

**Luz do Sol e Incidência de Suicídio: Evidências de um Desenho de Regressão
Descontínua a Partir do Horário de Verão**

46º Encontro ANPEC – Área 12 – Economia Social e Demografia Econômica

Julyan Gleyvison Machado Gouveis Lins

Doutorando em Economia Pelo PIMES-UFPE

Tatiane Almeida de Menezes

Doutora em Economia Pela USP e Professora do PIMES-UFPE

Resumo: o objetivo deste trabalho é verificar se uma mudança brusca no tempo de exposição a luminosidade solar afeta a incidência de suicídio. O artigo baseia-se teoricamente na literatura médica e psiquiátrica que sugerem que variáveis climáticas parecem afetar os casos notificados do evento em todo o mundo. Metodologicamente, utilizamos dados de mortes do Brasil e um desenho de regressão descontínua para testar a hipótese de que um maior tempo de exposição a 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 quando há a introdução do horário de verão e aproveitamento dos dias mais longos.

Palavras-Chave: suicídio; luz solar; horário de verão; regressão descontínua.

***Abstract:** the objective of this work is to verify if a sudden change in the time of exposure to solar luminosity affects the incidence of suicide. The article is theoretically based on the medical and psychiatric literature that suggest that climate variables seem to affect reported cases of the event worldwide. Methodologically, we used Brazilian death data and a discontinuous regression design to test the hypothesis that a greater time of exposure to daylight, because of daylight saving time introduction, was reflected in an increase in deaths by suicide. The results suggest that there seems to be a positive causal effect when there is the introduction of daylight saving time and the use of the longest days.*

Keywords: suicide; sunshine; daylight saving time; discontinuous regression.

J.E.L.: I18, C21.

Luz do Sol e Incidência de Suicídio: Evidências de um Desenho de Regressão Descontínua a Partir do Horário de Verão

Resumo: o objetivo deste trabalho é verificar se uma mudança brusca no tempo de exposição a luminosidade solar afeta a incidência de suicídio. O artigo baseia-se teoricamente na literatura médica e psiquiátrica que sugerem que variáveis climáticas parecem afetar os casos notificados do evento em todo o mundo. Metodologicamente, utilizamos dados de mortes do Brasil e um desenho de regressão descontínua para testar a hipótese de que um maior tempo de exposição a 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 quando há a introdução do horário de verão e aproveitamento dos dias mais longos.

Palavras-Chave: suicídio; luz solar; horário de verão; regressão descontínua.

***Abstract:** the objective of this work is to verify if a sudden change in the time of exposure to solar luminosity affects the incidence of suicide. The article is theoretically based on the medical and psychiatric literature that suggest that climate variables seem to affect reported cases of the event worldwide. Methodologically, we used Brazilian death data and a discontinuous regression design to test the hypothesis that a greater time of exposure to daylight, as a result of daylight saving time introduction, was reflected in an increase in deaths by suicide. The results suggest that there seems to be a positive causal effect when there is the introduction of daylight saving time and the use of the longest days.*

***Keywords:** suicide; sunshine; daylight saving time; discontinuous regression.*

J.E.L.: I18, C21.

1. Introdução

O suicídio é um fenômeno social que desperta muito interesse de pesquisadores na área de saúde humana. É um assunto muito relevante, embora ainda é pouco abordado em outras dimensões de debate, como por exemplo, o de discussões de políticas públicas de prevenção e mensuração dos custos sociais que ele gera. 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% dessa causa de morte. Apesar de tal importância, o assunto nunca foi abordado na literatura econômica através de estudos empíricos de identificação causal de seus possíveis determinantes.

