

Ministério da Saúde

**FIOCRUZ**

**Fundação Oswaldo Cruz**



ESCOLA NACIONAL DE SAÚDE PÚBLICA  
SERGIO AROUCA  
ENSP

Pauliana Valéria Machado Galvão

**Análise temporal da mortalidade por suicídio: 1979 a 2015**

Rio de Janeiro

2019

Pauliana Valéria Machado Galvão

**Análise temporal da mortalidade por suicídio: 1979 a 2015**

Tese apresentada ao Programa de Pós-graduação em Epidemiologia em Saúde Pública, da Escola Nacional de Saúde Pública Sergio Arouca, na Fundação Oswaldo Cruz, como requisito parcial para obtenção do título de Doutor em Epidemiologia em Saúde Pública. Área de concentração: Métodos Quantitativos em Epidemiologia.

Orientador: Prof. Dr. Cosme Marcelo Furtado Passos da Silva.

Rio de Janeiro

2019

Catálogo na fonte  
Fundação Oswaldo Cruz  
Instituto de Comunicação e Informação Científica e Tecnológica em Saúde  
Biblioteca de Saúde Pública

G182a Galvão, Pauliana Valéria Machado.  
Análise temporal da mortalidade por suicídio: 1979 a 2015 /  
Pauliana Valéria Machado Galvão. -- 2019.  
182 f. : il. color. ; graf. ; tab.

Orientador: Cosme Marcelo Furtado Passos da Silva.  
Tese (doutorado) – Fundação Oswaldo Cruz, Escola Nacional de  
Saúde Pública Sergio Arouca, Rio de Janeiro, 2019.

1. Suicídio. 2. Epidemiologia. 3. Mortalidade. 4. Efeito Idade.  
5. Efeito Período. 6. Efeito de Coortes. I. Título.

CDD – 23.ed. – 362.28

Pauliana Valéria Machado Galvão

**Análise temporal da mortalidade por suicídio: 1979 a 2015**

Tese apresentada ao Programa de Pós-graduação em Epidemiologia em Saúde Pública, da Escola Nacional de Saúde Pública Sergio Arouca, na Fundação Oswaldo Cruz, como requisito parcial para obtenção do título de Doutor em Epidemiologia em Saúde Pública. Área de concentração: Métodos Quantitativos em Epidemiologia

Aprovada em: 30 de abril de 2019.

Banca Examinadora

Profa. Dra. Lúcia Abelha Lima  
Universidade Federal do Rio de Janeiro – Instituto de Estudos em Saúde Coletiva

Profa. Dra. Liana Wernersbach Pinto  
Fundação Oswaldo Cruz – Escola Nacional de Saúde Pública Sergio Arouca

Prof. Dr. Cleber Nascimento do Carmo  
Fundação Oswaldo Cruz – Escola Nacional de Saúde Pública Sergio Arouca

Prof. Dr. Geraldo Marcelo da Cunha  
Fundação Oswaldo Cruz – Escola Nacional de Saúde Pública Sergio Arouca

Prof. Dr. Cosme Marcelo Furtado Passos da Silva (Orientador)  
Fundação Oswaldo Cruz – Escola Nacional de Saúde Pública Sergio Arouca

Rio de Janeiro

2019

Dedico este trabalho a meus pais, Paulo Galvão Junior e Ana Lúcia de Lima Machado Galvão, que sempre incentivaram a minha formação, pessoal e profissional.

Dedico este trabalho a meu amigo, companheiro, marido, amor e grande incentivador do Doutorado na minha vida, José Coelho de Araújo Filho, que foi a força diária para superar todos os obstáculos do desafio que foi fazer o doutorado longe de casa, da família e dele.

## AGRADECIMENTOS

*“Sabemos que nenhum de nós consegue, sozinho, alcançar o sucesso”.*

*Nelson Mandela*

Agradeço primeiramente à **Deus**.

Agradeço à **CAPES**, pelo apoio financeiro dado durante o meu doutorado, sem a bolsa disponibilizada não seria possível minha manutenção no Rio de Janeiro e a realização deste curso.

Agradeço ao meu orientador do Doutorado, Prof. Dr. **Cosme Marcelo Furtado Passos da Silva**. Tenho a sorte de poder dizer que encontrei em você um grande amigo, um grande mestre e um pai acadêmico. Sua cobrança é sempre no mesmo tamanho de seu respeito, de sua generosidade e de seus ensinamentos. Chegar numa cidade diferente, num programa que nunca tive contato, onde tudo era um mundo novo se abrindo cheio de conhecimentos, foi um dos maiores desafios que encarei. E eu não tinha ideia da grata surpresa que teria ao conhecer a pessoa espetacular que você é. E fomos além: nos tornamos amigos e nos tornamos muito mais do que era de se esperar. O apoio recebido em momentos pessoais e profissionais ficarão para sempre na minha memória, o abraço nos momentos que eu queria chorar, fugir e ir para casa não tem como ser agradecidos, as palavras sempre ditas no momento certo que eu precisava ouvir. Foi tão bom poder contar com você, dividir alegrias e tristezas, contar com seu abraço e seu ouvido. Garantiu minha sanidade mental e fez deste caminho menos difícil. Você sempre terá na minha vida e na minha história um papel especial, tenha certeza.

