1851
TEXTO PARA DISCUSSÃO

ipea

OS EFEITOS DA MÍDIA SOBRE O SUICÍDIO: UMA ANÁLISE EMPÍRICA PARA OS ESTADOS BRASILEIROS

Paulo R. A. Loureiro
Tito Belchior Moreira
Adolfo Sachsida

ipea
Por um Brasil desenvolvido

1851

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Rio de Janeiro, agosto de 2013

OS EFEITOS DA MÍDIA SOBRE O SUICÍDIO: UMA ANÁLISE EMPÍRICA PARA OS ESTADOS BRASILEIROS*

Paulo R. A. Loureiro**
Tito Belchior Moreira***
Adolfo Sachsida****

* Os autores agradecem o apoio financeiro do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq).
** Professor adjunto da Universidade de Brasília (UnB). E-mail: paulologureiro@unb.br.
*** Doutor em economia e professor da Universidade Católica de Brasília (UCB). E-mail: tito@ucb.br.
**** Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea. *E-mail*: sachsida@hotmail.com.

Governo Federal

Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República
Ministro interino Marcelo Côrtes Neri

ipea Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada à Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente
Marcelo Côrtes Neri

Diretor de Desenvolvimento Institucional
Luiz Cezar Loureiro de Azeredo

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais
Renato Coelho Baumann das Neves

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia
Daniel Ricardo de Castro Cerqueira

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas
Cláudio Hamilton Matos dos Santos

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais
Rogério Boueri Miranda

Diretora de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação, Regulação e Infraestrutura
Fernanda De Negri

Diretor de Estudos e Políticas Sociais
Rafael Guerreiro Osorio

Chefe de Gabinete
Sergei Suarez Dillon Soares

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação
João Cláudio Garcia Rodrigues Lima

Ouvidoria: http://www.ipea.gov.br/ouvidoria
URL: http://www.ipea.gov.br

Texto para Discussão

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2013

Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.- Brasília : Rio de Janeiro : Ipea , 1990-

ISSN 1415-4765

1.Brasil. 2.Aspectos Econômicos. 3.Aspectos Sociais. I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.908

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou da Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

JEL: C23; D03; D69; I15; K14.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO 7

2 REVISÃO DA LITERATURA 8

3 ASPECTOS METODOLÓGICOS E O MODELO DE SUICÍDIO 11

4 MODELO ECONOMÉTRICO 20

5 CONCLUSÃO 23

REFERÊNCIAS 24

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR 26

ANEXO 27

SINOPSE

Utilizando dados para os 27 estados brasileiros, no período 1980-2009, observa-se que o índice de mídia (*Midia*) é o terceiro motivador do suicídio, depois de desemprego e violência, para todos os grupos de pessoas. O modelo estimado mostra que o aumento de 1% no *Midia* eleva a taxa de suicídio de homens jovens (idade entre 15 e 29 anos) em 5,34%. Este resultado parece sugerir uma espécie de efeito contágio nas taxas de suicídio, o que reforça os resultados obtidos por Cutler, Glaeser e Norberg (2001).

Palavras-chave: mídia; contágio; desemprego; dados em painel; suicídio juvenil.

ABSTRACT[i]

Using data for the 27 Brazilian states during the period 1980-2009, we found that the media index in an important determinant of the suicide rates. The econometric results suggest that an increase of 1% in the media index increases the suicide rate for young males (age between 15 and 29 years old) in 5.34%. Suggesting that contagion plays a particularly important role in teen suicide, which reinforces the results obtained by Cutler, Glaeser e Norberg (2001). Furthermore, we found that both unemployment and violence impact positively in the suicide rates.

Keywords: media contagion; unemployment; panel data; youth suicide.

i. *The versions in English of the abstracts of this series have not been edited by Ipea's editorial department.*
As versões em língua inglesa das sinopses (*abstracts*) desta coleção não são objeto de revisão pelo Editorial do Ipea.

1 INTRODUÇÃO

O primeiro trabalho a adotar uma metodologia típica de economia sobre a questão do suicídio foi elaborado por Hamermesh e Soss (1974). Nele, os autores medem os efeitos do crescimento econômico de longo prazo, e suas consequentes flutuações cíclicas, sobre as taxas de suicídio. Mostram, ainda, que fatores econômicos, tais como renda e emprego, são importantes para explicar a evolução do suicídio. Atestam, também, que as taxas de suicídio declinam com o incremento da renda dos indivíduos.

A literatura sugere que fatores não econômicos, tais como os sociopolíticos e sociológicos, além do clima e da geografia, podem igualmente explicar diferenças entre taxas de suicídios em diferentes localidades. Deve-se salientar que existem diferenças importantes, para grupos distintos, nos determinantes do suicídio. Isto é, idosos costumam buscar o suicídio por razões diferentes das dos jovens, e o mesmo ocorre quanto às causas do suicídio feminino em relação ao masculino. A discussão faz sentido, uma vez que diferentes grupos de indivíduos reagem de forma diferente a cada um dos possíveis fatores motivadores ou indutores à decisão de se tirar a própria vida.

Um ponto importante acerca dos determinantes do suicídio refere-se ao papel da mídia. Será que a divulgação de uma notícia referente a suicídio estimula outras pessoas de grupos similares a tirarem a própria vida? Se isso for verdade, então teremos esporadicamente "epidemias" de suicídio em determinados grupos socioeconômicos de uma comunidade. Esta é a principal questão que este artigo procura responder: será que, em média, grupos populacionais com mais acesso a informações também são mais propensos à prática de suicídio?

Os resultados deste estudo sugerem que existem grupos de pessoas suscetíveis ao suicídio, em decorrência do efeito da mídia. Isto é, elas são influenciadas por algum tipo de comportamento de grupo, por exemplo, alguma tribo de jovens e adolescentes que propaga suas ideias por meio de mídias sociais. Estes canais permitem a interação social a partir do compartilhamento e da criação colaborativa de informação, nos mais diversos formatos, via internet. Além disso, há outras formas de propagação de ideias por meio de veículos tradicionais de comunicação, como televisão e rádio.

De um modo geral, a mídia pauta a própria mídia, e o processo se torna um círculo vicioso. Assim sendo, pode-se assumir que as notícias, naturalmente, se propagam por todos os canais (tradicionais e não tradicionais, como as mídias sociais), de maneira que se autorreforçam e dão início a um processo de disseminação de ideias e de valores que acabam contagiando as pessoas. Esse fenômeno será chamado de efeito contágio. Nesse sentido, pode-se afirmar, então, que existe um componente de epidemia em determinados episódios de suicídio.

Além desta introdução, a seção 2 apresenta uma breve revisão da literatura. Na seção 3, são discutidos os aspectos metodológicos deste estudo. A seção 4 apresenta os resultados econométricos, e a seção 5 elabora as conclusões do trabalho.

2 REVISÃO DA LITERATURA

A literatura econômica sobre o relacionamento entre suicídio e renda/emprego é relativamente recente. Hamermesh e Soss (1974) são os primeiros a fazer uma abordagem econômica sobre o tema. A teoria racional do suicídio desenvolvida por eles é uma maneira de explicar por que a propensão ao suicídio parecia aumentar monotonicamente com a idade, e decrescia com o incremento da renda. Também argumentam que grande parte das variações nas taxas de suicídio, quando comparadas entre países, pode ser explicada por teorias sociológicas. Entretanto, as relações entre suicídio e renda e suicídio e idade não podem ser bem explicadas por essas teorias. Em vez disso, estas relações podem ser racionalizadas utilizando-se a teoria econômica. Nesse contexto, o suicídio pode ser analisado por meio de modelos de decisão individual e/ou coletiva ou até mesmo por mecanismos de mercado.