A sociedade enfrenta várias perdas decorrente desse tipo de morte. Alguns 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, temos 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 têm 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, a literatura tem evidenciado que condições climáticas, como temperatura e luz solar, também estão correlacionados com esta causa de morte. Isto por que, 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 picos principalmente na transição das estações mais escuras para as mais claras (Lester, 1971). Isso fez com que a literatura de saúde passasse a tentar verificar a causalidade dos efeitos climáticos 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 podemos ver nos trabalhos de Yip e Yang (2004), Lee et al. (2006) e Tsai (2010). Assim, durante décadas, muitos estudos empíricos, utilizando dados diversos e com diferentes metodologias estatísticas, mostraram correlações positivas entre os suicídios e fatores meteorológicos como temperatura e tempo de duração da luz do sol.

Uma segunda (e também extensiva linha de pesquisa), por outro lado, tenta explicar os canais biológicos que sustentam esse fenômeno, e os resultados encontrados mudam segundo a variável climática de interesse. No caso da temperatura, trabalhos como o de Barker et al. (1994), por exemplo, evidenciam que o estresse térmico decorrente da má regulação da temperatura corporal, talvez seja a chave para entender esse fenômeno. No caso da luz do sol, de forma geral, as evidências têm associado o fenômeno a diversos hormônios dependentes da luz do sol (como melatonina, serotonina, triptofano e cortisol) e que são responsáveis por regular o humor como destacam Petridou et al. (2002). Assim,

ao que parece, a desregulação dessas substâncias no corpo, pode levar a mudanças de comportamento nos indivíduos.

Papadopoulos et al. (2005) reforçam essa ideia através de um estudo que verifica o efeito de lag da exposição a 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, ela pode agir como um antidepressivo 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. O interessante desse trabalho, é que eles verificam que o efeito da luminosidade sobre o suicídio não é imediato, sugerindo que o fenômeno biológico deve demorar alguns dias para afetar o indivíduo. 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. Eles constataram também que a variação do nível do hormônio pode ser muito rápida com o aumento de luminosidade solar, o que pode trazer sentimentos ruins¹.

Vale ressaltar que isso pode ser um fenômeno biológico que pode gerar consequências mínimas no comportamento da maioria esmagadora da população, mas para determinados grupos pode ser um importante fator de risco. Deisenhammer (2003), por exemplo, expõe que o problema se torna grave quando fatores climáticos afetam 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 outras dimensões psicológicas, por exemplo.

No entanto, o problema de todos os estudos que tem o objetivo de verificação causal da temperatura e da luminosidade no suicídio, é que eles apresentam inúmeros fatores confundidores que resultam em problemas de endogeneidade na verificação do efeito causal de interesse. Isso porque um experimento aleatório, nesse caso, esbarra em questões éticas, o que faz com que sejam necessários usar outros métodos estatísticos, mas que apresentam sérias falhas na identificação causal. Por exemplo, a variável mais utilizada nas pesquisas empíricas, que é a temperatura, apresenta inúmeros problemas que levam a resultados enviesados, pois boa parte dos estudos que usam essa variável de interesse tendem a não levar em consideração uma medida de incidência de luz solar. Como vários estudos sugerem que a exposição a luminosidade do sol também é um fator importante na incidência do fenômeno, estes estudos não permitem a possibilidade de realizar inferência, dado o viés de endogeneidade dos parâmetros estimados, resultante de variável explicativa relevante omitida. Neste caso, a variável temperatura é endógena, uma vez que está sempre associada a incidência de luz.

Mas, mesmo controlando para alguma medida de luminosidade, a possibilidade de viés de endogeneidade dificilmente é descartada, devido a fatores sociais confundidores com essas duas variáveis, uma vez que o suicídio pode ser afetado por condições sociais que estão correlacionadas com temperatura e tempo de insolação e também com as estações do ano. Neste sentido, outros elementos que devem estar correlacionados com

¹ Esses resultados reforçam a ideia que o mecanismo biológico que faz a luz do sol alterar o estado de humor e consequentemente aumentar as chances de comportamento suicida é um fenômeno de curtíssimo prazo, o que reforça a estratégia empírica adotada neste trabalho, como veremos a diante.