Agradeço e sempre agradecerei a Profa. Dra. **Eliane Helena Alvim de Souza**, a minha primeira orientadora e mãe acadêmica. Você acreditou no meu potencial no terceiro período da graduação, nossa caminhada foi longa, árdua, mas sempre prazerosa. Foram 3 iniciações científicas, o Trabalho de Conclusão de Curso, o Mestrado, muitas co-orientações em parceria e o ápice: você estava lá no dia da minha posse na Universidade de Pernambuco. Não tenho nunca como agradecer pelos ensinamentos e por sua presença em minha vida.

Agradeço à **Escola Nacional de Saúde Pública Sergio Arouca** e aos **Professores** que tive à oportunidade de conhecer por seu intermédio. Foi este ambiente propício que me possibilitou um aprendizado sem igual.

Neste período fiz amigos que perdurarão por toda minha vida, principalmente: **Wallace Goes Mendes, Liliana Yanet Gomez Aristzabal, Fernando Monteiro Correia Pinto, Mário**

**Henrique Bravo de Almeida Santos, Elisa Montalvão e Carlos Vinicius Herdy.** E ainda tem outros, muitos outros, cujas páginas da tese não seriam suficientes para falar. Muito obrigada!

Muito obrigada a minha antiga e atual casa, **Universidade de Pernambuco**, hoje no curso de **Medicina – campus de Serra Talhada**. Este último ano têm sido um desafio conciliar Tese e trabalho, aulas, práticas, alunos e projetos, mas a Coordenação, nas pessoas de **Patrícia de Moraes Soares Santana e Priscila Maria de Barros Rodrigues**, os colegas professores e técnicos e os alunos são um grande apoio e passaram a acreditar muito no meu sucesso. A todos vocês, meu muito obrigado.

Não posso em nenhum momento esquecer, meu amigo **Hugo Rafael Souza e Silva**, parceiro nesta andança e hoje colega de trabalho. São 14 anos de amizade e sua presença faz meu dia-a-dia mais divertido.

Agradeço infinitamente a dois anjinhos que passaram a fazer parte de minha vida neste último ano, **Polyana Felipe Ferreira da Costa e Andreia Paula da Silva Lima**. Juntas, comigo e Hugo, vocês completam esta equipe maravilhosa da Saúde Pública. Muito obrigada, meninas!

Agradeço aos meus orientandos, eternos, vulgarmente chamados de minhas crias, pela torcida em todos os momentos. Não vou nomear para evitar ciúmes, mas vocês sabem como estão sempre do meu lado.

Às minhas amigas **Cyntia de Medeiros Nogueira, Raphaella de Abreu Carneiro Campello Santos, Olga Fernandes Marques, Mirna Campos Dantas e Ana Catarina Souza e Silva**, amigas que não deixaram a distância em nenhum momento afastar-nos.

Mais uma vez e sempre aos meus Pais, **Paulo e Ana Galvão**. Este doutorado é o reflexo muito claro do esforço de vocês dois para que eu estudasse o que eu quisesse. Espero que eu tenha excedido as expectativas.

E, por fim, mas não menos importante, ao meu marido, **José Coelho de Araújo Filho**, grande apoio em toda esta trajetória.

*Escolheu deixar tudo aqui, sumir daqui  
Pra onde nem sei  
Mas espero que sim*

*Se arrancou, e partiu daqui, e levou de mim  
Aquele talvez  
Rir de tudo no fim*

*Talvez pudesse resolver (quem vai saber?)  
Quem sabe a dor venceu?  
Pra quê essa pressa de embarcar  
Na jangada que leva pro lado de lá?*

Lado de lá, PITY, 2015.

