

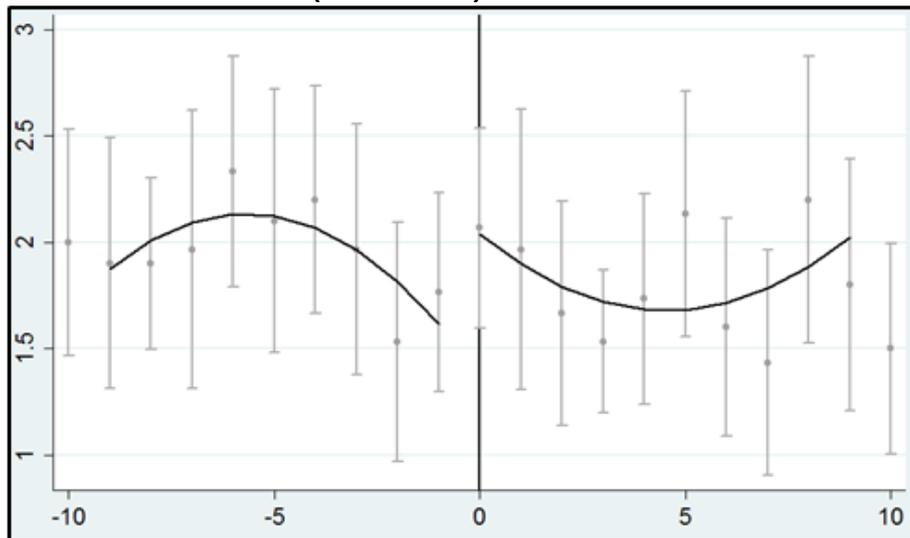
Fonte: Montalvão (2005).

No entanto, o que se deve destacar é que o efeito de aproveitamento da luz natural do fim do dia não é igual. Imagine um indivíduo que sai do trabalho às 18:00h em Goiânia e um indivíduo que larga no mesmo horário em Porto Alegre. Se não existir horário de verão, no dia 21 de dezembro, o tempo de aproveitamento do restante de luz natural do fim dia para o indivíduo de Goiânia será de 51 minutos, enquanto que o tempo de aproveitamento do indivíduo que mora em Porto Alegre será de 1h27 minutos (70,58% maior). Com a introdução do horário de verão, ambos os indivíduos ganham uma hora a mais no retardar do pôr-do-sol, embora para o indivíduo que mora em Porto Alegre, devido à sua posição geográfica, o tempo total de aproveitamento da luz natural do fim do dia será sempre maior.

Desse modo, os estados da região Sul do Brasil têm mais horas de insolação que o restante dos estados do país nessa época do ano, independente do horário de verão. Com a introdução da intervenção, o aproveitamento total do restante de luz natural do dia se intensifica, uma vez que estes estados brasileiros são os mais próximos do Polo Sul do planeta. Deve-se destacar ainda, que a maior parte do território brasileiro está dentro da zona intertropical do globo, ou seja, de baixas e baixíssimas latitudes (o que implica pouca variação de luz natural ao longo do ano e diferenças pouco nítidas entre as quatro estações do ano, quando comparado a regiões das zonas de médias e altas latitudes). No entanto, a maior parte do território da região Sul do país, está abaixo do Trópico de Capricórnio, que é uma latitude que assinala o limite sul da declinação aparente do sol no planeta; de modo que, a partir dessa região, o efeito do quase-experimento induzido pelo horário de verão poderia ser mais perceptível por um aproveitamento maior do tempo natural de insolação e de duração dos dias quando da aproximação do solstício de verão.

Será que os dados nos fornecem indícios para verificar esse fenômeno? Como pode ser visto na Figura 3, tem-se a média dos casos de suicídio para alguns dias anteriores e posteriores à data de introdução do horário de verão para a região Sul do Brasil no período 2005-2014. Nota-se nitidamente um salto no padrão da média de suicídio nos dias imediatamente após a introdução do horário de verão com os dias imediatamente anteriores. Neste caso, vê-se um aumento na média após a intervenção, embora essa simples análise gráfica não permita inferência de efeito causal, uma vez que é preciso saber se essa diferença de média é estatisticamente significativa através de uma regressão descontínua.

Figura 3. Média de casos notificados de suicídio na região Sul no período de transição do horário de verão (2005-2014).



Nota: no eixo vertical, têm-se a média diária dos casos de suicídio, enquanto que no eixo horizontal os dias de transição para o horário de verão (a data de entrada assume valor zero). Utilizou-se o estimador de Calonico, Cattaneo e Titiunik (2014), que calcula automaticamente o *bandwidth* ótimo em uma regressão descontínua com a média amostral dentro dos *bins*.

3 Estratégia Empírica

A primeira estratégia empírica (e principal) deste trabalho utilizará um Desenho de Regressão Descontínua (RDD). A ideia é utilizar o horário de verão do Brasil como fonte exógena de aproveitamento da luz natural do fim do dia (precisamente aproveitamento do maior tempo de insolação do fim de tarde), de modo a verificar como a causa de morte por suicídio reage à transição do período, comparando a média de casos notificados de suicídio dias depois da data de introdução do horário de verão, com dias imediatamente anteriores a esta data, usando uma regressão descontínua do tipo *sharp* com dados compreendendo 10 anos (2005 a 2014).