suicídio são aspectos de interações pessoais, sociais e a forma ou estilo de vida de uma pessoa. O problema surge por que estresse decorrente de relações ruins na vida, e que está associado ao maior risco de suicídio, pode ser influenciado direta ou indiretamente, e de forma mais forte ou fraca, por condições climáticas. No inverno, por exemplo, as pessoas tendem a tornar-se mais reclusas, sair menos e interação socialmente em menor nível. No verão, por outro lado, tendem a sair de férias (escolares principalmente), viajar, ir mais a praia, a serra ou ao campo, fazer atividades ao ar livre, fazer exercícios físicos, etc. Assim, existem fatores sociais e interações interpessoais correlacionados com temperatura e 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 temperatura e 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 apresentados 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, será que é possível perceber um aumento dos casos de morte quando um grupo populacional é exposto a um maior tempo de exposição a luz natural do dia? Para isso, utilizaremos do horário de verão do Brasil como fonte exógena de maior tempo de exposição a luz do sol, e verificaremos como a causa de morte por suicídio reage a transição do período de introdução deste bem público. A estratégia principal é comparar a média de casos notificados de suicídio dias posteriormente imediatos a data de introdução do horário de verão, com dias imediatamente anteriores a esta data. Neste caso, os dias marginalmente anteriores a intervenção será o grupo controle, enquanto que os dias marginalmente posteriores a intervenção será o grupo tratado. Assim, tanto a temperatura, tanto 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, esse importantes fatores determinantes.

A escolha do Brasil para verificação desse fenômeno é devido a 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. 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.

O segundo motivo diz respeito ao tamanho populacional do Brasil. Como pode ser visto na Figura 1, em anexo, 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, apresentaremos algumas informações sobre o mecanismo do horário de verão, para que serve e por que 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, é apresentado 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 a luz do sol, 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 adiantadas das 00:00h para 01:00h. Ele é imposto pelo Poder Executivo Federal (de modo que os estados não podem escolher se aderem a ele ou não, muito menos o dia que irão 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.

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 a medida que nos distanciamos 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 do Pará nunca adere. Com relação a 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, em anexo, 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 um hora nessas duas localidades.

No entanto, o que devemos destacar é que o efeito de aproveitamento da luz natural do fim do dia, não é igual. Imagine um indivíduo que larga do trabalho às 18:00h na cidade de Goiânia e um indivíduo que larga no mesmo horário na cidade de Porto Alegre. Se não existe horário de verão, no dia 21 de dezembro, o tempo de aproveitamento do restante de luz natural do 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 a 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 tem 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. Devemos 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, em anexo, temos a média dos casos de suicídio para os 7 dias anteriores e os 7 dias posteriores a 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, vemos um pulo positivo na média após a intervenção, embora essa simples análise não permita inferência de efeito causal, uma vez que precisamos saber se essa diferença de média é estatisticamente significativa.

3. Estratégia Empírica

A primeira estratégia empírica (e principal) deste trabalho, utilizará um Desenho de Regressão Descontínua (RDD). A ideia é utilizarmos 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), de modo a verificar como a causa de morte por suicídio reage a 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 os anos de 2005 a 2014.

A especificação e estimação do 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:

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

Onde $S_{i,s,y}$ representa o total de causas de morte por suicídio no dia i , estado da federação s 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 negativos², 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 mesmo autores, nós acrescentamos efeito fixo de ano (f_y), de dia da semana (f_w) e de estado da federação (f_s), e, por fim, $\varepsilon_{i,s,y} \sim N(0,1)$ representa o termo de erro aleatório. Além disso, também estimamos 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, seguimos uma especificação semelhante a de Kountouris e Remoundou (2014). Neste caso, queremos verificar o efeito da primeira semana após a introdução do horário de verão, utilizando uma estimação em painel³ também compreendendo os anos de 2005 a 2014. A especificação do modelo é dada na equação 2:

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

Onde $S_{i,s,y}$ representa o total de causas de morte por suicídio no dia i , estado s e ano y , $Week_DST_{i,s,y}$ é uma *dummy* que assume valor 1 para a primeira semana do horário de verão e zero, caso contrário. Neste caso, temos que a semana de transição é definida exogenamente, por força de lei, a partir da data de entrada do horário de verão. Temos 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 $\varepsilon_{i,s,y} \sim N(0,1)$ 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.