## RESUMO

**Introdução:** O suicídio é um problema de saúde pública de impacto mundial, entretanto, para o Brasil, poucos estudos epidemiológicos foram realizados. E quando o assunto é a distribuição temporal do suicídio, muito ainda há de ser consolidado. **Objetivo:** analisar a distribuição temporal da mortalidade por suicídio no Brasil, utilizando modelos estatísticos, e no mundo, a partir de uma revisão sistemática. **Métodos:** um protocolo de revisão sistemática foi criado descrevendo a estratégia de busca, as bases utilizadas, os termos empregados, sem restrição de ano ou idioma de publicação e a forma de seleção e análise dos artigos selecionados e foi registrado no PROSPERO, sob número CRD42016038470. Diante dos achados, duas modelagens de tendência temporal foram propostas: a primeira observou além da produção de um perfil nacional da vítima de suicídio, uma evolução anual das taxas de mortalidade, para a população geral e por sexo, propondo uma modelagem que corrigisse a autocorrelação serial dos resíduos; e a segunda buscou analisar o efeito da idade-período-coorte da mortalidade por suicídio para a população brasileira e por regiões e comparando este efeito por sexo e pelos três principais métodos de suicídio. Para a primeira abordagem, além da estatística descritiva, foi empregado um modelo de regressão de Prais-Winsten para identificar a tendência anual, sendo a autocorrelação serial dos resíduos testada pelo teste de Durbin-Watson; já para a segunda abordagem, o modelo de regressão de Poisson, empregando funções estimáveis, foi empregado. **Resultados:** Este estudo encontrou 50 artigos de 26 países e evidenciou que padrões sazonais claros foram observados para dia da semana, mês, estação do ano e efeitos idade-período-coorte. O modelo para a população brasileira evidenciou um crescimento de 4,7% ao ano, em média. Para a modelagem idade-período-coorte, foi encontrado que, o modelo com os efeitos dos três componentes é o que melhor explica o comportamento das taxas de suicídio e, na sequência, o efeito de coorte e posteriormente o efeito de período para a população geral e por sexo. Analisando do ponto de vista dos principais métodos de suicídio empregados, esta também é a realidade encontrada para o enforcamento. Já para o suicídio por arma de fogo e a autointoxicação, o efeito de período é o que mais influenciou o comportamento das taxas de suicídio, por motivos diferentes. **Conclusão:** Há ainda muito a se descobrir sobre o suicídio, mas esta abordagem direciona a formulação de políticas e estratégias para enfrentar este agravo. Este estudo não encerra um ponto, ele abre o caminho para tentarmos aprofundar os conhecimentos sobre o tema do suicídio.

**Palavras-chave:** Suicídio; Epidemiologia; Mortalidade; Efeito Idade; Efeito Período; Efeito Coorte.

## ABSTRACT

Introduction: Suicide is a public health problem with a worldwide impact, however, for Brazil, few epidemiological studies have been carried out. And when the subject is the temporal distribution of suicide, much remains to be consolidated. Objective: to analyze the temporal distribution of suicide mortality in Brazil, using statistical models, and in the world, based on a systematic review. METHODS: A systematic review protocol was created de-creating the search strategy, the bases used, the terms used, without restriction of year or language of publication and the way of selection and analysis of the selected articles and was registered in PROSPERO, under number CRD42016038470. In view of the findings, two temporal trend models were proposed: the first one observed a annual evolution of mortality rates for the general population and by sex, proposing a national profile of the suicide victim a modeling that corrects the serial autocorrelation of the residues; and the second sought to analyze the age-period-cohort effect of suicide mortality for the Brazilian and Regions population and comparing this effect by sex and by the three main suicide methods. For the first approach, in addition to the descriptive statistics, a Prais-Winstler regression model was used to identify annual trends, with the serial autocorrelation of the residues being tested by the Durbin-Watson test; for the second approach, the Poisson regression model, using estimable functions, was employed. Results: This study found 50 articles from 26 countries and evidenced that clear seasonal patterns were observed for day of week, month, season and age-period-cohort effects. The model for the Brazilian population showed an average growth of 4.7% per year. For modeling age-period-cohort, it was found that the model with the effects of the three components is the one that best explains the behavior of suicide rates and, subsequently, the cohort effect and then the period effect for the general population and by sex. Analyzing from the point of view of the main methods of suicide employed, this is also the reality found for the hanging. As for suicide by firearm and autointoxication, the period effect is the one that most influenced the behavior of suicide rates, for different reasons. Conclusion: Much remains to be learned about suicide, but this approach directs the formulation of policies and strategies to address this problem. This study does not close one point; it opens the way for us to try to deepen our understanding of the subject of suicide.

Keywords: Suicide; Epidemiology; Mortality; Age Effect; Period Effect; Cohort Effect.

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 -	Diagrama de Lexis.....	64
Figura 2 -	Descrição geral das etapas da revisão sistemática (SAMPAIO; MANCINI, 2007).....	73
Quadro 1 -	Bases de dados utilizados para coleta eletrônica.....	74
Quadro 2 -	Termos de busca utilizados para a pesquisa.....	74
Quadro 3 -	Estratégias de busca utilizadas para a pesquisa.....	75
Quadro 4 -	Escore do <i>Quality Criteria Checklist: Primary Research</i> .....	77
Quadro 5 -	Variáveis sociodemográficas estudadas no segundo artigo.....	79
Quadro 6 -	Variáveis dependentes usadas na modelagem APC.....	82
Quadro 7 -	Variáveis independentes usadas na modelagem APC.....	83
	<u>Artigo 1</u>	
Figure 1 -	Flow diagram of article search and selection.....	91
Figure 2 -	Most frequent temporal distribution found.....	94
	<u>Artigo 2</u>	
Figura 1 -	Taxas padronizadas de mortalidade por suicídio, Brasil e Regiões (1980 a 2015): 1a) população geral; 1b) população masculina; 1c) população feminina.....	117
	<u>Artigo 3</u>	
Figura 1 -	Taxas de mortalidade por suicídio conforme faixa etária e coorte de nascimento, Brasil e Regiões, 1981 a 2015.....	133
Figura 2 -	Modelos ajustados por idade, período e coorte para mortalidade por suicídio para a população geral, Brasil e Regiões, 1981 a 2015.....	135
Figura 3 -	Modelos ajustados por idade, período e coorte para mortalidade por suicídio para a população masculina, Brasil e Regiões, 1981 a 2015.....	136
Figura 4 -	Modelos ajustados por idade, período e coorte para mortalidade por suicídio para a população feminina, Brasil e Regiões, 1981 a 2015.....	137
	<u>Artigo 4</u>	
Figura 1 -	Modelos ajustados por idade, período e coorte para mortalidade por suicídio por enforcamento para a população geral, Brasil e Regiões, 1981 a 2015.....	150