A especificação e estimação do modelo primeiro modelo apresentado neste trabalho é baseada na que foi apresentada no trabalho de Toro, Tigre e Sampaio (2015), e está exposta na equação 1 (período 2005-2014):

$$S_{i,y} = \alpha_0 + \alpha_1 T_{i,y} + f(d) + f_y + f_w + \varepsilon_{i,y} \quad (1)$$

Onde $S_{i,y}$ representa o total de causas de morte por suicídio no dia i e ano y , T_i representa a *dummy* de tratamento, $f(d)$ é um polinômio de ordem 2 que interage com a *dummy* de tratamento. Esse polinômio é resultado de uma função de transição, definida como o número de dias para a transição do horário de verão. Nesta função, a data de transição assume o valor zero, e os dias posteriores assumem valores sequencialmente positivos e os dias anteriores valores sequencialmente negativos, de modo que na estimação $d \in (0 - h; 0 + h)$ e h representa um *bandwidth* ótimo de dias em relação a data da intervenção. Seguindo os mesmos autores, acrescentou-se efeito fixo de ano f_y , de dia da semana f_w e, por fim, $\varepsilon_{i,y} \sim N(0,1)$ representa o termo de erro aleatório. Além disso, também se estimou o modelo pelo estimador robusto de Calonico, Cattaneo e Titiunik (2014). Neste modelo, α_1 permite avaliar o efeito da introdução do horário de verão nos casos de suicídio, verificando se existe alguma

diferença na média dos dias imediatamente posteriores, com os dias imediatamente anteriores a essa data.

Adicionalmente, em uma segunda abordagem metodológica, seguiu-se uma especificação semelhante à de Kountouris e Remoundou (2014). Neste caso, o objetivo é verificar o efeito da primeira semana após a introdução do horário de verão, utilizando uma estimação em painel com efeitos fixos, também compreendendo os anos de 2005 a 2014. A especificação do modelo é dada na equação 2 (período 2005-2014):

$$S_{i,y} = \beta_0 + \beta_1 Week_DST_{i,y} + f_y + t_i + f_w + \varepsilon_{i,y} \quad (2)$$

Onde $S_{i,y}$ representa o total de causas de morte por suicídio no dia i e ano y , $Week_DST_{i,y}$ é uma *dummy* que assume valor 1 para a primeira semana do horário de verão e zero, caso contrário. Neste caso, têm-se que a semana de transição é definida exogenamente, por força de lei, a partir da data de entrada do horário de verão. Tem-se também que f_y representa efeito fixo de ano, t_i representa uma variável de tendência para os dias do ano, f_w representa efeito fixo de dia da semana e $\varepsilon_{i,y} \sim N(0,1)$ é o termo de erro aleatório com *cluster* em dia do ano. Na equação 2, o coeficiente β_1 captura o impacto que a semana de transição tem sobre os casos de suicídio em comparação a todos os outros dias do painel.

Foram incluídos os efeitos fixos para dia da semana e uma tendência de tempo por dois motivos: a primeira variável controla para uma rápida variação diária no indicador de suicídio, entre diferentes dias da semana, e a segunda controla para uma lenta variação sazonal no indicador ao longo dos meses. Assim, enquanto a primeira variável captura uma rápida mudança dos comportamentos sociais que podem afetar as mortes por suicídio, a segunda variável captura uma lenta mudança nos comportamentos sociais que estão correlacionadas com a transição das estações do ano.

O uso do painel servirá para testar a hipótese do efeito positivo da variação da latitude sobre estas causas de morte. Se é válido o argumento de que a latitude é um componente importante para explicar o efeito da introdução do horário de verão (e o conseqüente aproveitamento do maior tempo de insolação no fim de tarde), é de se esperar que a interação $Week_DST_{i,y} * Latitude$ gere um efeito positivo nos casos de morte por suicídio, ou seja, $\theta_1 > 0$ e estatisticamente significativo, conforme a equação 3.

$$S_{i,y} = \theta_0 + \theta_1(Week_DST_{i,y} * Latitude) + f_y + t_i + f_w + \vartheta_{i,y} \quad (3)$$

A estimação do modelo em painel se deu mediante o Modelo de Efeitos Aleatórios. A escolha deste método se deu através de testes reportados no anexo⁹ que indicaram este estimador, ao invés do Modelo *Pooled* e o Modelo de Efeitos Fixos. Além disso, há uma argumentação teórica: o Modelo de Efeitos Aleatórios parte do princípio que há uma independência, em relação aos regressores, dos efeitos fixos individuais não observados das unidades do corte transversal. Neste caso, é pouco provável que as características fixas não observadas dos dias do ano estejam correlacionadas com a semana de transição do horário de verão, uma vez que esta variável é exógena.

⁹ Utilizou-se os testes de Breusch-Pagan, Hausmann e Chow.

Por fim, a variável de mortalidade foi obtida através de dados do Sistema de Informações de Mortalidade do Ministério da Saúde do Brasil (SIM/DataSus), que recebem todas as informações de causas de morte do país em CID-10. O suicídio é definido pelo CID-10 como um óbito derivado de lesões autoprovocadas intencionalmente, de modo que se selecionou todas as causas de morte pertencentes ao grupo compreendido entre X60 e X84.

Segundo dados do Ministério da Saúde do Brasil, entre 2005 e 2014 foram notificados 95.566 suicídios no país. A região Norte concentrou 6,47% das notificações, a região Nordeste 23%, a região Sudeste 38,3%, a região Centro Oeste 8,81% e, por fim, a região Sul 23,42%. Segundo Machado e Santos (2015), que analisaram esta causa de morte no Brasil entre 2000-2012, as maiores causas de suicídio no país tendem a ser por enforcamento, lesão por arma de fogo e auto envenenamento, que somam cerca de 87% dos casos. Ainda segundo os autores, as taxas mais elevadas ocorrem na região Sul do país, que possui um índice de 9,8 casos de morte para cada grupo de 100 mil pessoas. Além disso, em 2012, 75% das mortes eram de pessoas que possuíam até 7 anos de estudo (baixa escolaridade), as maiores taxas estão entre o grupo racial indígena (que corresponde a 132% da taxa da população geral, que é de 6,4 casos por 100 mil), a proporção da mortalidade por suicídio entre homens ultrapassa quatro vezes o valor entre as mulheres, sendo os maiores de 25 anos os que mais cometem o ato.