² Neste caso, usamos os 45 dias anteriores e os 45 dias posteriores a data de introdução do horário de verão.

³ Neste caso, usamos os dias do mês anterior à entrada do horário de verão (setembro), o mês de entrada (outubro) e o mês posterior à entrada (novembro).

Nós incluímos os controles 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.

Nós obtemos a variável de mortalidade através de microdados 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 ICD-10. O suicídio é definido pelo ICD-10 como um óbito derivado de lesões autoprovocadas intencionalmente, de modo que selecionamos todas as causas de morte pertencentes ao grupo compreendido entre X60 e X84.

Quanto à janela de tempo do painel, optamos por utilizar os últimos dez anos disponíveis, para incluir dados com um período mais recente na amostra. Vale salientar que os dados foram agregados a nível de estado da federação devido o suicídio ser uma causa diária de morte pouco comum em níveis menores de agregação, como municípios, por exemplo. A região de análise 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, uma vez que se encontram mais ao sul do planeta.

3. Resultados

Na Tabela 2, em anexo, temos os resultados da regressão descontínua, especificada na equação 1, para a região Sul e cada um dos seus Estados membros. Vemos que não encontramos significância estatística para toda a região, nem para os estados de Paraná (PR) e Santa Catarina (SC). Só encontramos significância estatística para o estado mais setentrional 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.

Na Tabela 3, em anexo, testamos 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), nós testamos para a causalidade no sentido de Granger (1969) e estimamos os coeficientes de pré-tratamento ou efeitos antecipatórios da entrada no horário de verão. Nós definimos 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 encontrarmos significância estatística a regressão relativa ao RS, da Tabela 2, é espúria, uma vez que não podemos atribuir o efeito de maior causa de morte por suicídio à introdução do horário de verão. Do mesmo modo, definimos 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 podemos ver, na referida Tabela 3, 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.

Ainda para o estado do RS, testamos o modelo em painel da semana de transição sobre os casos de morte, como especificado na equação 2. Os resultados, expostos na Tabela 4, em anexo, mostram um efeito positivo na primeira semana do horário de verão sobre os casos de morte. Como no modelo de regressão descontínua, fizemos testes de robustez e, seguindo Kountouris e Remoundou (2014), testamos a validade desses resultados ao verificar o efeito da semana posterior a semana de transição na incidência de morte. Neste caso, é desse esperar que o efeito da semana anterior a semana de transição não apresente significância estatística, uma vez que é um efeito pré-tratamento. Caso a significância seja encontrada, os resultados apresentados na Tabela 4, são espúrios. Como exposto na Tabela 5, em anexo, não encontramos parâmetros estatisticamente significativos para essas duas análises, o que corrobora a robustez dos resultados encontrados.

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. Um problema surge porque diversos trabalhos tem 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 a 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), e como isso pode demorar alguns dias, 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 não são decorrentes do mecanismo biológicos decorrentes do aproveitamento do maior tempo de insolação no fim do dia, mas sim por questões relacionadas ao ajuste do ritmo Circadianos na introdução do horário de verão.

Argumentamos que essa possibilidade, neste caso, pode ser descartada. Primeiro, por que se de fato, o mecanismo de ajuste da dotação de tempo e da privação do sono fosse válido, encontraríamos significância estatística nos resultados da regressão descontínua para toda a região e cada um dos estados, e não apenas para o estado do RS. Além disso, por coincidência, ou não, o RS é o estado mais setentrional da região e do país e esse resultado sugere, por tudo que já foi exposto aqui, que a latitude, como já definimos na

seção 2, pode ter influência significativa na eficiência do aproveitamento desse tempo maior de luz natural do fim do dia.