Figura 2 -	Modelos ajustados por idade, período e coorte para mortalidade por suicídio por disparo de arma de fogo para a população geral, Brasil e Regiões, 1981 a 2015.....	151
Figura 3 -	Modelos ajustados por idade, período e coorte para mortalidade por suicídio por autointoxicação para a população geral, Brasil e Regiões, 1981 a 2015.....	152

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1	Diagrama de representação do modelo APC.....	65
	<u>Artigo 1</u>	
Table 1 -	Characteristics of the studies included in the systematic review.....	95
Table 2 -	Quality of the studies included in the systematic review.....	101
	<u>Artigo 2</u>	
Tabela 1 -	Características sociodemográficas de mortes devido a suicídio por Região, Brasil, 1979-2015.....	114
Tabela 2 -	Taxas padronizadas de mortes por suicídio para a população geral, masculina e feminina, para o Brasil e Regiões, 1980-2015.....	116
Tabela 3 -	Tendências das séries temporais de suicídio no Brasil e Regiões, 1979-2015.....	118
	<u>Artigo 3</u>	
Tabela 1 -	Ajustes para o modelo de análise APC subsequente de dados de suicídios no Brasil e Regiões, 1981 a 2015, na população geral e por sexo.....	134
	<u>Artigo 4</u>	
Tabela 1 -	Ajustes para o modelo de análise APC subsequente de dados dos principais meios de suicídios no Brasil, 1981 a 2015, na população geral e por sexo.....	149

## LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

AC	<i>Age-cohort</i> (Idade-Coorte)
AI	Autointoxicação Intencional
AP	<i>Age-period</i> (Idade-Período)
APC	<i>Age-period-cohort</i> (Idade-período-coorte)
AR	Autoregressivo
ARIMA	<i>Autoregressive Integrated Moving Average</i> (Média Móvel Integrada Autoregressiva)
BVS	Biblioteca Virtual de Saúde
C	Ciclo
CID	Classificação Internacional de Doenças
CID-9	Nona edição da Classificação Internacional de Doenças
CID-10	Décima edição da Classificação Internacional de Doenças
DATASUS	Banco de Dados do Sistema Único de Saúde
DeCS	Descritores em Ciências da Saúde
EAPC	<i>Estimated Annual Percent Change</i> (Variação Percentual Anual Estimada)
en	<i>English</i> ou inglês
Ensp	Escola Nacional de Saúde Pública Sergio Arouca
es	<i>Español</i> ou espanhol
Fiocruz	Fundação Oswaldo Cruz
gl	Graus de liberdade
GLM	<i>Generalized Linear Model</i> (Modelo Linear Generalizado)
HIV	Vírus da imunodeficiência Humana
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IC95%	Intervalo de Confiança de 95%
IML	Instituto Médico Legal
INCA	Instituto Nacional de Câncer
LAIs	Lesões Autoprovocadas Intencionalmente
MeSH	<i>Medical Subject Headings</i>
nº	Número
OCDE	Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico

OMS	Organização Mundial da Saúde
p.	Página
PRISMA	Principais Itens para Relatar Revisões Sistemáticas e Meta-análises
pt	Português
PY	<i>Persons-Year</i> (Pessoa-ano)
QI	Quociente de Inteligência
S	Sazonalidade
SAR	<i>Seasonal Autoregressive</i> (Autoregressivo sazonal)
SARIMA	<i>Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average</i> (Média Móvel Integrada Autoregressiva Sazonal)
SBOP	Sociedade Brasileira de Oncologia Pediátrica
SIM	Sistema de Informação sobre Mortalidade
ST	Série Temporal
T	Tendência