A região de análise dos modelos econométricos é composta por três estados: Paraná (PR), Santa Catarina (SC) e Rio Grande do Sul (RS), que como já apresentado na seção 2, são as regiões do país com mais tempo de insolação no período do ano próximo ao solstício de verão. Por fim, as estatísticas descritivas estão expostas na Tabela 2.

Tabela 2. Estatísticas descritivas dos casos de suicídio diários na região SUL (período 2005-2014).

	SUL	PR	SC	RS
Média	1,75	1,63	1,36	2,27
Mediana	2,0	1,0	1,0	2,0
Desvio-padrão	1,48	1,36	1,18	1,70
Mínimo	0,0	0,0	0,0	0,0
Máximo	8,0	7,0	6,0	8,0

Fonte: Ministério da Saúde do Brasil.

Os dados foram agrupados em nível de estado da federação pelo fato de o suicídio não ser uma causa de morte diária comum em unidades de coorte menores, como os municípios. Como se vê na Tabela 2, a região Sul do país apresenta em média 1,75 casos por dia, sendo o estado do Rio Grande do Sul (RS) o que tem a maior média. Vale salientar que os dados apresentam valores médios muito próximos da mediana, além de desvios-padrão pequenos, o que indica uma pequena dispersão das observações em relação à média.

4 Resultados

Na Tabela 3, tem-se os resultados da regressão descontínua, especificada na equação 1, para a região Sul e cada um dos seus Estados membros. Vê-se que não é encontrada significância estatística para toda a região, nem para os estados de Paraná (PR) e Santa Catarina (SC). Só há significância estatística para o estado mais meridional da região e do país, que é o estado do Rio Grande do Sul (RS). Neste caso,

o coeficiente positivo e significativo sugere que há um efeito causal positivo da introdução do horário de verão nos casos de suicídio neste estado, no período de análise.

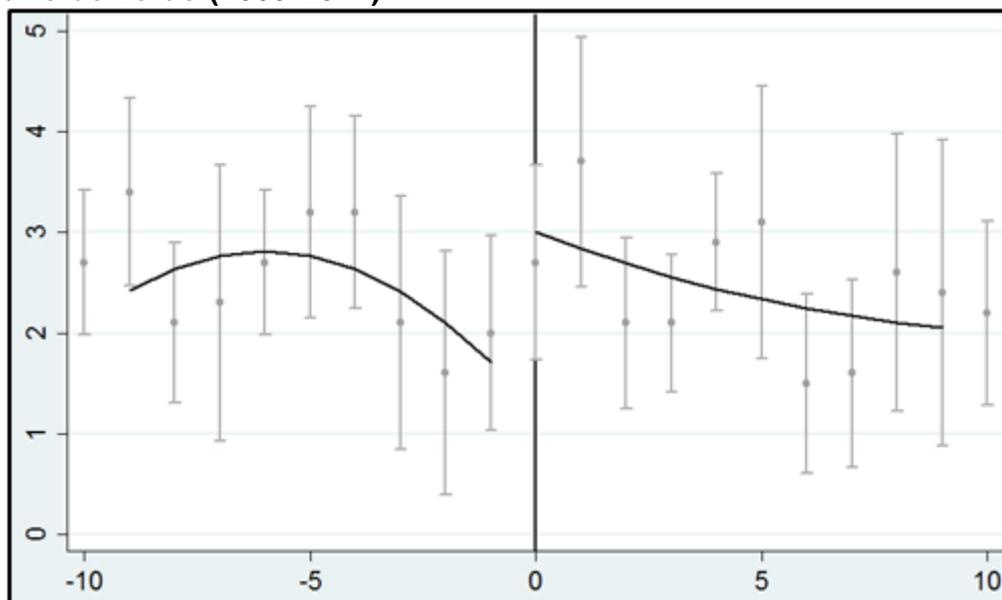
Tabela 3. RDD: estimativa do impacto da entrada do horário de verão (HV) nos casos de suicídio (para a toda a região Sul e cada um dos estados).

	(1)	(2)	(3)	(4)
	SUL	PR	SC	RS
Entrada no HV	0,2666 (0,3181)	-0,8284 (0,4634)	0,0149 (0,3581)	1,3307** (0,5257)
Efeitos fixos¹⁰	Sim	Sim	Sim	Sim
Obs. do lado direito	420	170	180	140
Obs. do lado esquerdo	390	160	170	130
Total	810	330	350	270

*significativo a 10%, ** a 5%, *** a 1%. Erros-padrão robustos entre parênteses.

Vale lembrar que o parâmetro de interesse estimado em uma regressão descontínua consiste de uma diferença de média, da variável dependente, entre o grupo tratado e controle. Deste modo, a estimativa de 1,3307, associada ao RS, significa que a média de mortes nos dias imediatos posteriores ao horário de verão foi 1,33 unidades maior, quando comparado aos dias imediatamente anteriores. Dados mostram que a média de mortes neste estado foi de 2,27 mortes diárias, isto representa um aumento médio de cerca de 58%.

Figura 4. Média de casos notificados de suicídio no RS no período de transição do horário de verão (2005-2014).



Nota: no eixo vertical, têm-se a média diária dos casos de suicídio, enquanto que no eixo horizontal os dias de transição para o horário de verão (a data de entrada assume valor zero). Utilizou-se o estimador de Calonico, Cattaneo e Titiunik (2014), que calcula automaticamente o *bandwidth* ótimo em uma regressão descontínua com a média amostral dentro dos bins.

¹⁰ Os resultados permanecem semelhantes na ausência de efeitos fixos.

A Figura 4, por sua vez, reporta a descontinuidade da média dos casos de morte em torno do *cutoff* de transição neste estado. Vê-se uma nítida descontinuidade nos casos de morte no estado a partir da data de entrada (que assume valor zero).