O desemprego também é considerado um importante fator determinante do suicídio, conforme pesquisa de Bjorklund (1985). O autor considera que o desemprego pode gerar dois problemas associados à saúde mental. O primeiro está associado ao efeito da *ocorrência*, no qual o fato de permanecer desempregado causa um choque mental no indivíduo. O segundo problema estaria associado à *duração* do desemprego, que deteriora a saúde mental até que o indivíduo se reenquadre como mão de obra ativa na sociedade. Bjorklund desenvolve um modelo econométrico que explora a característica de painel dos dados para investigar possíveis relações entre saúde mental

e desemprego. Segundo ele, o desemprego se caracterizaria como sendo um evento bastante estressante para o indivíduo, uma vez que está relacionado à perda de renda e efeitos estigmatizantes decorrentes do *status* de desempregado.

Chuang e Huang (1997) examinam as causas das taxas de suicídio para uma amostra de 23 cidades, em Taiwan, entre 1983 e 1993. Os autores encontram evidências empíricas de que variáveis associadas a aspectos econômicos e sociológicos explicam as taxas de suicídio entre regiões e ao longo do tempo. As variáveis econômicas, destacando-se a renda *per capita*, possuem um maior impacto sobre as taxas de suicídio regionais comparativamente às variáveis sociológicas. Eles mostram que a taxa de suicídio para homens mais idosos é superior à da média dos homens, o que não acontece com as mulheres. Por outro lado, a taxa de suicídio por parte dos homens não é afetada pelo fato de habitarem em regiões mais pobres, enquanto a proporção de pessoas pobres na região afeta positivamente a taxa de suicídio das mulheres.

Preti (2008) investiga o efeito do clima, ajustado por mudanças sazonais, sobre o comportamento do suicida, para uma amostra de dezessete cidades italianas. Os resultados mostram que regiões secas, menos expostas ao sol, possuem elevadas taxas de suicídio. Entretanto, a variável mais significante para explicar o suicídio não está associada ao clima, mas sim à idade. Para ambos os sexos, pessoas com 65 anos ou mais são mais propensas ao suicídio.

Cutler, Glaeser e Norberg (2001) apresentam um estudo que investiga alguns argumentos para explicar o suicídio de jovens entre 15 e 24 anos. Nele, afirmam que existe uma diferença fundamental entre suicídio e tentativa de suicídio. O suicídio é o resultado de um ato bem-sucedido para acabar com a própria vida. A tentativa de suicídio é de uma ação estratégica da juventude para solucionar seus conflitos. Premidos pelo baixo poder econômico ou por problemas familiares, os jovens usam o suicídio como sinalização para a sua aflição, ou para obter respostas de outras pessoas. Em suma, trata-se de uma forma de chamar a atenção para si. Ainda de acordo com os autores, existem evidências de efeito contágio entre os suicidas. Eles mostram que jovens que têm amigos ou algum membro na família que tentou ou cometeu suicídio são mais propensos a, também, cometerem suicídio. Nesse sentido, a interação social mostra-se um fator importante para explicar o ato. Por fim, os autores mostram que a taxa de divórcio tem implicação muito forte sobre a taxa de suicídio entre os jovens. Nesse

contexto, a variável mais importante para explicar o suicídio de jovens, ao longo do tempo, está associada à situação de jovens que moram com o pai ou a mãe divorciados.

Pampel e Williamson (2001) usam dados agregados para dezoito países, no período 1955-1994, para examinar o efeito de diversas variáveis socioeconômicas sobre as taxas de suicídio e de homicídios. Eles mostram que, na maioria das nações, as taxas de suicídio aumentam e as de homicídios diminuem, com a idade. Além disso, indicam que variáveis demográficas, familiares e associadas a instituições sociopolíticas explicam o fenômeno estudado.

Baller e Richardson (2002) testam os argumentos de Durkheim ([1897] 1951) e Tarde (1903) referentes à relação entre a integração social e o padrão geográfico do suicídio. Com base em dados referentes a localidades da França e dos Estados Unidos, os resultados de uma análise espacial exploratória dão suporte aos argumentos de Durkheim, isto é, determinados grupos de suicidas seguem um padrão geográfico (mostrando uma pequena importância da integração social). Análises de estatísticas multivariadas espaciais também dão suporte aos argumentos de Tarde, que enfatiza a importância do efeito imitação para explicar o suicídio. Nesse sentido, pode-se entender esse efeito imitação como uma espécie de efeito contágio.

Leigh e Jencks (2007) avaliam uma possível relação causal entre desigualdade de renda e suicídio, com embasamento num modelo teórico simples. Entretanto, o teste econométrico com dados de painel não rejeita a hipótese de que não há relação causal entre indicadores de desigualdade e taxas de suicídio. Koo e Cox (2006) estudam os ciclos do suicídio no Japão e mostram que a associação entre a taxa do suicídio e a taxa de desemprego é significativamente robusta e positiva para homens e mulheres. Gerdtham e Johannesson (2003) reportam que a relação entre desemprego e taxa de suicídio tende a ser menos sensível em modelos empíricos que incorporam mais variáveis sociais (idade, religião e taxa de divórcio). Brainerd (2001) observa que as taxas de suicídio femininas e masculinas respondem em magnitudes distintas às mesmas variáveis explicativas.

Shikida, Araujo Júnior e Gazzi (2007) investigam como variáveis econômicas influenciam as taxas de suicídios no Brasil, com base numa análise *cross-section* por Unidade da Federação (UF), do ano de 2000. Os resultados empíricos apresentados

sugerem que as previsões teóricas foram validadas em sua maioria. Os autores identificaram uma relação cúbica entre idade e taxas de suicídios. Do ponto de vista regional, observou-se que as regiões Sul e Centro-Oeste possuem taxas de suicídio superiores às da região Sudeste. As evidências empíricas também mostram que os gastos com saúde apresentaram efeito negativo sobre as taxas de suicídio. Esse resultado evidencia a importância do papel das políticas públicas em saúde como forma de prevenção ao suicídio.

Loureiro, Mendonça e Sachsida (2011) argumentam que, com base em informações estaduais, que abrangem o período 1981-2006, fatores econômicos são relevantes para explicar as taxas de suicídio nos estados brasileiros. Além disso, encontram evidências de que a taxa de suicídio da população mais jovem responde mais fortemente a questões econômicas do que a população mais velha. Tal como esperado, a renda tem um efeito negativo sobre a taxa de suicídio; enquanto o desemprego exerce efeito positivo sobre esta variável. Também foi possível verificar que a incidência de transtornos mentais e de casos diagnosticados de AIDS são relevantes para explicar as taxas de suicídio.

3 ASPECTOS METODOLÓGICOS E O MODELO DE SUICÍDIO

Na subseção 3.1, desenvolve-se o modelo teórico de suicídio, e na subseção seguinte são apresentadas a base de dados e algumas estatísticas descritivas.

3.1 Modelo teórico de suicídio, com efeito de contágio

Suponha-se duas populações distintas, em que a primeira é composta de suicidas e não suicidas do grupo *i*, sendo estes sujeitos à influência daqueles, o que os torna potenciais suicidas. O total desta polução de suicidas e potenciais suicidas do grupo *i* é dado por $\overline{g} > 0$. Dessa forma, o número de potenciais suicidas é dado por $\overline{g} - b(t)$, onde $b(t)$ é o total de suicidas, tal que $0 \leq b(t) \leq \overline{g}$.

A influência dos suicidas sobre os potenciais suicidas pode ocorrer por meio de propagação de notícias ou debates na mídia sobre o tema aqui estudado. Esse efeito contágio é propagado pela mídia tradicional (jornal impresso, rádio e televisão) ou pela

"nova" mídia *on-line*[1] por meio de sítios de notícias ou pela interação entre os usuários, via *facebook* e *chats*, por exemplo.

Entende-se por suicida aqueles indivíduos que em algum momento dentro de um dado intervalo de tempo[2] cometem suicídio. Entende-se por potenciais suicidas aqueles que possuem características que os tornam suscetíveis ao ato de cometer suicídio. Para exemplificar, pode-se testar se um grupo de pessoas jovens, do sexo masculino, desempregados e que vivem num ambiente de violência possuem maior probabilidade de tornarem-se suicidas.