## SUMÁRIO

1	<b>INTRODUÇÃO</b> .....	17
2	<b>REVISÃO DE LITERATURA</b> .....	21
2.1	DEFINIÇÃO DE SUICÍDIO.....	21
2.2	PERFIL E OS MEIOS UTILIZADOS PELO SUICIDA.....	25
2.3	EPIDEMIOLOGIA E TEMPORALIDADE DO SUICÍDIO.....	29
2.3.1	<b>Panorama mundial</b> .....	29
2.3.1.1	Suicídio no Continente Europeu.....	33
2.3.1.2	Suicídio no Continente Asiático.....	37
2.3.1.3	Suicídio na Oceania.....	41
2.3.1.4	Suicídio no Continente Africano.....	43
2.3.1.5	Suicídio no Continente Americano.....	45
2.3.2	<b>Panorama nacional</b> .....	47
2.4	ESTUDOS SOBRE A MODELAGEM IDADE-PERÍODO-COORTE NO SUICÍDIO.....	51
3	<b>BASES TEÓRICAS</b> .....	55
3.1	SÉRIES TEMPORAIS.....	55
3.2	MODELOS IDADE-PERÍODO-COORTE OU <i>AGE-PERIOD-COHORT</i> .....	61
4	<b>OBJETIVOS</b> .....	71
4.1	OBJETIVO GERAL.....	71
4.2	OBJETIVOS ESPECÍFICOS.....	71
5	<b>MATERIAIS E MÉTODOS</b> .....	72
5.1	PLANEJAMENTO DA TESE.....	72
5.2	PRIMEIRO ARTIGO.....	72
5.2.1	<b>Desenho do Estudo</b> .....	72
5.2.2	<b>Pergunta da pesquisa</b> .....	73
5.2.3	<b>Bases de dados</b> .....	73
5.2.4	<b>Descritores</b> .....	74
5.2.5	<b>Estratégias de busca</b> .....	75
5.2.6	<b>Critérios de Elegibilidade</b> .....	76
5.2.7	<b>Planejamento da Seleção dos Estudos e Extração dos Dados</b> .....	76
5.3	SEGUNDO ARTIGO.....	77
5.3.1	<b>Desenho do Estudo, População de Referência e Fonte de Dados</b> .....	77

5.3.2	<b>Amostra e Critérios de Elegibilidade.....</b>	78
5.3.3	<b>Coleta, Tratamento de Dados e Variáveis Estudadas.....</b>	78
5.3.4	<b>Plano de Descrição e Análise de Dados.....</b>	79
5.4	TERCEIRO E QUARTO ARTIGOS.....	81
5.4.1	<b>Desenhos dos Estudos, População de Referência e Fonte de Dados.....</b>	81
5.4.2	<b>Amostra e Critérios de Elegibilidade.....</b>	82
5.4.3	<b>Coleta, Tratamento dos Dados e Variáveis dos Estudos.....</b>	82
5.4.4	<b>Plano de Descrição e Análise dos Dados.....</b>	83
5.5	CONSIDERAÇÕES ÉTICAS.....	85
6	<b>RESULTADOS.....</b>	86
6.1	ARTIGO 1: TEMPORAL DISTRIBUTION OF SUICIDE MORTALITY: A SYSTEMATIC REVIEW.....	86
6.2	ARTIGO 2: MORTALIDADE POR SUICÍDIO NO BRASIL DE 1979 A 2015: PERFIL DAS VÍTIMAS E ANÁLISE DE SÉRIE TEMPORAL.....	110
6.3	ARTIGO 3: ANÁLISE DO EFEITO IDADE-PERÍODO-COORTE NA MORTALIDADE POR SUICÍDIO NO BRASIL E REGIÕES.....	129
6.4	ARTIGO 4: EFEITO IDADE-PERÍODO-COORTE NOS PRINCIPAIS MÉTODOS DE SUICÍDIO NO BRASIL E REGIÕES.....	146
7	<b>CONSIDERAÇÕES FINAIS.....</b>	158
	<b>REFERÊNCIAS.....</b>	160
	<b>ANEXOS.....</b>	180
	ANEXO A – QUALITY CRITERIA CHECKLIST: PRIMARY RESEARCH.....	180
	ANEXO B – CONSULTA AO PERIÓDICO JOURNAL OF AFFECTIVE DISORDERS.....	182

## 1 INTRODUÇÃO

Lidar com a morte nos remete a nossa própria finitude e este aspecto é aumentado exponencialmente quando se trata de suicídio. A morte voluntária assusta mais já que ela contraria, inquieta e deixa um incômodo no ambiente onde é revelada, por suscitar ideias, sentimentos e fantasias de conteúdo terrorífico (BARBOSA; MACEDO; SILVEIRA, 2011).

O suicídio pode ser considerado um ato de desespero de um indivíduo que não faz mais questão de viver (DURKHEIM, 1897), um passo final no esforço para escapar do ego e do mundo (BAUMEISTER, 1990) ou um ato consciente de auto aniquilamento, vivenciado por aquele em situação de vulnerabilidade, que o percebe como a melhor solução para sair de uma dor psicológica insuportável (RIBEIRO et al., 2018; SHNEIDMAN, 2004; SOUSA et al., 2014). Os conceitos são os mais diversos, dependendo do ponto de vista estudado.

O interesse pelo suicídio surge por vários motivos. O suicídio é o máximo em comportamento autodestrutivo e, portanto, é supremamente paradoxal em certo sentido (BAUMEISTER, 1990). Ele é um fenômeno complexo, multidimensional e universal de etiologia multivariada que envolve elementos biológicos, genéticos, epidemiológicos, sociais, psicológicos, familiares, culturais e ambientais relacionados a vida pessoal e coletiva (OMS, 2000; RETAMAL; LUENGO; TREBILCOCK, 2010; WERLANG; BORGES; FENSTERSEIFER, 2005). É uma situação em que o indivíduo, pelo elevado desejo de morrer, emprega seu conhecimento, esperança e crença de que o modo escolhido é suficiente para alcançar a morte (BAADER et al., 2011a).