Quão sensíveis são os resultados encontrados para o estado do Rio Grande do Sul (RS)? As Tabelas 4 e 5 reportam isto. Na Tabela 4, é verificada a mudança dos resultados da regressão associada ao RS quando há alteração na especificação e banda ótima. É de se esperar que os resultados se mantenham qualitativamente os mesmos ao se alterar a especificação (linear ou quadrática) e o procedimento de seleção da banda ótima (MSTWO e MSECMB2). No último caso, seguiram-se os seletores de Calonico, Cattaneo e Farrel (2018), que têm sido muito usados em análises de sensibilidade de regressões descontínuas nos anos recentes. Como se vê, os resultados mantêm-se semelhantes no sinal e significância estatística.

Na Tabela 5, por sua vez, testou-se a robustez da estimação para o RS alterando a data de entrada do horário de verão no modelo. Assim, seguindo Toro, Tigre e Sampaio (2015), testou-se para a causalidade no sentido de Granger (1969) e estimaram-se os coeficientes de pré-tratamento ou efeitos antecipatórios da entrada no horário de verão. Foi definido o *cutoff* de transição para um domingo antes e, depois, para dois domingos antes da real data de entrada no horário de verão. Neste caso, se encontrar significância estatística, a regressão relativa ao RS, da Tabela 3, é espúria, uma vez que não se pode atribuir o efeito de maior causa de morte por suicídio à introdução do horário de verão. Do mesmo modo, definiu-se o *cutoff* de transição para um domingo depois e também para dois domingos depois da real data de entrada no horário de verão. Também neste caso, é de se esperar que não haja significância estatística dos coeficientes. E como pode-se ver, na referida Tabela 5, a significância não se mantém em uma ou duas semanas depois da data, nem em uma ou duas semanas antes da data, o que corrobora os resultados encontrados na Tabela imediatamente anterior.

Tabela 4. Avaliação da sensibilidade do RDD do Rio Grande do Sul (RS): verificação dos resultados encontrados na entrada do horário de verão quando há alterações na especificação e *bandwidth* ótimo.

	(1)	(2)	(3)	(4)
Entrada no HV	1,0745** (0,4414)	0,8878** (0,4245)	1,2942** (0,5259)	1,3089** (0,5229)
Especificação	Linear	Linear	Quadrática	Quadrática
<i>Bandwidth</i>	mstwo	msecmb2	mstwo	msecmb2
Efeitos fixos¹¹	Sim	Sim	Sim	Sim
Obs. do lado direito	100	100	160	160
Obs. do lado esquerdo	80	90	130	130
Total	180	190	290	290

*significativo a 10%, ** a 5%, *** a 1%. Erros-padrão robustos entre parênteses. MSTWO e MSECMB2 referem-se aos seletores de *bandwidth* ótimo de Calonico, Cattaneo e Farrel (2018).

¹¹ Os resultados permanecem semelhantes na ausência de efeitos fixos.

Tabela 5. Teste de robustez do RDD: alterações na data de entrada do horário de verão (HV) nos casos de suicídio (RS).

	(1)	(2)	(3)	(4)
	1 semana antes	2 semanas antes	1 semana depois	2 semanas depois
Entrada no HV	-1,321 (0,6812)	0,5509 (0,8219)	-0,6913 (0,6399)	0,3362 (0,7392)
Efeitos fixos¹²	Sim	Sim	Sim	Sim
Obs. do lado direito	110	110	130	90
Obs. do lado esquerdo	100	100	120	80
Total	210	210	250	170

*significativo a 10%, ** a 5%, *** a 1%. Erros-padrão robustos entre parênteses.

Ainda para o estado do RS, testou-se o modelo em painel da semana de transição sobre os casos de morte, como especificado na equação 2. Os resultados, expostos na Tabela 6, mostram um efeito positivo na primeira semana do horário de verão sobre os casos de morte.

Tabela 6. Painel: estimativas do efeito da semana de transição do horário de verão nos casos de suicídio (RS).

	(1)	(2)
Semana de transição do HV	0,3229* (0,1788)	0,3948** (0,1607)
Controles	Não	Sim
Prob>F	0,00	0,00
Obs.	910	910

*significativo a 10%, ** a 5%, *** a 1%. Erros-padrão robustos entre parênteses.

Como no modelo de regressão descontínua, foram feitos testes de robustez e, seguindo Kountouris e Remoundou (2014), testou-se a validade desses resultados ao verificar o efeito da semana posterior à semana de transição na incidência de morte. Neste caso, é de se esperar que o efeito da semana anterior a semana de transição não apresente significância estatística, uma vez que é um efeito pré-tratamento. Como exposto na Tabela 7, não foram encontrados parâmetros estatisticamente significativos para essas duas análises, o que corrobora a robustez dos resultados encontrados.

Tabela 7. Teste de Robustez do Painel: estimativas do efeito da semana anterior a transição e da semana posterior a transição do horário de verão nos casos de suicídio (RS).

	(1)	(2)
Semana anterior ao HV	0,1627 (0,2219)	0,1598 (0,1872)
Semana posterior ao HV	-0,1433 (0,2039)	0,0068 (0,1779)
Controles	Não	Sim
Prob>F	0,00	0,00
Obs.	910	910

*significativo a 10%, ** a 5%, *** a 1%. Erros-padrão robustos entre parênteses

¹² Os resultados permanecem semelhantes na ausência de efeitos fixos.

Até agora, em ambos os modelos estimados, os resultados mostram um efeito de elevação dos casos de suicídio após a introdução do horário de verão apenas no estado do RS. Pela estratégia empírica adotada neste trabalho, o horário de verão é apenas um mecanismo que introduz um choque positivo no aproveitamento do tempo de insolação do fim do dia, e este choque parece afetar positivamente o indicador de morte de interesse neste estado.