A segunda população é composta de suicidas e não suicidas do grupo *j*, na qual estes são sujeitos à influência daqueles, o que também os torna potenciais suicidas. O total dessa população é dado por $\bar{f} > 0$. Da mesma forma, o número de potenciais suicidas é dado por $\overline{f} - n(t)$, onde $n(t)$ é o total de suicidas do grupo *j*, tal que $0 \leq n(t) \leq \overline{f}$.

As populações dos grupos *i* e *j* podem ser consideradas distintas por pertencerem a diferentes regiões, ou por possuírem características sociais, econômicas ou culturais diferentes. Pode-se pensar também que os dois grupos de indivíduos pertençam a *tribos urbanas* diferentes.[3]

Assume-se que a dinâmica do suicídio via contágio é governada pelas seguintes regras.

1) O número total de suicidas dos grupos *i* e *j* é reduzido a uma taxa $h_i > 0$ e $h_j > 0$ proporcional ao total das populações de suicidas dos seus respectivos grupos, conforme equações (1) e (2). Os parâmetros h_i e h_j podem ser interpretados como fatores que ajudam a reduzir ou atenuar as causas do suicídio.

2) Novos suicidas do grupo *i* são adicionados à população de suicidas deste mesmo grupo a uma taxa $k_i > 0$ que é proporcional à interação entre o

1. Ver, por exemplo, os sítios: <http://suicide.com/> e <http://curiosoebizarroo.blogspot.com.br/2011/06/site-para-suicidas.html?zx=30a43dd8b2506b0f>, dentre os diversos disponíveis.

2. Um ano, por exemplo, uma vez que a série utilizada neste artigo é anual.

3. Os membros de uma mesma tribo urbana têm alguns aspectos em comum, tais como códigos, costumes, comportamentos, roupas e pensamentos e, como tais, apresentam suas próprias doutrinas, as quais regem as suas vidas.

número total de potenciais suicidas do grupo *i* e os suicidas do grupo *j*, conforme equação (1). Da mesma forma, novos suicidas do grupo *j* são adicionados à população de suicidas deste mesmo grupo a uma taxa $k_j > 0$ que é proporcional à interação entre o número total de potenciais suicidas do grupo *j* e os suicidas do grupo *i*, conforme equação (2).

Os coeficientes k_i e k_j podem ser interpretados como o efeito propagador da *onda* de suicídios observada entre as diversas regiões ao longo do tempo. E o chamado efeito contágio ou efeito imitação, propagado pelas mídias sociais ou tradicionais e pela interação entre as pessoas intra e intergrupos, é o aspecto a ser destacado neste modelo.

Considera-se ainda que o total de pessoas sobre a influência dos suicidas, mais os próprios suicidas, é imutável em ambos os grupos.

Segue-se que

$$\dot{b} = -h_i b + k_i(\overline{g} - b)n \tag{1}$$

$$\dot{n} = -h_j n + k_j(\overline{f} - n)b \tag{2}$$

De modo que $\dot{b}$ e $\dot{n}$ representam as taxas de crescimento das populações de suicidas das regiões *i* e *j*, respectivamente. Como já mencionado, o efeito contágio entre os grupos é resultante do efeito interativo entre $k_i(\overline{g} - b)n$ e $k_j(\overline{f} - n)b$. Isso também mostra um efeito que se reforça mutuamente entre os grupos.

As proposições 1, 2 e 3 apresentadas a seguir mostram que o sistema de equações diferenciais (1)-(2) é consistente no sentido em que $b(t)$ e $n(t)$ nunca se tornam negativos e nunca excedem *g* e *f*, respectivamente.

• Proposição 1

Se ambos $b(t_0) \geq 0$ e $n(t_0) \geq 0$, então $b(t) \geq 0$ e $n(t) \geq 0$ para todo $t > t_0$.

De fato, pode-se mostrar que se $b(t_0) > 0$ e $n(t_0) > 0$, então $b(t) > 0$ e $n(t) > 0$ para todo $t > t_0$. Esse é o conteúdo da próxima proposição.

• Proposição 2

Se $b\,(t_0) > 0$ e $n\,(t_0) > 0$, então $b\,(t) > 0$ e $n\,(t) > 0$ para todo $t > t_0$.

Note-se que as proposições 1 e 2 excluem a possibilidade de populações nulas ou negativas de suicidas se as populações iniciais são diferentes de zero. Simetricamente, a proposição 3 exclui a possibilidade de que toda a população torne-se suicida, a menos que essa seja a situação inicial.

• Proposição 3

Se $b(t_0) < \overline{g}$ e $n(t_0) < \overline{f}$, então $b(t) < \overline{g}$ e $n(t) < \overline{f}$ para todo $t > t_0$.

Analisada a consistência do sistema de equações (1)-(2), pode-se perguntar sobre as trajetórias de equilíbrio dos suicidas. As seguintes proposições fornecem parte da resposta à indagação feita.

• Proposição 4

O sistema formado pelas equações (1) e (2) tem duas soluções de equilíbrio:

(0,0)

e:

$$\left(\frac{k_1 k_2 \overline{g}\ \overline{f} - h_1 h_2}{h_1 k_2 + k_1 k_2 \overline{f}}, \frac{k_1 k_2 \overline{g}\ \overline{f} - h_1 h_2}{h_2 k_1 + k_1 k_2 \overline{g}} \right)$$

A solução (0,0) é assintoticamente estável se $k_1 k_2 \overline{g}\ \overline{f} < h_1 h_2$.

A solução $\left(\frac{k_1 k_2 \overline{g}\ \overline{f} - h_1 h_2}{h_1 k_2 + k_1 k_2 \overline{f}}, \frac{k_1 k_2 \overline{g}\ \overline{f} - h_1 h_2}{h_2 k_1 + k_1 k_2 \overline{g}} \right)$ é assintoticamente estável se $k_1 k_2 \overline{g}\ \overline{f} > h_1 h_2$.

A proposição 4 mostra que existem duas possíveis soluções de equilíbrio estacionário. Uma delas corresponde ao caso em que as populações de suicidas dos grupos *i* e *j* são iguais

a zero. Observe-se na proposição 1 que, se a população inicial de suicidas é diferente de zero, então ela nunca será nula. Assim, pode-se concluir que, se $k_1 k_2 \overline{g}\ \overline{f} < h_1 h_2$, a solução se aproximará de (0,0), mas nunca alcançará o equilíbrio estacionário.

Outra possível solução de estado estacionário, dada pela proposição 3, é uma solução não nula. Se $k_1 k_2 \overline{g}\ \overline{f} > h_1 h_2$, então cada solução [$b$ (t), n (t)] do sistema (1)-(2), com $0 < b(t_0) < \overline{g}$ e $0 < n(t_0) < \overline{f}$, se aproximará da solução não nula quando t se aproxima de infinito. Em outras palavras, sempre existirão suicidas. Esse nível de suicidas dependerá dos parâmetros do modelo.

3.2 Dados

Os dados utilizados neste estudo são obtidos a partir de duas fontes: *i*) Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE); e *ii*) Sistema de Informação do Ministério da Saúde (Datasus). As séries relativas a renda, índice de *Theil* e de Gini, índice de pobreza e taxa de desemprego foram extraídas da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) no período 1980-2009. Os dados sobre Produto Interno Bruto (PIB) estadual (1980 a 2009) foram obtidos do IBGE. Dados referentes à população foram obtidos a partir dos Censos Demográficos. Nos anos em que não foram realizados censos, os valores foram obtidos por interpolação. Tanto a PNAD como o Censo Demográfico são elaborados pelo IBGE. Os dados sobre suicídio, homicídio intencional, taxa de óbitos fetais e internações, devido a transtornos mentais, foram extraídos junto ao Datasus.