Como podemos ver na Tabela 6, em anexo, não encontramos significância, para o modelo da equação 2, na semana de transição em toda a região Sul. Se de fato, a latitude é um componente importante, é de se esperar que a interação da *dummy* de semana de transição com alguma medida de latitude surta um efeito positivo e significativo nos resultados. Para testar isso, pegamos a latitude do centroide de cada estado da região Sul e calculamos a distância (em km) em relação ao Trópico de Capricórnio⁴. De modo que, quanto maior a distância em relação a essa 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. Assim, ao interagir essa medida de latitude com a *dummy* de transição, da equação 2, veremos 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 corremos o risco de cair em viés de endogeneidade na estimação desse parâmetro.

Na Tabela 7, em anexo, verificamos os resultados positivos e significativos para este último modelo. A magnitude do efeito embora seja pequena, é altamente significativa, ou seja, embora a semana de transição não tenha apresentado significância para os casos de suicídio no Sul, quando levamos em conta o efeito da mudança de latitude, e assim o efeito geográfico da variação do maior tempo de insolação do dia, encontramos 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 do horário de verão é possivelmente decorrente do efeito do maior aproveitamento da luz natural do fim do dia.

4. Considerações Finais

Através de duas abordagens estatísticas, nós fornecemos 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, vimos que a introdução do horário de verão resultou em uma elevação dos casos notificados deste tipo de morte no estado mais setentrional do país (RS), onde a latitude parece influenciar a eficiência do mecanismo utilizado para verificação do efeito causal de interesse. No segundo caso, testamos 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

⁴ Tais distâncias foram obtidas no Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais (INPE).

sugere a literatura médica e psiquiátrica), e não devido a outros mecanismo como privação do sono e ajuste do ritmo do corpo a mudança de dotação de horas nos dias imediatamente posteriores ao evento, como é comum verificar em estudos semelhantes que usam a mesma intervenção para verificar outros efeitos na saúde populacional.

Referências

- BARKER, A. et al. Seasonal and weather factors in parasuicide. **The British Journal of Psychiatry**, v. 165, n. 3, p. 375-380, 1994.
- BARNES, C. M.; WAGNER, D. T. Changing to daylight saving time cuts into sleep and increases workplace injuries. **Journal of applied psychology**, v. 94, n. 5, p. 1305, 2009.
- 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.
- CALONICO, S.; CATTANEO, M. D.; TITIUNIK, R. Robust Nonparametric Confidence Intervals for Regression-Discontinuity Designs. **Econometrica**, v. 82, n. 6, p. 2295-2326, 2014.
- 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.
- GRANGER, C. WJ. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 424-438, 1969.
- 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.
- 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.

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.

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.

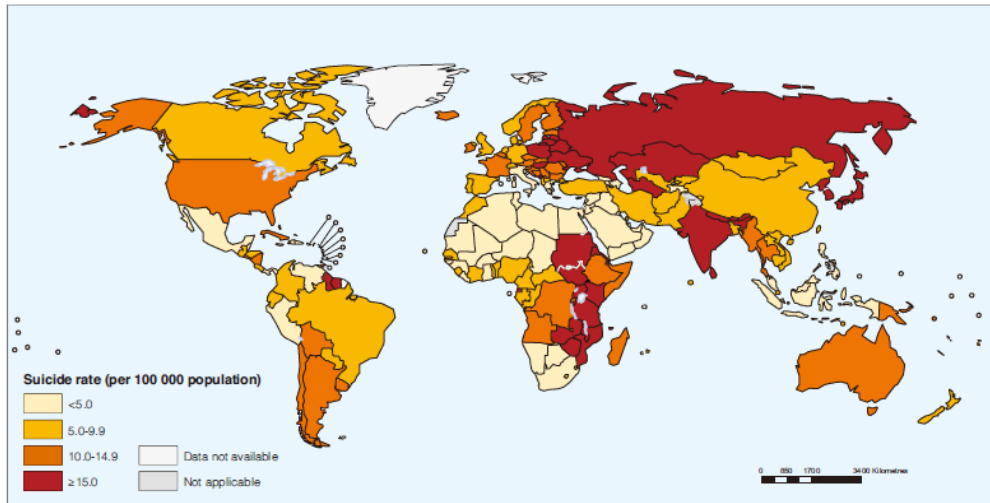
TSAI, J. F. Socioeconomic factors outweigh climate in the regional difference of suicide death rate in Taiwan. **Psychiatry Research**, v. 179, n. 2, p. 212-216, 2010.