Este evento carrega um grande estigma, é rodeado de tabus, marcado pelo “não dito”, cercado de vergonha e até mesmo de raiva. Geralmente, ao saber que uma morte se deu por suicídio a fala cessa, reina o constrangimento, o diálogo não circula, o assunto é encerrado e passa a ser proibido (ABASSE et al., 2009; SANT’ANA; FERNANDES, 2009). Este estigma significa que muitas pessoas que pensam em tirar a própria vida ou que tentaram suicídio não estão buscando ajuda e, portanto, não estão recebendo a ajuda de que precisam (OMS, 2018). É comum a sociedade questionar se o suicídio poderia ser impedido (SANT’ANA; FERNANDES, 2009).

No entanto, todo este recato em abordar o problema não retira o impacto deste tipo de morte, já que o suicídio é uma das principais causas de morte em todas as partes do mundo (KESSLER et al., 2005). A Organização Mundial da Saúde (OMS) reconhece este agravo como uma prioridade da Saúde Pública, que necessita ser encarado abertamente e de uma maneira tão bem informada quando possível (ABUABARA; ABUABARA; TONCHUK,

2017), sendo considerado o problema mais comum em qualquer país (JIA; ZHANG, 2011; MACHADO; SANTOS, 2015). É ainda a segunda causa de morte entre adolescentes de 15-19 anos no mundo (SHAIN, 2016). Já quanto a idosos, uma pesquisa multicêntrica desenvolvida pela OMS com dados de diversos países evidenciou uma taxa de mortalidade média de 29,3 mortes por 100 mil habitantes (DE LEO et al., 2001).

Os dados são bem expressivos e alarmantes: a cada 40 segundos uma pessoa morre por suicídio em algum lugar do mundo e a cada 2-3 segundos uma pessoa atenta contra a própria vida (OMS, 2014). São aproximadamente 800 mil mortes devido a suicídio por ano e um número ainda maior de tentativas (OMS, 2018). Além disso, uma pesquisa demonstrou que, a cada 100 pessoas, 17 pensam, 5 planejam, 3 tentam e apenas uma pessoa é atendida em um pronto socorro devido à uma tentativa de suicídio (BOTEGA et al., 2009). E isto ainda não é o pior: entre 40 e 60% das pessoas que cometeram o suicídio consultaram um médico no mês anterior ao suicídio (OMS, 2000). Estima-se que o número de suicídios consumados seja de dez a vinte vezes menor que o de tentativas de suicídio (BOTEGA et al., 2006). Segundo a OMS, o problema das tentativas de suicídio não reside apenas na quantidade, mas sim na reincidência: 15 a 25% dos indivíduos que atentam contra a própria vida retornarão a fazê-lo no ano seguinte e 10% consumam o suicídio nos próximos 10 anos (WERLANG; BOTEGA, 2004).

As situações que levam a este desfecho são as mais variadas. Conflitos enfrentados, desastres, violência, abuso ou perda e uma sensação de isolamento são fortemente associados com o comportamento suicida (TURECKI, 1999). O suicídio não é um ato casual ou sem finalidade. Trata-se da resolução de um problema ou crise que causa intenso sofrimento, necessidades não satisfeitas, sentimentos de desesperança e desamparo, conflitos entre a sobrevivência e um estresse insuportável, um estreitamento das opções percebidas e uma necessidade de fuga, onde a pessoa suicida emite sinais de angústia (KAPLAN; SADOCK; GREBB, 2002; PARENTE et al., 2007; SÁ et al., 2010).

Por algum tempo, acreditou-se que era um problema apenas de países ricos. No entanto percebeu-se que, em 2015, mais de 78% dos suicídios globais ocorreram em países de baixa e média renda (os chamados países em desenvolvimento), principalmente porque os recursos e serviços de suporte psicossocial são escassos, limitados ou ineficientes, quando estes existem (OMS, 2018). É comum inclusive encontrar diferentes taxas de suicídio reportadas dentro de um mesmo país (AARON et al., 2004).

Todo este fenômeno não está devidamente esclarecido. Há lacunas que dificultam o pleno entendimento do suicídio na sociedade brasileira (GALVÃO, 2014). Há poucas

pesquisas epidemiológicas sendo desenvolvidas sobre o assunto. A realização destas pesquisas amplia o conhecimento do perfil populacional e as condições sociais, econômicas e ambientais da mesma e permitem uma visão mais abrangente sobre o suicídio e seu enfrentamento (PRIETO; TAVARES, 2005; RODRIGUES; BARBALHO FILHO; SILVA, 2008). É fato que as taxas brasileiras são menores que as mundiais, entretanto não foge da profunda comoção social a que é remetido. O fenômeno brasileiro causa mais preocupação, pois ocorre concomitantemente ao aumento do número de homicídios, ambos dilapidando o grupo etário dos jovens (SOUZA; MINAYO; MALAQUIAS, 2002). Entretanto, as últimas cinco décadas têm registrado um aumento significativo (60%) nas taxas de suicídio brasileiro (MACENTE; ZANDONADE, 2012; PARENTE et al., 2007).