O *Midia* (rádio e televisão por domicílio, obtidos por meio da PNAD) foi elaborado com base no índice de pressão cambial apresentado por Goldstein, Kaminsky e Reinhart (1999). Os autores construíram este índice com base nas variações da taxa de câmbio $\frac{\Delta e}{e}$ e das reservas internacionais $\frac{\Delta R}{R}$, ajustando os dois indicadores para que tenham a mesma volatilidade. Em outras palavras, o índice de pressão cambial I é definido por

$$I = \frac{\Delta e}{e} - \left(\frac{\sigma_e}{\sigma_R}\right)\frac{\Delta R}{R}$$

e mostra que, quanto maior a variação da taxa de câmbio e menor a variação das reservas internacionais, maior será o índice de pressão cambial, onde σ_e, σ_r representam os desvios-padrão da variação da taxa de câmbio e das reservas internacionais, respectivamente.

Nessa mesma linha, o *Midia* rádio (R) e televisão (Tv) por domicílio-(PNAD) é dado por

$$I_{Mídia} = \frac{\Delta Tv}{Tv} + \left(\frac{\sigma_{Tv}}{\sigma_R} \right) \frac{\Delta R}{R}$$

e mostra que quanto maiores as variações das quantidades de televisões e rádios por domicílio, maior será o índice de mídia, onde σ_{Tv}, σ_R representam o desvio-padrão das variações das quantidades de televisões e rádios por domicílio, respectivamente.

No quadro 1, pode-se observar a lista de variáveis dependentes e independentes que participam do estudo. O banco de dados utilizado é um painel não balanceado, cobrindo uma amostra de 27 estados brasileiros para trinta anos, 1980-2009, totalizando cerca de 810 observações.

QUADRO 1
Brasil: descrição das variáveis utilizadas nas equações de Míninos Quadrados Ordinários (MQOs), Efeitos Fixos (EFs) e Diferença em Diferenças (DPD) (1980-2009)

Variáveis dependentes
TXSUMSC1529 = Taxa de suicídio de pessoas jovens do sexo masculino entre 15 a 29 anos de idade.
TXSUFEM1529 = Taxa de suicídio de pessoas jovens do sexo feminino entre 15 a 29 anos de idade.
TXSUC1529 = Taxa de suicídio de pessoas jovens entre 15 a 29 anos de idade.
TXSUMSC = Taxa de suicídio de pessoas do sexo masculino.
TXSUFEM = Taxa de suicídio de pessoas do sexo feminino.
TXSUC = Taxa de suicídio.
Variáveis explicativas
Midia = Índice de mídia (criado com base no número de rádio e televisão por domicílio – PNADs).
DESEMP = Taxa de desemprego.
Violência = Taxa de homicídios.
TXDIV = Taxa de divórcio.
TXOBFET = Taxa do número de óbitos fetais.
Desmidia = Taxa de desemprego vezes o índice de mídia.
Theil = Índice de coeficiente de Theil.
PO = Índice de pobreza.
RMDD = Renda média real domiciliar.
TXINTER = Taxa de internação de paciente com perturbação psíquica.

Elaboração dos autores.

3.3 Análise empírica

A tabela 1 fornece uma leitura detalhada das estatísticas descritivas das seis variáveis dependentes. Alguns padrões ilustrados na tabela parecem ser bastante gerais e merecem alguns comentários. Primeiro, observa-se que, para cada período de cinco anos, as taxas médias de suicídio são sempre maiores para homens do que para mulheres. Isto é, mulheres cometem menos suicídios do que homens.

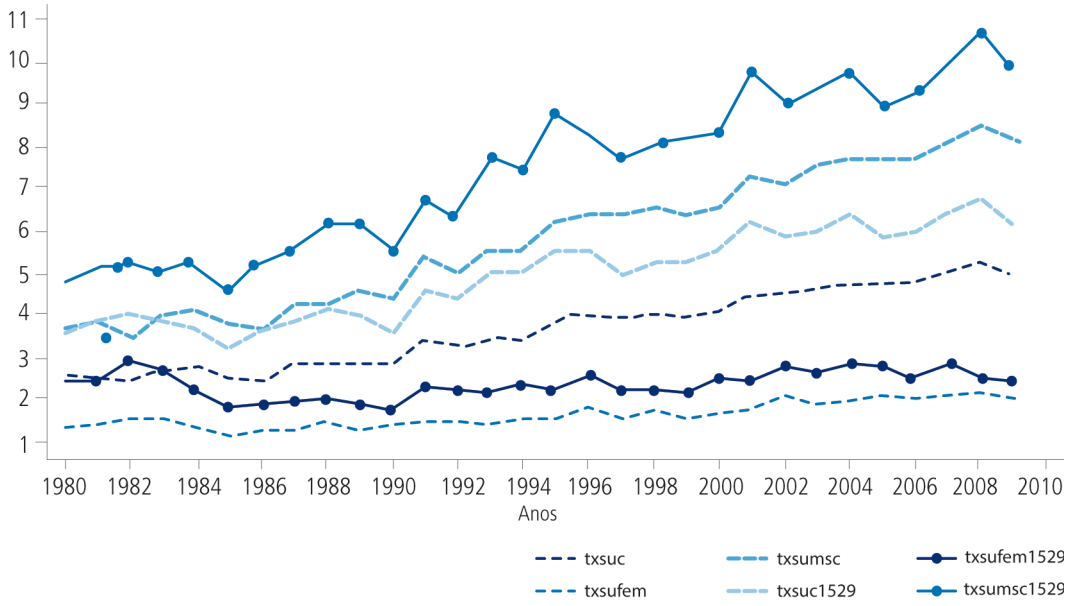
TABELA 1
Brasil: descrição detalhada das estatísticas das taxas de suicídio (1980-2009)
(Em médias quinquenais)

Médias quiquenais	Tx_sumsc 1529	%	Desvio-padrão	Tx_sufem 1529	%	Desvio-padrão	Tx_suc 1529	%	Desvio-padrão
Média1980-1984	5,08	10,63	3,42	2,62	–11,44	2,28	3,83	2,89	2,52
Média1985-1989	5,53	33,18	3,51	1,99	4,88	1,61	3,74	24,86	2,32
Média1990-1994	6,74	34,76	4,19	2,24	37,84	1,71	4,47	35,38	2,62
Média1995-1999	8,20	–6,64	4,83	2,36	–1,32	1,89	5,27	–6,15	3,07
Média2000-2004	9,23	19,48	4,78	2,73	6,26	1,46	5,96	16,04	2,94
Média2005-2009	9,70	10,07	4,87	2,67	–13,18	1,34	6,21	6,34	2,90
Médias quiquenais	Tx_sumsc	%	Desvio-padrão	Tx_sufem	%	Desvio-padrão	Tx_suc	%	Desvio-padrão
Média1980-1984	3,81	12,14	2,88	1,50	–7,14	1,13	2,66	6,49	1,92
Média1985-1989	4,11	18,34	2,79	1,35	8,26	1,05	2,73	15,79	1,85
Média1990-1994	5,13	25,87	3,09	1,55	13,94	1,05	3,35	22,99	2,00
Média1995-1999	6,38	0,91	3,78	1,68	–2,43	1,07	4,02	–0,30	2,35
Média2000-2004	7,22	15,92	3,46	1,95	16,87	0,88	4,57	16,05	2,08
Média2005-2009	8,01	7,78	3,28	2,11	–3,40	0,89	5,04	5,34	2,01

Elaboração dos autores.

Entre os anos de 1980 e 2009, o número de jovens entre 15 e 29 anos que cometeu suicídio aumentou significativamente, passando de 4,8 em 1980 para 9,8 em 2009. Um aumento da ordem de 105% (na comparação por subperíodos, 1980-1984 contra 2005-2009, o aumento foi de 90,9%). Em termos de médias quinquenais, verifica-se que a TXSUMSC*1529* é continuamente crescente durante todos os seis subperíodos. O gráfico 1 mostra claramente a evolução das taxas de suicídios por sexo e idade entre os anos de 1980 e 2009.