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.

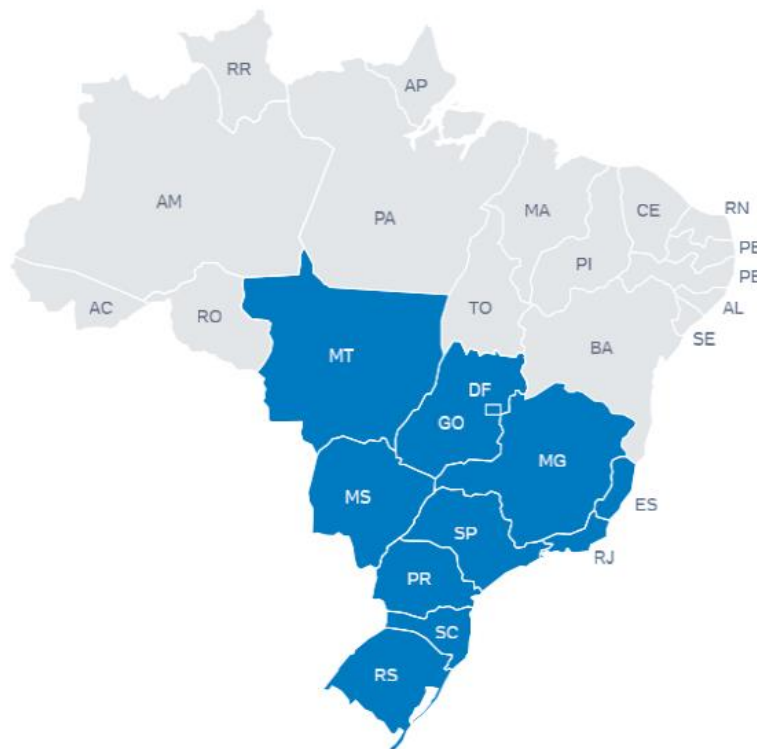
ANEXO

Figura 1. Coeficientes de suicídio no mundo em 2012 (número de óbitos por 100 mil habitantes).



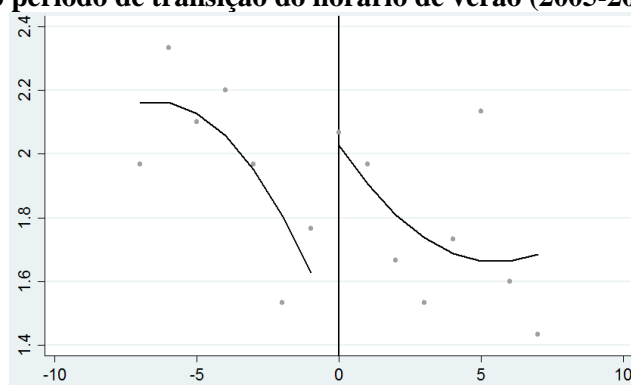
Fonte: Organização Mundial de Saúde, 2014.

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



Fonte: site do Uol com base nas informações do Ministério de Minas e Energia do Brasil. <https://noticias.uol.com.br/cotidiano/ultimas-noticias/2017/02/18/horario-de-verao-termina-as-0h-deste-domingo-19-lembrase-de-ajustar-a-hora.htm>. Nota: os estados na cor mais escura são os que sempre aderem ao horário de verão no país.