Um problema surge porque diversos trabalhos têm associado a introdução do horário de verão a alterações na saúde, principalmente devido ao mecanismo decorrente da mudança no padrão do sono, ou mesmo da privação do sono originada do ajuste relativo à dotação de tempo que as pessoas enfrentam com a chegada da intervenção (Barnes e Wagner, 2009). Kuehlen e Wunder (2015) lembram que o horário de verão é um bem público que pode gerar benefícios, mas também apresenta custos sociais. Se por um lado, pode aumentar o tempo disponível de luz solar para atividades esportivas e de lazer, por exemplo, por outro lado, pode gerar perdas particularmente pela realocação das horas após a mudança na dotação global de tempo, o que pode romper (pelo menos temporariamente) com os ritmos regulares do corpo humano.

Assim, como a introdução ao horário de verão pode afetar a qualidade e o padrão do sono (Lahti, 2006), o organismo humano pode reagir de diferentes maneiras a esse período de transição. Como resultado, pode haver alteração da performance cognitiva, como a atenção, ou alteração do humor, como destacam Caldwell et al. (2004) e Diekelmann e Born (2010). Assim, pode-se argumentar que os resultados aqui encontrados para o RS não são decorrentes do mecanismo biológicos decorrentes do aproveitamento do maior tempo de insolação no fim do dia (e seu efeito sobre o humor), mas sim por questões relacionadas ao ajuste do ritmo circadianos na introdução do horário de verão.

Argumenta-se aqui que essa possibilidade, neste caso, pode ser descartada. Primeiro, porque se de fato o mecanismo de ajuste da dotação de tempo e da privação do sono fosse válido, seria encontrada significância estatística nos resultados da regressão descontínua para toda a região Sul e cada um dos estados desta, e não apenas para o estado do RS. Para validar esta argumentação, vejamos a Tabela 8.

Tabela 8. Painel: estimativa do efeito da semana de transição nos casos de suicídio (região Sul).

	(1)	(2)
Semana de transição do HV	0,0603 (0,1107)	0,0816 (0,1080)
Controles	Não	Sim
Prob>F	0,00	0,00
Obs.	2.730	2.730

*significativo a 10%, ** a 5%, *** a 1%. Erros-padrão robustos entre parênteses.

Esta Tabela reporta os resultados do efeito da semana de introdução do horário de verão em toda a região Sul do Brasil. Como se vê, não foi encontrada significância estatística, o que corrobora o argumento de que o fenômeno em análise não é decorrente da hipótese de alteração do ritmo circadiano anteriormente apresentado.

Como é sabido, o Rio Grande do Sul é o estado mais meridional da região e do país e esse resultado sugere, por tudo que já foi exposto aqui, que a latitude, como já foi definida na seção 2, pode ter influência significativa na eficiência do aproveitamento do maior tempo de luz natural do fim do dia. Estudos como o de Bjorksten et al. (2009)

e Hiltunen et al. (2011), por exemplo, têm sugerido que os casos de suicídio reagem positivamente ao aumento da latitude, possivelmente devido ao mecanismo biológico já apresentado. Ora, se de fato o maior aproveitamento da luz do fim do dia é importante, e a latitude é um componente relevante, e é de se esperar que a interação da *dummy* de semana de transição com alguma medida que capture a variação de latitude surta um efeito positivo e significativo nos resultados. Assim, essa nova variável capturaria o efeito da semana de intervenção, à medida que se aumenta o tempo de aproveitamento da luz natural do fim do dia com a mudança de latitude.

Para testar isto, pegou-se a latitude do centroide de cada estado da região Sul e calculou-se a distância (em km) em relação ao Trópico de Capricórnio¹³. De modo que, quanto maior a distância em relação a esse paralelo, maior a proximidade do Polo Sul do planeta e maior o efeito da introdução do horário de verão a partir do aproveitamento do tempo natural de insolação da localidade no fim do dia. Assim, ao interagir essa medida de latitude com a *dummy* de transição, da equação 2, será visto como a semana de transição reage a mudança de latitude nos casos de suicídio em toda a região Sul. Metodologicamente, como a medida de latitude é uma variável exógena (não correlacionada com a semana de transição), não se corre o risco de cair em viés de endogeneidade na estimação desse parâmetro.

Na Tabela 9, verificaram-se os resultados positivos e significativos para este último modelo, dado pela equação 3 na estratégia empírica.

Tabela 9. Painel: estimativa do efeito da interação da semana de transição com a variação de latitude nos casos de suicídio (região Sul).

	(1)	(2)
Semana de transição*latitude	0,0004* (0,0002)	0,0004** (0,0002)
Controles	Não	Sim
Prob>F	0,00	0,00
Obs.	2.730	2.730

*significativo a 10%, ** a 5%, *** a 1%. Erros-padrão robustos entre parênteses.

Assim, embora a semana de transição não tenha apresentado significância para os casos de suicídio no Sul, quando leva-se em conta o efeito da mudança de latitude, e assim o efeito geográfico da variação do maior tempo de insolação no fim do dia, encontra-se um sinal positivo e estatisticamente significativo dos casos de suicídio na semana de introdução do horário de verão em toda a região. Isso sugere que o efeito da elevação dos casos de morte por suicídio após a introdução é possivelmente decorrente do efeito do maior aproveitamento da luz natural do fim de tarde. Vale lembrar que a medida de latitude é a distância do centroide de cada estado em relação ao Trópico de Capricórnio, e essa medida é em quilômetros. Dado isto, cada aumento de 1 km de distância em relação ao Trópico de Capricórnio, gera, em média, um aumento de 0,0004 casos de suicídio na semana de transição (ou 0,4 casos a cada variação de 1.000 km, em média).

Testes de robustez devem ser feitos para confirmar os resultados encontrados para o estado do RS. O primeiro diz respeito ao mecanismo biológico argumentado neste trabalho. Como destacam Dixon e Kalkstein (2009), a literatura especializada mostra que os suicídios tendem a exibir uma distribuição sazonal com o pico ocorrendo no final da primavera, sugerindo que há um efeito da maior exposição à luz do sol, através dos mecanismos biológicos já citados neste trabalho. E como já foi citado

¹³ Tais distâncias foram obtidas no Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais (INPE).

anteriormente, os trabalhos sugerem que o efeito decorrente da exposição a uma variação positiva de luz tende a atingir os grupos sociais psicologicamente vulneráveis.