GRÁFICO 1
Brasil: taxas de suicídio por sexo e idade (1980-2009)
(Taxas)

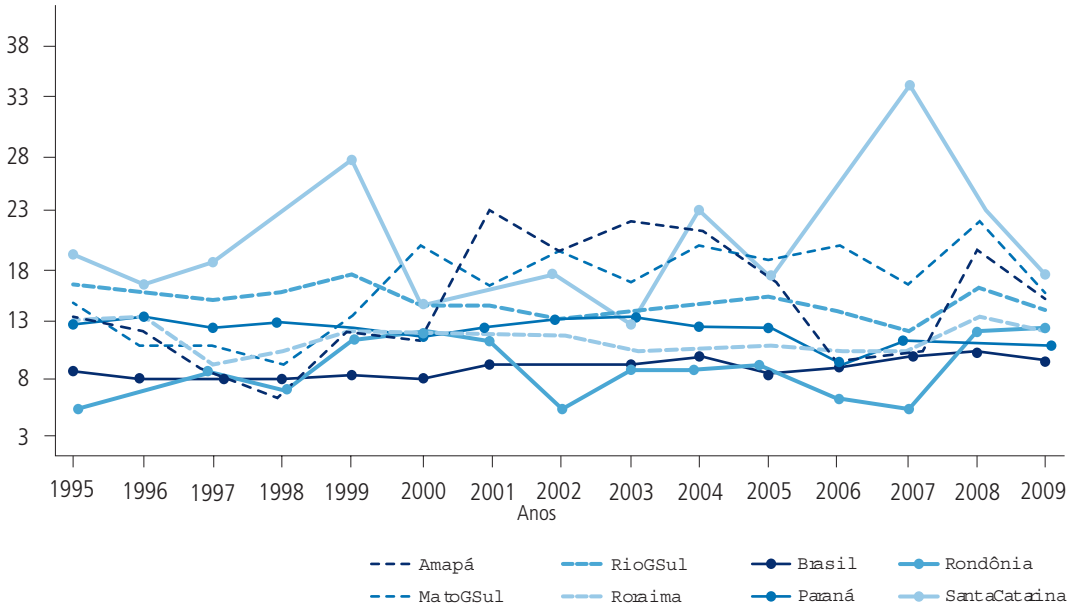


Elaboração dos autores.

O contexto brasileiro revela um quadro muito preocupante, que merece atenção especial de toda a sociedade. Alguns estados brasileiros registram uma proporção significativa de pessoas do sexo masculino que se envolvem em comportamentos de risco à saúde, principalmente na faixa de 15 a 29 anos de idade. Esta proporção tem aumentado em vários estados brasileiros (gráfico 2). Entre 1999 e 2009, ocorreu um crescimento do número de casos de suicidas: principalmente no Amapá, Mato Grosso do Sul, Rio Grande do Sul, Roraima, Paraná, Rondônia, e Santa Catarina. Em 2007, o estado de Roraima registrou um recorde mundial nos casos de suicídios: 34 suicidas por 100 mil habitantes.

Para se ter uma perspectiva mais clara do problema, vale recorrer a alguns dados internacionais. Segundo as estatísticas da Organização Mundial da Saúde (OMS), são preocupantes as taxas de suicídios em algumas localidades do mundo. Os piores casos ocorreram nas antigas repúblicas socialistas soviéticas no ano de 2000. Entre elas pode-se destacar a Rússia, com uma taxa de 33,7 suicídios por 100 mil habitantes. Logo em seguida, a Lituânia apresentou uma taxa de 29,5 por 100 mil habitantes. Também preocupante, a Bielo-Rússia apresentou 22,2 suicídios por 100 mil habitantes. Já o Japão, que muitos, erroneamente, identificam como o campeão mundial do suicídio, apresentou uma taxa de suicídios de 8,5 no ano de 2000, de 11,8 em 2003 e de 14,1 em 2006.

GRÁFICO 2
Brasil: taxas de suicídio em alguns estados (1995-2009)
(Tx_sumsc1529)



Elaboração dos autores.

Nos estados brasileiros o problema do suicídio pode ser considerado gravíssimo. Quando considerados apenas homens entre 15 e 29 anos de idade, tem-se as seguintes taxas de suicídio para o ano de 2005: Mato Grosso do Sul 18,8; Roraima 17,1; Rio Grande do Sul 15,8; Amapá 17,6; e Paraná 12,8. Os estados brasileiros que atingiram taxas de suicídios acima de 20 suicidas por 100 mil habitantes são: Roraima, 34,6 (2007), 27,7 (1999), 24,9 (2006), 23,9 (2008), 23,7 (2004), ,23,6 (2001), 23,1 (1998); Amapá, 23,6 (2001), 22 (2003); Mato Grosso do Sul, 21,8 (2008), 20,3 (2004); e Distrito Federal 21,4 (1995). Quando se consideram as pessoas na faixa etária de 15 a 29 anos, verifica-se que as taxas de suicidas de alguns estados brasileiros são maiores do que as de países europeus considerados líderes em suicídio.

A tabela 2 mostra todos os coeficientes de correlação entre pares de variáveis quantitativas. As colunas 1-6 são particularmente importantes porque informam sobre o coeficiente de correlação entre a variável dependente e cada uma das variáveis explicativas. Estes coeficientes de correlação permitem ver se os resultados de regressão podem sofrer de problemas de multicolinearidade e também dão algumas pistas sobre os sinais esperados das variáveis explicativas. Observe-se que o coeficiente de correlação

entre as variáveis independentes, *Midia* e *Desmidia*, é 0.8837, o que sugere que o *Midia* é fortemente caracterizado pela interação social. Este alto coeficiente de correlação é consistente com a discussão desenvolvida acima, com relação aos fatos que os efeitos da mídia provocam entre as pessoas. Outro resultado que sustenta esta ideia é o alto coeficiente de correlação entre *Midia* e *Theilmidia*, 0.9077.

TABELA 2
Matriz dos coeficientes de correlação para as variáveis quantitativas

	txsums~9	txsufe~9	txsumsc	txsufem	txsuc1~9	txsuc	midia	desemp	violên~a	txdiv	txobfet
txsumsc1529	1.0000										
txsufem1529	0.5335	1.0000									
txsumsc	0.8446	0.5030	1.0000								
txsufem	0.6661	0.8111	0.7852	1.0000							
txsuc1529	0.9665	0.7302	0.8337	0.7813	1.0000						
txsuc	0.8409	0.5991	0.9891	0.8663	0.8599	1.0000					
midia	0.3907	0.1006	0.4408	0.2492	0.3457	0.4093	1.0000				
desemp	0.3479	0.0692	0.2944	0.1348	0.2989	0.2647	0.7511	1.0000			
violência	0.2696	0.2125	0.2297	0.2365	0.2809	0.2410	0.4059	0.4851	1.0000		
txdiv	0.4627	0.2228	0.5464	0.4311	0.4363	0.5368	0.5969	0.5330	0.4996	1.0000	
txobfet	–0.0385	0.0787	–0.1303	–0.0306	–0.0083	–0.1097	–0.2943	–0.1588	0.1066	–0.1983	1.0000
desmidia	0.3754	0.0715	0.3667	0.1784	0.3227	0.3326	0.8839	0.9366	0.4882	0.5952	–0.2167
Theil	–0.0381	–0.0727	–0.0317	–0.0384	–0.0547	–0.0400	0.2037	0.2150	0.0716	0.0938	–0.0744
Theilmidia	0.2814	0.0494	0.3285	0.1726	0.2414	0.2996	0.9074	0.6991	0.3618	0.5278	–0.2604
po	–0.3408	–0.2762	–0.4175	–0.3838	–0.3611	–0.4295	–0.1220	0.0220	–0.2379	–0.3316	–0.0984
txinter	0.0915	–0.0250	0.1701	0.0689	0.0618	0.1473	0.5029	0.3357	0.1520	0.2954	–0.1429
RMdD	0.3179	0.1619	0.3765	0.3144	0.3043	0.3739	0.2647	0.2232	0.3320	0.4206	0.0126
	desmidia	Theil	Theilm~a	po	txinter	RMdD					
desmidia	1.0000										
Theil	0.1839	1.0000									
Theilmidia	0.8130	0.4471	1.0000								
po	–0.1272	0.4366	–0.0076	1.0000							
txinter	0.4048	0.1296	0.4770	0.0556	1.0000						
RMdD	0.2681	0.3489	0.2845	–0.4437	0.0080	1.0000					

Elaboração dos autores.