Há ainda outra questão: do ponto de vista econômico tanto o suicídio como suas tentativas representam um enorme custo para a sociedade, pela demanda de recursos públicos que poderia ser alocado de forma diferente e pela perda significativa de capital humano (GONÇALVES; GONÇALVES; OLIVEIRA JÚNIOR, 2011). No Brasil, o suicídio acarretou uma perda total de R\$ 1,3 bilhão e perda de capital humano de 163 mil por vítima no ano de 2001 (CERQUEIRA et al., 2007).

Entretanto não é uma questão tão simples analisar dados de suicídio. Ao analisar os dados de mortalidade por suicídio, deve-se considerar a dificuldade de precisar a dimensão de um possível sub-registro (MARÍN-LEÓN; BARROS, 2003). A confiabilidade do relato de suicídio é questionável e a validade do suicídio como construto é duvidosa, em todo o mundo (CANTOR; NEULINGER, 2000). Há algumas questões que interferem no real dimensionamento deste problema, tais como a tendência à subnotificação de dados, falhas nos registros, taxas oficiais precárias, a imprecisão na fonte de produção (Polícia, Institutos de Medicina Legal) (ABASSE et al., 2009), a falta de regularidade por parte dos Órgãos Governamentais e até mesmo preconceito. Muitas vezes, a família solicita que o suicídio não seja propriamente declarado, ora por vergonha, ora por questões financeiras (impedimento de receber o seguro de vida) (MARÍN-LEÓN; BARROS, 2003; SANT'ANA; FERNANDES, 2009). Deve-se também reconhecer que mortes relacionadas a processos autodestrutivos são também encontradas em outras causas de óbito. Não se pode desconsiderar a elevada proporção de causas codificadas, como "eventos cuja intenção é indeterminada" (E980-E989; Y10-Y34, respectivamente 9ª e 10ª edições da Classificação Internacional de Doenças – CID-9 e CID-10), que no período estudado, representaram em média 8,8% das causas externas (MARÍN-LEÓN; BARROS, 2003).

Conhecer a realidade é uma das formas mais eficazes para a intervenção bem-

sucedida. Devido à complexidade do problema é cada vez mais importante entender os fatores que o cercam e assim poder traçar estratégias de prevenção do suicídio e promoção de saúde mental. Há outras questões práticas a serem consideradas: Cada suicídio tem um sério impacto em pelo menos outras seis pessoas; o impacto psicológico, social e financeiro em uma família e comunidade é imensurável (ABASSE et al., 2009; OMS, 2000); o impacto econômico gerado pela perda de vidas, pelo custo de internações e do tratamento das sequelas advindas das tentativas mal sucedidas, especialmente devido ao acometimento da população adulta em idade economicamente ativa (SÁ et al., 2010; TURECKI, 1999). Muitas das pessoas que sobrevivem as tentativas de suicídio prejudicam a saúde seriamente, o suficiente para requerer atenção médica, gerando custos econômicos estimados em bilhões por ano (OMS, 2012, 2014).

Assim, é essencial um melhor conhecimento dos padrões nacionais, regionais e locais de suicídio, e uma melhor compreensão dos mecanismos subjacentes é absolutamente crucial (AJDACIC-GROSS et al., 2008a). É importante considerar o suicídio em conjunto numa determinada sociedade e período específico, podendo-se perceber um fato novo e eminentemente social (DURKHEIM, 1897). Um comportamento interessante para as taxas de suicídio é que estas tendem a permanecer constantes por longos períodos de tempo e diferir entre culturas, sendo frequente os aumentos repentinos nas taxas gerais ou específicas por idade, que podem ser consideradas um sintoma de mudança abrupta e impotência social (SOUZA; MINAYO; MALAQUIAS, 2002). A distribuição temporal do suicídio geralmente é descrita como ondas de movimento, distintas e sucessivas que ocorrem por ímpetos (DURKHEIM, 1897). Esclarecer sob diversos aspectos como o suicídio no Brasil distribui-se no tempo é um aspecto importante, que deve ser alvo de investigação epidemiológica.

## 2 REVISÃO DE LITERATURA

### 2.1 DEFINIÇÃO DE SUICÍDIO

O suicídio representa um dos comportamentos humanos mais enigmáticos e perturbadores, pois parece irremediavelmente destrutivo e traz consigo um conjunto de sentimentos, como culpa e vergonha, perplexidade, medo e revolta, dentre outros (MORAIS; SOUZA, 2011). Por isso é alvo de estudos em tantos campos do conhecimento.

Na Sociologia, Durkheim (1897) afirma que o suicídio compreende diversas espécies de mortes que apresentam a característica particular de serem produzidas pela própria vítima, pouco importando a natureza intrínseca dos atos. Em geral, é resultado de uma ação positiva e violenta, mas pode acontecer devido a uma atitude negativa ou abstenção. Não há a necessidade de antecedente imediato do ato à morte. Assim, a definição mais clássica enunciada por este autor é

“chama-se suicídio toda morte que resulta mediata ou imediatamente de um ato, positivo ou negativo, realizado pela própria vítima e que ela sabia que produziria esse resultado. A tentativa é o ato assim definido mas interrompido antes que dele resulte a morte” (p. 14) (DURKHEIM, 1897).