Já se sabe que pessoas com depressão, por exemplo, tendem a apresentar maior risco de se matar (Harris e Barraclough, 1998), por isso não é de se estranhar que a gravidade da depressão e os suicídios tendem a atingir o pico na primavera (período de transição entre o inverno com pouca luz, e o verão com muita luz), elevando esta causa de morte neste período (Maes et al., 1993). No caso do Brasil, Kerr-Correa et al. (1998) e Volpe e Del Porto (2006) já demonstraram que o pico sazonal de admissões hospitalares por mania (que inclui bipolaridade, depressão, entre outras) ocorre na primavera, o que corrobora esta argumentação teórica. Uma outra argumentação fundamental sobre o efeito da luz natural do dia sobre mortes por suicídio é que, como destacam Micciollo (1989) e Maes (1993), ela tende a atingir de maneira mais forte pessoas de zona rural, do que pessoas que vivem em áreas urbanas; possivelmente, porque o primeiro grupo é mais exposto à variação natural da luz do sol.

Dados os argumentos teóricos decorrentes da exposição à variação positiva da luz do sol, é de se esperar um efeito de saída do horário de verão? Ora, como se sabe, a entrada do horário de verão é decorrente do melhor aproveitamento da luz natural do fim do dia, que atinge seu maior nível do dia do solstício de verão (21 de dezembro). À medida que se chegam os meses de janeiro e fevereiro, os dias tendem a ter menos tempo de insolação, uma vez que se aproxima do equinócio de outono (21 de março). A saída do horário de verão se dá pelo fato de que não há mais um aproveitamento eficaz das horas de luz do fim do dia, uma vez que a luz natural do sol tende a dura menos no fim de tarde (Montalvão, 2005). Dado isto, é de se esperar nenhum efeito de saída nos casos de morte por suicídio, dado não haver uma variação negativa de exposição à luz do sol mais perceptível por parte da população.

Para verificar isto, estimou-se se há algum efeito de saída do horário de verão. A Tabela 10 reporta que não houve nenhuma mudança no padrão da média com a saída no estado que apresentou o efeito de entrada, o que, mais uma vez, corrobora a hipótese de que o efeito encontrado na entrada, no estado do RS, não é decorrente dos possíveis desarranjos dos ritmos circadianos do corpo humano, anteriormente citados, e sim do mecanismo que é o escopo teórico deste trabalho.

Tabela 10. RDD: estimativas do impacto da saída do horário de verão (HV) nos casos de suicídio no estado do Rio Grande do Sul (RS).

	(1)	(2)
Saída do HV	-0,1859 (0,6276)	-0,6879 (0,5363)
Efeitos fixos	Não	Sim
Obs. lado direito	170	210
Obs. lado esquerdo	160	200
Total	330	410

*significativo a 10%, ** a 5%, *** a 1%. Erros-padrão robustos entre parênteses.

Pode surgir uma preocupação no que diz respeito ao fato de que o horário de verão sempre ocorre em um domingo. Não é inconcebível que os suicídios variem sistematicamente com o dia da semana. Então, pode ser que o efeito observado seja simplesmente um efeito do dia da semana (o domingo) sobre os suicídios, e não o efeito causal da variação positiva da luz solar. Na verdade, não é de se ficar surpreso se os suicídios diminuíssem à medida que se aproxima o fim de semana e aumentem no início da semana, especialmente para a população trabalhadora. Isto parece ser

apoiado pela Figura 3: há um padrão de queda na proximidade do final de semana e aumento no início. O mesmo padrão se verifica na Figura 4.

Tabela 11. Painel: correlação entre os domingos e os casos de suicídio (RS).

	(1)	(2)
Efeito do domingo	0,0637 (0,1593)	-0,2727 (0,2050)
Controles¹⁴	Não	Sim
Prob>F	0,00	0,00
Obs	910	910

*significativo a 10%, ** a 5%, *** a 1%. Erros-padrão robustos entre parênteses.

Para testar isso, verificou-se a correlação entre os domingos e os casos de suicídio, e os resultados não corroboram nenhuma relação estatisticamente significativa entre este dia da semana e a causa de morte. Além disso, é pouco provável que os efeitos aqui encontrados sejam decorrentes do domingo, uma vez que os testes de robustez da Tabela 5 sugerem não haver nenhum efeito causal quando se altera o corte do RDD para domingos anteriores ou posteriores à verdadeira data de entrada do horário de verão.

5 Considerações Finais

Através de duas abordagens estatísticas, foram fornecidas evidências empíricas que uma variação positiva no tempo de exposição à luz do sol, pode influenciar positivamente as mortes por suicídio. No primeiro caso, a partir de um desenho de regressão descontínua, viu-se que a introdução do horário de verão resultou em uma elevação dos casos notificados deste tipo de morte no estado mais meridional do país (Rio Grande do Sul), onde a latitude parece influenciar a eficiência do mecanismo utilizado para verificação do efeito causal de interesse. No segundo caso, testou-se o efeito da mudança de latitude nos 03 estados da região Sul do país, de modo a verificar a hipótese de que a semana de transição do horário de verão reage a mudanças de latitude no que diz respeito a estes casos de morte.

Todos os resultados encontrados sugerem que a introdução do horário de verão gerou um aumento dos casos de suicídio e parece que, de fato, esse efeito é decorrente do mecanismo de reação do organismo a mudanças na exposição a luminosidade solar (como sugere a literatura médica e psiquiátrica), e não devido a outros mecanismos como privação do sono e ajuste do ritmo circadiano do corpo à mudança de dotação de horas nos dias imediatamente posteriores ao evento.