4 MODELO ECONOMÉTRICO

Para investigar o impacto de *Midia,* DESEMP e TXDIV sobre a TXSUC por sexo e idade, primeiramente estima-se um modelo de painel por EF (modelo sugerido pelo teste de Hausman). O segundo método de estimação faz uso do modelo de dados de painel

dinâmico com variáveis instrumentais (VI). Cada um dos resultados gerados por esses dois modelos estimados é comparado com os obtidos pelo MQO em dados empilhados.

As tabelas A.1, A.2 e A.3 do anexo apresentam os resultados das regressões.[4] Os resultados da tabela A.1 estimados por *pooled regression* (MQO) indicam que as variáveis explicativas, *Midia*, DESEMP, TXDIV, *Desmidia*, e PO são estatisticamente significativas, ao nível de significância de 5%, para todos os grupos de suicidas. Uma evidência que deve ser observada diz respeito à diferença acentuada dos resultados obtidos para certas variáveis entre os modelos estimados a partir de dados em painel e o estimador MQO. Os valores dos coeficientes estimados de Violência, TXOBFET*t*, *Desmidia,* TXINTER apresentaram diferenças significativas quando comparados entre os grupos de suicidas dos modelos estimados tanto na tabela A.2 quanto na tabela A.3.

Evidências importantes são constatadas nos resultados gerados pelo EF que considera a heterogeneidade existente entre os estados brasileiros. A consideração desses fatores é de grande relevância na medida em que pode alterar sobremaneira o coeficiente estimado de uma variável. Caso não fosse incorporada neste estudo uma metodologia que permitisse levar em conta as diferenças entre as unidades individuais, ter-se-ia uma ideia completamente distorcida do papel que o índice de *Theil* e o ciclo econômico têm sobre a taxa de suicídio.

Nas tabelas A.2 e A.3, foram reportadas doze regressões estimadas por EF (seis equações) e por dados de painel dinâmico com VIs (seis equações), respectivamente, com todas as 27 UFs, entre os anos de 1980 e 2009. A maior parte dos sinais dos coeficientes das variáveis explicativas mostra-se de acordo com o esperado e estatisticamente significante, entre as quais se destacam: *Midia*; DESEMP; Violência; TXOBFET; renda média domiciliar (RMDD); *Desmidia*; TXINTER. Cabe ressaltar a exceção da TXDIV, que se mostrou não estatisticamente significativa, considerando um nível de significância de 5% nas regressões estimadas para o grupo de jovens do sexo feminino entre 15 e 29 anos.

De acordo com Durkheim, os fatores explicativos do suicídio não se localizam no indivíduo, mas na sociedade, configurando, assim, um fato social. Para ele, o suicídio,

4. As tabelas A.1, A.2 e A.3 estão presentes no anexo, incluído ao final deste estudo.

devido a suas causas, é um fenômeno social. Os efeitos da mídia podem ser interpretados como uma fonte de relação e interação social.

Os resultados das tabelas A.1, A.2 e A.3 reportam a evidência de que o *Mídia* é positivamente correlacionado com os casos de suicídio, configurando-se como o terceiro motivador de suicídio, depois do desemprego e da violência, para todos os grupos de pessoas. O modelo estimado por *pooled regression* mostra que o aumento de 1% na mídia eleva a TXSUMSC*1529* em 5,34%, enquanto nos casos dos modelos de EF e de dados de painel dinâmico com VI o mesmo aumento proporcional teria um impacto de 4,22% e 3,71% na TXSUMSCL*1529*, respectivamente.

Os efeitos da taxa de desemprego sobre as taxas de suicídio estão fortemente localizados nas pessoas jovens, com 15 a 29 anos de idade, principalmente as do sexo masculino. Pode-se detectar com segurança que o desemprego tem impacto positivo sobre os casos de suicídio. Os resultados corroboram o que se encontra em Chuang e Huang (1997), Ruhm (2000), Brainerd (2001) e Neumayer (2003). Quando a taxa de desemprego aumenta em 1%, a TXSUC1529 sobe por essa via 5,95% (EF) e 3,88% (DPD-VI), como reportado na primeira coluna das tabelas A.2 e A.3 do anexo, respectivamente. O impacto dos efeitos da taxa desemprego sobre os homens entre 15 e 29 anos (59,4% e 38,8%) é mais do que o dobro do das mulheres (25,1% e 17,5%) na mesma faixa etária. No caso das pessoas do sexo feminino, o fato de o impacto do aumento do desemprego ser menor sobre suas taxas de suicídio configura apenas um triste consolo. O desemprego, além de grave problema social e econômico, pode alimentar-se e agravar-se por efeito cumulativo, o que pode ser muito relevante em termos de suicídio se seus resultados forem considerados sobre grupos de pessoas que atuam como chefes de família.

Os resultados obtidos assinalam que o divórcio tem impacto positivo sobre os casos de suicídio e são os homens que mais se suicidam. Esse fato é bem conhecido na literatura. Essa evidência aparece em Gunnell *et al.* (2003), Chuang e Huang (1997); Minoiu e Andrés (2006). Também, os resultados corroboram parcialmente o trabalho de Hamermesh e Soss (1974). No caso dos jovens do sexo masculino entre 15 e 29 anos de idade, tomando-se como base os modelos de EF e de DPD-VI, o impacto pode chegar aos 2,36% e 2,98%, respectivamente. No entanto, essa relação positiva e estatisticamente significativa não se aplica para o sexo feminino na mesma faixa etária. Estes resultados corroboram os estudos de Andrés (2005) e Koo e Cox (2006).

De acordo com a teoria econômica do suicídio de Hamermesh e Soss (1974), quanto maior a renda esperada, mais alto será o nível de consumo e de satisfação e menor será o risco de suicídio. Por fim, é interessante observar que o efeito do ciclo econômico sobre o suicídio é distinto daquele que aparece em Viren (1996). Aqui, o ciclo econômico parece influir positivamente no aumento de casos de suicídios.

A relação entre desigualdade e suicídio pode se dar por outra via. Este argumento tem por base uma literatura que demonstra que a felicidade vista a partir do prisma econômico não está atrelada ao consumo absoluto, mas sim ao consumo relativo. Assim, uma sociedade que experimenta um crescimento econômico robusto pode não estar necessariamente mais feliz quando se compara sua situação atual com aquela experimentada num momento passado. Desse modo, a pobreza em si não levaria o indivíduo a cometer suicídio, mas sim sua situação relativa frente ao grupo. Para testar esta hipótese, incluímos também como variável explicativa a população ocupada (PO), além, naturalmente, do índice de *Theil*.

É necessário compreender o impacto da violência sobre as taxa de suicídio por sexo e por idade. De um modo geral, pode-se dizer que a violência é um fenômeno tipicamente masculino. Ou seja, a violência está fortemente associada, principalmente, aos jovens do sexo masculinos entre 15 e 29 anos de idade. As taxas de suicídios – TXSUMSC1529 TXSUMSC – mostram-se mais sensíveis à violência, 6,54% e 5,22%, com destaque para o grupo de pessoas de 15 a 29 anos de idade, registrado na tabela A.2 do anexo. Os resultados apoiam a hipótese de que a violência é um dos fatores incentivadores das taxas de suicídio, que exerce especificadamente um efeito positivo. Quanto mais violenta for a localidade, maior será taxa de suicídio. As pessoas mais jovens do sexo masculino estão mais expostas ao risco de morte.