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



Fonte: elaboração própria com base nos dados do Ministério da Saúde do Brasil. Nota: no eixo vertical, temos 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).

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).

Tabela 2. Regressão descontínua: 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).

	SUL	PR	SC	RS
Efeito do HV	0,2666 (0,3181)	-0,8284 (0,4634)	0,0149 (0,3581)	1,3307** (0,5257)
Obs do lado direito	1.266	422	422	442
Obs do lado esquerdo	1.344	448	448	448
Total	2.610	870	870	870

Fonte: elaboração própria. *significativo a 10%, ** a 5%, *** a 1%. Os *p-values* foram calculados sobre os intervalos de confiança robustos. Erros-padrão entre parênteses.

Tabela 3. Teste de robustez da regressão descontínua: alterações na data de entrada do horário de verão (HV) nos casos de suicídio (RS).

	1 semana antes	2 semanas antes	1 semana depois	2 semanas depois
Efeito do HV	-1,321 (0,6812)	0,550 (0,8219)	-0,6913 (0,6399)	0,3362 (0,7392)
Obs do lado direito	492	562	352	282
Obs do lado esquerdo	378	308	518	588
Total	870	870	870	870

Fonte: elaboração própria. *significativo a 10%, ** a 5%, *** a 1%. Os *p-values* foram calculados sobre os intervalos de confiança robustos. Erros-padrão entre parênteses.

Tabela 4. Painel: Estimativas do efeito da semana de transição do horário de verão nos casos de suicídio (RS).

Efeito da semana de transição	0,3947** (0,1747)	0,3947** (0,1579)	0,3948** (0,1607)
Tendência sazonal	sim	sim	sim
Efeito fixo de ano	não	sim	sim
Efeito fixo de dia da semana	não	não	sim
Prob>F	0,00	0,00	0,00
Obs	910	910	910

Fonte: elaboração própria. *significativo a 10%, ** a 5%, *** a 1%. Erros-padrão entre parênteses.

Tabela 5. 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).

Efeito na semana anterior ao HV	0,1598 (0,2127)	0,1598 (0,1976)	0,1598 (0,1872)
Efeito na semana posterior ao HV	0,0067 (0,2009)	0,0067 (0,1799)	0,0068 (0,1779)
Tendência sazonal	sim	sim	sim
Efeito fixo de ano	não	sim	sim
Efeito fixo de dia da semana	não	não	sim
Prob>F	0,00	0,00	0,00
Obs	910	910	910

Fonte: elaboração própria. *significativo a 10%, ** a 5%, *** a 1%. Erros-padrão entre parênteses.

Tabela 6. Painel: Estimativa do efeito da semana de transição nos casos de suicídio (região Sul).

Efeito da semana de transição	0,0820 (0,1101)	0,0819 (0,1091)	0,0816 (0,1080)
Tendência sazonal	sim	sim	sim
Efeito fixo de ano	não	sim	sim
Efeito fixo de dia da semana	não	não	sim
Prob>F	0,00	0,00	0,00
Obs	2.730	2.730	2.730

Fonte: Elaboração Própria. *significativo a 10%, ** a 5%, *** a 1%. Erros-padrão entre parênteses.

Tabela 7. Pannel: Estimativa do efeito da interação da semana de transição com a variação de latitude nos casos de suicídio (região Sul).

Efeito da semana de transição	0,0004*** (0,0002)	0,0004*** (0,0002)	0,0004** (0,0002)
Tendência sazonal	sim	sim	sim
Efeito fixo de ano	não	sim	sim
Efeito fixo de dia da semana	não	não	sim
Prob>F	0,00	0,00	0,00
Obs	2.730	2.730	2.730

Fonte: elaboração própria. *significativo a 10%, ** a 5%, *** a 1%. Erros-padrão entre parênteses.