Referências

BERTOLOTE, J. M.; FLEISCHMANN, A. Suicide and psychiatric diagnosis: a worldwide perspective. **World Psychiatry**, v. 1, n. 3, p. 181, 2002.

BJÖRKSTÉN, K. S.; KRIPKE, D. F.; BJERREGAARD, P. Accentuation of suicides but not homicides with rising latitudes of Greenland in the sunny months. **BMC psychiatry**, v. 9, n. 1, p. 20, 2009.

¹⁴ A correlação controla para efeito fixo de ano e efeitos fixos dos outros dias da semana.

BORGSCHULTE, M.; CORREDOR-WALDRON, A.; MARSHALL, G. A path out: Prescription drug abuse, treatment, and suicide. **Journal of Economic Behavior & Organization**, v. 149, p. 169-184, 2018.

CALDWELL JR, J. A. et al. The Effects of 37 Hours of Continuous Wakefulness On the Physiological Arousal, Cognitive Performance, Self-Reported Mood, and Simulator Flight Performance of F-117A Pilots. **Military Psychology**, v. 16, n. 3, p. 163, 2004.

CAGAMPANG, F. R. A.; INOUE, S. T. Diurnal and circadian changes of serotonin in the suprachiasmatic nuclei: regulation by light and an endogenous pacemaker. **Brain research**, v. 639, n. 1, p. 175-179, 1994.

CALONICO, S.; CATTANEO, M. D.; TITIUNIK, R. Robust Nonparametric Confidence Intervals for Regression-Discontinuity Designs. **Econometrica**, v. 82, n. 6, p. 2295-2326, 2014.

CALONICO, S.; CATTANEO, M. D.; FARRELL, M. H. CALONICO. Regression discontinuity designs using covariates. **Review of Economics and Statistics**, n. 0, 2018.

CARPENTER, C.; DOBKIN, C. The effect of alcohol consumption on mortality: regression discontinuity evidence from the minimum drinking age. **American Economic Journal: Applied Economics**, v. 1, n. 1, p. 164-82, 2009.

DEISENHAMMER, E. A. Weather and suicide: the present state of knowledge on the association of meteorological factors with suicidal behaviour. **Acta Psychiatrica Scandinavica**, v. 108, n. 6, p. 402-409, 2003.

DIEKELMANN, S.; BORN, J. The memory function of sleep. **Nature Reviews Neuroscience**, v. 11, n. 2, p. 114-126, 2010.

DIXON, P. G.; KALKSTEIN, A. J. Climate–Suicide Relationships: A Research Problem in Need of Geographic Methods and Cross-Disciplinary Perspectives. **Geography Compass**, v. 3, n. 6, p. 1961-1974, 2009.

EDWARDS, G.; NESSON, E.; ROBINSON, J. J.; VARS, F. Looking down the barrel of a loaded gun: The effect of mandatory handgun purchase delays on homicide and suicide. **The Economic Journal**, 2016.

GRANGER, C. W. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 424-438, 1969.

HAKKARAINEN, R.; JOHANSSON, C.; KIESEPPÄ, T.; PARTONEN, T.; KOSKENVUO, M.; KAPRIO, J.; LÖNNQVIST, J. Seasonal changes, sleep length and circadian preference among twins with bipolar disorder. **BMC psychiatry**, v. 3, n. 1, p. 6, 2003.

HARRIS, C.; BARRACLOUGH, B. Excess mortality of mental disorder. **The British Journal of Psychiatry**, v. 173, n. 1, p. 11-53, 1998.

HAVAKI-KONTAXAKI, B. J.; PAPALIAS, E.; KONTAXAKI, M., PAPADIMITRIOU, G. Seasonality, suicidality and melatonin. **Psychiatrike**, v. 21, n. 4, p. 324-331, 2010.

- HILTUNEN, L.; SUOMINEN, K.; LÖNNQVIST, J.; PARTONEN, T. Relationship between daylength and suicide in Finland. **Journal of circadian rhythms**, v. 9, n. 1, p. 10, 2011.
- KERR-CORREA, F.; SOUZA, L. B.; CALIL, H. M. Affective disorders, hospital admissions, and seasonal variation of mania in a subtropical area, southern hemisphere. **Psychopathology**, v. 31, n. 5, p. 265-269, 1998.
- KIM, M. H. et al. Socioeconomic inequalities in suicidal ideation, parasuicides, and completed suicides in South Korea. **Social science & medicine**, v. 70, n. 8, p. 1254-1261, 2010.
- KOUNTOURIS, Y.; REMOUNDOU, K. About time: Daylight saving time transition and individual well-being. **Economics Letters**, v. 122, n. 1, p. 100-103, 2014.
- KUEHNLE, D.; WUNDER, C. Using the life satisfaction approach to value daylight savings time transitions: Evidence from Britain and Germany. **Journal of Happiness Studies**, v. 17, n. 6, p. 2293-2323, 2016.
- LAHTI, T. A. et al. Transition to daylight saving time reduces sleep duration plus sleep efficiency of the deprived sleep. **Neuroscience letters**, v. 406, n. 3, p. 174-177, 2006.
- LAMBERT, G. W. et al. Effect of sunlight and season on serotonin turnover in the brain. **The Lancet**, v. 360, n. 9348, p. 1840-1842, 2002.
- LEE, H. C. et al. Suicide rates and the association with climate: a population-based study. **Journal of affective disorders**, v. 92, n. 2, p. 221-226, 2006.
- LESTER, D. Seasonal variation in suicidal deaths. **The British Journal of Psychiatry**, v. 118, n. 547, p. 627-628, 1971.
- MACHADO, D. B.; SANTOS, D. N. Suicide in Brazil, from 2000 to 2012. **Jornal Brasileiro de Psiquiatria**, v. 64, n. 1, p. 45-54, 2015.
- MAES, M.; MELTZER, H. Y.; SUY, E.; DE MEYER, F. Seasonality in severity of depression: relationships to suicide and homicide occurrence. **Acta Psychiatrica Scandinavica**, v. 88, n. 3, p. 156-161, 1993.
- MEARES, R.; MENDELSON, F. A.; MILGROM-FRIEDMAN, J. A sex difference in the seasonal variation of suicide rate: a single cycle for men, two cycles for women. **The British Journal of Psychiatry**, v. 138, n. 4, p. 321-325, 1981.
- MONTALVÃO, E. O setor elétrico e o horário de verão, 2005.
- OSBORN, D. et al. Suicide and severe mental illnesses. Cohort study within the UK general practice research database. **Schizophrenia research**, v. 99, n. 1, p. 134-138, 2008.
- OWENS, D.; HORROCKS, J.; HOUSE, A. Fatal and non-fatal repetition of self-harm: systematic review. **The British Journal of Psychiatry**, v. 181, n. 3, p. 193-199, 2002.
- PAPADOPOULOS, F. C. et al. Exploring lag and duration effect of sunshine in triggering suicide. **Journal of affective disorders**, v. 88, n. 3, p. 287-297, 2005.