5 CONCLUSÃO

O principal resultado deste estudo é que o *Midia* é positivamente correlacionado com os casos de suicídio. Observa-se que o índice de mídia é o terceiro motivador de suicídios, depois do desemprego e da violência, para todos os grupos de pessoas. O modelo estimado por *pooled regression* mostra que o aumento de 1% na mídia eleva a taxa de suicídio de jovens do sexo masculino entre 15 e 29 anos em 5,34%. Enquanto

nos casos dos modelos de EF e de dados de painel dinâmico com VIs, o mesmo aumento proporcional teria um impacto de 4,22% e 3,71%, respectivamente.

Os resultados obtidos assinalam também que o divórcio tem impacto positivo sobre os casos de suicídio, e são os homens que mais se suicidam. Estes dados corroboram os estudos de Andrés (2005) e Koo e Cox (2006).

Esta pesquisa apoia ainda a hipótese de que a violência é um dos fatores incentivadores das taxas de suicídios. Quanto mais violenta for a localidade maior será sua respectiva taxa de suicídio. Novamente, são as pessoas mais jovens do sexo masculino que estão mais expostas ao risco de suicídio.

REFERÊNCIAS

ANDRÉS, A. Income inequality, unemployment, and suicide: a panel data analysis of 15 European countries. **Applied economics**, v. 37, p. 439-451, 2005.

BALLER, R. D.; RICHARDSON, K. K. Social integration, imitation, and the geographic patterning of suicide. **American sociological review**, v. 67, n. 6, p. 873-888, Dec. 2002.

BJORKLUND, A. Unemployment and mental health: some evidence from panel data. **The journal of human resources**, v. 20, n. 4, p. 469-483, 1985.

BRAINERD, E. Economic reform and mortality in the former Soviet Union: a study of the suicide epidemic in the 1990s. **European economic review**, v. 45, p. 1.007-1.019, 2001.

CHUANG, H. L.; HUANG, W. C. Economic and social correlates of regional suicide rates: a pooled cross-section and time series analysis. **Journal of socio-economics**, v. 26, p. 277-289, 1997.

CUTLER, D. M.; GLAESER, E. L.; NORBERG, K. Explaining the rise in youth suicide. *In*: GRUBER, J. (Ed.). **Risky behavior among youths**: an economic analysis. Chicago: University of Chicago Press, National Bureau of Economic Research Conference Report, 2001 (Series: NBER-C).

DURKHEIM, E. **Suicide**. London, England: Routledge, [1897] 1951.

GERDTHAM, U.; JOHANNESSON, M. A note on the effect of unemployment on mortality. **Journal of health economics**, v. 22, p. 505-518, 2003.

GOLDSTEIN, M.; KAMINSKY, G.; REINHART, C. **Assessing financial vulnerability: an early warning signals for emerging markets**. Institute for International Economics, 1999.

GUNNELL, D. *et al*. Influence of cohort effects on patterns of suicide in England and Wales, 1950-1999. **British journal of psychiatry**, v. 182, p. 164-170, 2003.

HAMERMESH, D. S.; SOSS, N. M. An economic theory of suicide. **Journal of political economy**, v. 82, n. 1, p. 83-98, 1974.

KOO, J.; COX, W. M. **An economic interpretation of suicide cycles in Japan**. Federal Reserve Bank of Dallas, 2006. Forthcoming in Contemporary Economic Policy.

LEIGH, A.; JENCKS, C. Inequality and mortality: long-run evidence from a panel of countries. **Journal of health economics**, v. 26, n. 1, Jan. 2007.

LOUREIRO, P. R. A.; MENDONÇA, M. J. C.; SACHSIDA, A. **Os determinantes econômicos do suicídio**: um estudo para o Brasil. Ipea, 2011 (Texto para Discussão).

MINOIU, C.; ANDRÉS, A. The effect of public spending on suicide: evidence from US state data. **Journal of socio-economics**, v. 37, p. 237-261, 2006.

NEUMAYER, E. Are socioeconomic factors valid determinants of suicide? Controlling for national cultures of suicide with fixed-effects estimation. **Cross-cultural research**, v. 37, n. 3, p. 307-329, 2003.

PAMPEL, F. C.; WILLIAMSON, J. B. Age patterns of suicide and homicide mortality rates in high income nations. **Social forces,** v. 80, p. 251-282, 2001.

PRETI, A. School shooting as a culturally enforced way of expressing suicidal hostile intentios. **Journal of the American academy of psychiatry and the law**, v. 36, p. 544-550, 2008.

RUHM, C. J. Are recessions good for your health? **Quarterly journal of economics**, v. 115, p. 617-650, 2000.

SHIKIDA, C. D.; ARAUJO JÚNIOR, R. A. F.; GAZZI, R. A. V. Teoria econômica do suicídio: estudo empírico para o Brasil. **Análise econômica**, Porto Alegre, Ano 25, n. 47, set. 2007.

TARDE, G. **The laws of imitation**. New York: Holt, 1903.

VIREN, M. Suicide and business cycles: finnish evidence. **Applied economics letters**, v. 3, p. 737-738, 1996.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

ANDERSON, T. W.; HSIAO, C. **Estimation of dynamic models with error components**. California Institute of Technology, Division of the Humanities and Social Sciences, 1980 (Working Papers, n. 336).

ARELLANO, M.; BOND, F. Some test of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equation. **The review of economic studies**, v. 58, n. 2, p. 277-297, Apr. 1991.

BAUM, C. F.; MARK, E. S.; STILLMAN, S. Instrumental variables and GMM: estimation and testing. **The stata journal**, v. 3, n. 1, p. 1-31, 2003.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 4th ed. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall, 2000.

HAUSMAN, J. A. Specification tests in econometrics. **Econometrica**, v. 46, issue 6, p. 1.251-1.271, 1978.

HAUSMAN, J. A.; TAYLOR, W. Panel data and unobservable individual effects. **Econometrica**, v. 49, n. 6, p. 1.377-1.398, 1981.

HOLTZ-EAKIN, D. Testing for individuals effects in autoregressive models. **Journal of econometrics**, v. 39, p. 297-307, 1988.

HOLTZ-EAKIN, D.; NEWEY, W.; ROSEN, H. Estimating vector autoregressions with panel data. **Econometrica**, v. 56, n. 6, p. 1.371-1.395, 1988.

HSIAO, C. **Analysis of panel data**. Cambridge University Press, 1986.

MUNDLAK, Y. On the pooling of time series and cross section data. **Econometrica**, Econometric Society, v. 46, n. 1, p. 69-85, Jan. 1978.