PARTONEN, T. et al. Analysis of the seasonal pattern in suicide. **Journal of Affective Disorders**, v. 81, n. 2, p. 133-139, 2004.

PETRIDOU, E. et al. A role of sunshine in the triggering of suicide. **Epidemiology**, v. 13, n. 1, p. 106-109, 2002.

POSENER, J. A.; SCHILDKRAUT, J. J.; SAMSON, J. A.; SCHATZBERG, A. F. Diurnal variation of plasma cortisol and homovanillic acid in healthy subjects. **Psychoneuroendocrinology**, v. 21, n. 1, p. 33-38, 1996.

SHIN, K.; SCHAFFER, A.; LEVITT, A. J.; BOYLE, M. H. Seasonality in a community sample of bipolar, unipolar and control subjects. **Journal of affective disorders**, v. 86, n. 1, p. 19-25, 2005.

TORO, W.; TIGRE, R.; SAMPAIO, B. Daylight Saving Time and incidence of myocardial infarction: Evidence from a regression discontinuity design. **Economics Letters**, v. 136, p. 1-4, 2015.

TSAI, J. F. Socioeconomic factors outweigh climate in the regional difference of suicide death rate in Taiwan. **Psychiatry Research**, v. 179, n. 2, p. 212-216, 2010.

UOL NOTÍCIAS. Disponível em: <https://noticias.uol.com.br/cotidiano/ultimas-noticias/2017/02/18/horario-de-verao-termina-as-0h-deste-domingo-19-lembre-se-de-ajustar-a-hora.htm>. Acessado em 01/03/2017.

VOLPE, F. M.; DEL PORTO, J. A. Seasonality of admissions for mania in a psychiatric hospital of Belo Horizonte, Brazil. **Journal of affective disorders**, v. 94, n. 1-3, p. 243-248, 2006.

YIP, P. SF; YANG, K. CT. A comparison of seasonal variation between suicide deaths and attempts in Hong Kong SAR. **Journal of affective disorders**, v. 81, n. 3, p. 251-257, 2004.

WORLD HEALTH ORGANIZATION et al. **Preventing suicide: a global imperative**. World Health Organization (WHO), 2014.

Anexo - Testes de Escolha do Estimador do Modelo em Painei

Neste anexo estão reportados os testes para a seleção do melhor estimador em painel para o modelo da equação 2¹⁵, que verifica o efeito da semana de transição do horário de verão. São três as opções de modelos: o Modelo *Pooled*, o Modelo de Efeitos Fixos e o Modelo de Efeitos Aleatórios.

1) Teste de Breusch-Pagan (Modelo de Efeitos Aleatórios *versus* Modelo *Pooled*)

A hipótese nula deste teste é a de que a variância dos resíduos que refletem as diferenças individuais é nula. Quando é possível rejeitar essa hipótese, isso significa que o modelo de efeitos aleatórios deve ser usado em lugar do modelo *pooled*.

2) Teste de Hausmann (Modelo de Efeitos Fixos *versus* Modelo de Efeitos Aleatórios)

A hipótese nula deste teste é que não há diferença entre os modelos de efeitos fixos e efeitos aleatórios. Quando não se pode rejeitar essa hipótese nula, deve-se usar o estimador de efeitos aleatórios.

3) Teste de Chow (Efeitos Fixos *versus* Modelo *Pooled*)

A hipótese nula deste teste é que o modelo *pooled* é melhor que o modelo de efeitos fixos. Quando se pode rejeitar essa hipótese nula, então deve-se usar o modelo de efeitos fixos.

Na Tabela 12, estão reportadas as estatísticas dos 03 testes. Verifica-se que no teste de Breusch-Pagan deve-se usar o modelo de efeitos aleatórios ao invés do modelo *pooled*.

Tabela 12. Escolha do melhor modelo em painel: modelo *pooled*, modelo de efeitos fixos ou modelo de efeitos aleatórios. Testes feitos para a Região Sul no período 2005-2014.

	Estatística	Prob>Estatística
Teste de Breusch-Pagan¹⁶	45,82	0,0000
Teste de Hausmann¹⁷	0,86	1,0000
Teste de Chow¹⁸	1,70	0,0000
Obs.	2.730	2.730

No teste de Hausmann, por sua vez, deve-se usar o modelo de efeitos aleatórios ao invés do modelo de efeitos fixos. Logo, conclui-se que o modelo de efeitos aleatórios é o mais adequado nesta situação. Por fim, dado os resultados dos dois testes anteriores, o teste de Chow torna-se desnecessário.

¹⁵ $S_{i,y} = \beta_0 + \beta_1 Week_DST_{i,y} + f_y + t_i + f_w + \varepsilon_{i,y}$.

¹⁶ O teste usa a estatística χ^2_1 .

¹⁷ O teste usa a estatística χ^2_{16} .

¹⁸ O teste usa a estatística $F(272, 2441)$.