ANEXO

Anexo estatístico

TABELA A.1
Resultados para o modelo estimado por MQO em dados empilhados

	(REG) *TXSUMSC1529*	(REG) *TXSUFEM1529*	(REG) *TXSUMSC*	(REG) *TXSUFEM*	(REG) *TXSUC1529*	(REG) *TXSUC*
Midia	0.0534***	0.0175***	0.0473***	0.0124***	0.0367***	0.0304***
	(5.51)	(4.10)	(6.67)	(5.74)	(5.98)	(6.94)
DESEMP	0.757***	0.280***	0.407***	0.136***	0.525***	0.278***
	(5.47)	(3.48)	(4.01)	(4.13)	(5.80)	(4.47)
Violência	–0.0209	0.0151*	–0.0324***	0.00130	–0.00255	–0.0148*
	(–1.44)	(2.18)	(–3.53)	(0.39)	(–0.27)	(–2.58)
TXDIV	0.0290***	0.00595*	0.0312***	0.00861***	0.0169***	0.0196***
	(4.44)	(2.58)	(7.79)	(7.23)	(4.37)	(8.20)
TXOBFET	0.00461	0.00195	–0.00132	0.0000980	0.00315	–0.000625
	(1.26)	(1.11)	(–0.66)	(0.12)	(1.27)	(–0.46)
Desmidia	–0.00805***	–0.00412***	–0.00612***	–0.00240***	–0.00620***	–0.00436***
	(–4.66)	(–4.56)	(–4.83)	(–6.07)	(–5.65)	(–5.62)
Theil	–0.814	0.602	–0.208	0.290	–0.0836	0.0408
	(–1.06)	(1.92)	(–0.40)	(1.73)	(–0.18)	(0.13)
PO	–6.166***	–3.230***	–5.778***	–1.951***	–4.817***	–3.945***
	(–5.57)	(–6.71)	(–6.78)	(–7.59)	(–6.86)	(–7.52)
TXINTER	–0.381**	–0.114*	–0.0724	–0.0359	–0.263**	–0.0637
	(–2.69)	(–2.22)	(–0.81)	(–1.38)	(–2.97)	(–1.16)
RMDD	0.00113	–0.000710*	0.00114	–0.00000343	0.000175	0.000521
	(1.27)	(–2.09)	(1.66)	(–0.02)	(0.32)	(1.24)
_CONS	4.606***	2.059***	4.617***	1.386***	3.367***	3.035***
	(6.89)	(5.99)	(7.74)	(7.10)	(7.32)	(7.91)
N	809	809	809	809	809	809

Nota:* $p < 0,05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0,001$.

Obs.: Estatística-t entre parênteses.

TABELA A.2
Resultados para o modelo estimado por EF

	(XTREG) TXSUMSC1529	(XTREG) TXSUFEM1529	(XTREG) TXSUMSC	(XTREG) TXSUFEM	(XTREG) TXSUC1529	(XTREG) TXSUC
Midia	0.0422***	0.0137***	0.0312***	0.00928***	0.0284***	0.0202***
	(5.86)	(3.88)	(8.23)	(5.64)	(6.49)	(8.51)
DESEMP	0.594***	0.251***	0.488***	0.152***	0.433***	0.324***
	(4.91)	(4.25)	(7.68)	(5.50)	(5.90)	(8.14)
Violência	0.0654***	0.0352***	0.0522***	0.0232***	0.0501***	0.0378***
	(4.23)	(4.66)	(6.42)	(6.56)	(5.34)	(7.43)
TXDIV	0.0236***	–0.00243	0.0217***	0.00210	0.0105**	0.0118***
	(4.45)	(–0.94)	(7.78)	(1.73)	(3.25)	(6.77)
TXOBFET	0.0108***	0.00301*	0.00701***	0.00164**	0.00690***	0.00440***
	(3.93)	(2.23)	(4.84)	(2.60)	(4.13)	(4.85)
Desmidia	–0.00624***	–0.00316***	–0.00502***	–0.00189***	–0.00480***	–0.00349***
	(–4.48)	(–4.65)	(–6.87)	(–5.94)	(–5.68)	(–7.64)
Theil	0.477	0.791*	0.231	0.326*	0.643	0.278
	(0.68)	(2.31)	(0.63)	(2.04)	(1.51)	(1.21)
PO	–1.665	–1.398*	–2.996***	–0.876**	–1.641*	–1.927***
	(–1.33)	(–2.29)	(–4.57)	(–3.07)	(–2.17)	(–4.70)
TXINTER	–0.237*	–0.0973	–0.149*	–0.0902**	–0.175*	–0.119**
	(–1.98)	(–1.66)	(–2.36)	(–3.29)	(–2.40)	(–3.02)
RMDD	–0.000831	–0.00118***	–0.0000616	–0.000402*	–0.000977*	–0.000251
	(–1.16)	(–3.37)	(–0.16)	(–2.46)	(–2.25)	(–1.07)
_CONS	1.512*	1.273***	1.593***	0.714***	1.380***	1.142***
	(2.48)	(4.27)	(4.97)	(5.13)	(3.73)	(5.69)
N	809	809	809	809	809	809

Nota:* $p < 0,05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0,001$.

Obs.: Estatística-t entre parênteses.

TABELA A.3
Resultados para o modelo de DPD com VI

	(XTDPD) TXSUMSC1529	(XTDPD) TXSUFEM1529	(XTDPD) TXSUMSC	(XTDPD) TXSUFEM	(XTDPD) TXSUC1529	(XTDPD) TXSUC
Midia	0.0371***	0.0124***	0.0267***	0.00669***	0.0261***	0.0165***
	(17.10)	(8.00)	(40.53)	(7.81)	(15.07)	(21.47)
DESEMP	0.388***	0.175***	0.356***	0.0823***	0.303***	0.215***
	(11.37)	(6.62)	(24.65)	(6.54)	(11.16)	(19.64)
Violência	0.0615***	0.0323***	0.0502***	0.0220***	0.0473***	0.0374***
	(7.06)	(6.34)	(13.29)	(11.10)	(11.52)	(14.70)
TXDIV	0.0298***	0.000865	0.0262***	0.00420***	0.0164***	0.0145***
	(18.08)	(0.97)	(21.34)	(15.07)	(15.35)	(46.01)
TXOBFET	0.0177***	0.00481***	0.0123***	0.00371***	0.0117***	0.00775***
	(15.28)	(6.11)	(14.35)	(10.54)	(21.20)	(38.68)
Desmidia	–0.00400***	–0.00240***	–0.00325***	–0.00100***	–0.00344***	–0.00213***
	(–8.96)	(–7.20)	(–16.86)	(–5.73)	(–9.37)	(–13.04)
Theil	0.0781	0.708***	0.0391	0.225***	0.411***	0.185***
	(0.79)	(9.62)	(0.67)	(7.48)	(6.34)	(3.39)
PO	0.258	–0.662**	–2.791***	–0.296*	–0.395	–1.464***
	(1.07)	(–2.74)	(–18.23)	(–2.30)	(–1.59)	(–11.82)
TXINTER	–0.315***	–0.113***	–0.214***	–0.106***	–0.238***	–0.155***
	(–12.10)	(–10.46)	(–8.45)	(–20.02)	(–24.36)	(–11.41)
RMDD	–0.000788***	–0.000953***	–0.000386***	–0.000322***	–0.000841***	–0.000420***
	(–8.90)	(–20.44)	(–7.41)	(–20.81)	(–12.58)	(–9.00)
N	808	808	808	808	808	808

Nota:* $p < 0,05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0,001$.

Obs.: Estatística-t entre parênteses.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

EDITORIAL

Coordenação
Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão
Andrea Bossle de Abreu

Revisão
Carlos Eduardo Gonçalves de Melo
Cristina Celia Alcantara Possidente
Edylene Daniel Severiano (estagiária)
Elisabete de Carvalho Soares
Lucia Duarte Moreira
Luciana Nogueira Duarte
Míriam Nunes da Fonseca

Editoração eletrônica
Roberto das Chagas Campos
Aeromilson Mesquita
Aline Cristine Torres da Silva Martins
Carlos Henrique Santos Vianna
Hayra Cardozo Manhães (estagiária)
Maria Hosana Carneiro Cunha

Capa
Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto Gráfico
Renato Rodrigues Bueno

Livraria do Ipea

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES, Térreo.
70076-900 – Brasília – DF
Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Composto em Adobe Garamond Pro 12/16 (texto)
Frutiger 67 Bold Condensed (títulos, gráficos e tabelas)
Impresso em offset 90g/m²
Cartão supremo 250g/m² (capa)
Rio de Janeiro-RJ

Logotipo/slogan de governo removido em observancia ao disposto no art. 40 da Lei n 9.504/1997

Missão do Ipea
Produzir, articular e disseminar conhecimento para aperfeiçoar as políticas públicas e contribuir para o planejamento do desenvolvimento brasileiro.

ISSN 1415-4765

ipea Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

SECRETARIA DE ASSUNTOS ESTRATÉGICOS DA PRESIDÊNCIA DA REPÚBLICA