O suicídio pode ser encarado muitas vezes uma fuga do eu, ou seja, da consciência significativa de certas interpretações simbólicas ou implicações sobre o eu (BAUMEISTER, 1990). O modelo psicológico trata do ato individual de um suicida endereçado ao campo social (SILVA; COUTO, 2009).

Por algum tempo, tratou-se o suicida como um alienado, até as novas tendências fenomenológicas e psicanalíticas consideraram o suicídio como resultado de desordens mentais (SOUZA; MINAYO; MALAQUIAS, 2002; TEIXEIRA, 2002).

Pelo aspecto psicanalítico, a visão freudiana abarca vários enfoques. Em sua obra “Sobre a psicopatologia da vida cotidiana”, Freud afirma que “nunca se pode excluir o suicídio como um possível desfecho do conflito psíquico” (p. 181) (FREUD, 1901). Já em “Contribuições para uma discussão acerca do suicídio”, a ideia é que o suicídio é um ato misterioso e obscuro e centrado em motivos do próprio eu, expresso a partir de “De um lado, a renúncia do eu à vida poderia ser provocada por uma decepção da libido devido a causas externas; de outro lado, a renúncia poderia provir de causas internas, de motivos próprios ao eu” (p. 209) (FREUD, 1910). Em Luto e Melancolia, Freud reitera que o suicídio está ligado a melancolia na medida em que há a renúncia à autopreservação e desapego à vida. O luto e

a melancolia estariam atrelados a questão de uma perda, seja de um ente querido, seja da liberdade ou de um ideal de alguém e se refletiria na diminuição da autoestima, evoluindo a ponto de culminar em uma expectativa delirante de punição. O enfoque é que a perda de amor próprio denota a perda relativa do eu. Por fim, Freud afirma que um indivíduo só seria capaz de atentar contra a própria vida caso renunciasse a autopreservação e que o narcisismo deveria ser considerado como um dos fatores desencadeantes de tal ato (FREUD, 1917).

Ainda analisando sob a ótica psicanalista, os sujeitos encontram no suicídio uma forma de aplacar a dor, não apenas se retirando do laço social, mas matando a proposta de um grupo, de uma comunidade (FENSTERSEIFER; WERLANG, 2006). Lacan inclui no pensamento autopunitivo de Freud uma demanda de amor que se repete ainda que no ato suicida e definiu a pulsão da morte freudiana como “vontade de destruição, de criação a partir do nada, vontade de recomeçar com novos custos” (LACAN, 1964). Pode-se dizer também, partindo dessa premissa, que o ato suicida é um verdadeiro curto circuito e que ele ocorre quando o excesso pulsional não é mais passível de ser controlado pelo psiquismo (AZEVEDO; TEIXEIRA, 2011).

Do ponto de vista filosófico, há duas principais perspectivas: a da escola moderna e a estoica. A escola moderna, cuja personalidade de destaque é Immanuel Kant, o suicídio é uma infração moral contraposto ao imperativo kantiano, ferindo a norma convencional de que a vida é um princípio inalienável (JAKOBS, 2003). Na escola estoica, o suicídio é considerado um ato “razoável”, fruto da razão e altamente moral (GRISÉ, 1982). Ainda pode ser considerado como a via para a liberdade, consistindo na capacidade da alma racional submeter-se apenas a si mesma e condenando a todos que condenam o suicídio pois estes recusariam ao homem a liberdade de decidir sobre a própria morte (SÊNECA, 1991).

No campo das Ciências Sociais, deve-se considerar ainda a visão liberal, baseada no pilar da autonomia, e a visão conservadora, baseada em valores morais consolidados. A visão liberal defende que todo ser humano tem o direito de gerir sobre o próprio corpo, decidindo como viver e morrer e podendo inclusive escolher quando e como morrer optando pelo suicídio. Já segundo a visão conservadora nenhum indivíduo deseja racionalmente a morte e, quando isto ocorre, é proveniente de uma perturbação psicológica, reiterando que o ato suicida é errado, pecaminoso (FAIRBAIRN, 1999). Esta dualidade é constantemente relatada: de um lado, a visão condenatória reflete que “é contrário à vontade divina”, “é a transgressão de um dever”, “é um ato de covardia” e ainda ‘uma injustiça com a comunidade’, enquanto os argumentos concordantes reforçam que “isto ocorre quando há a impossibilidade de cumprir um dever” e “é um ato para afirmar a liberdade e dignidade da

pessoa humana” (ABBAGNANO, 2003).

Esta visão conservadora é basicamente a mesma perspectiva nosológica. Segundo este aspecto, o suicídio seria o resultado de alterações psicopatológicas no campo das desordens mentais, perturbações e doenças, associados a limites orgânicos, problemas ambientais e psicossociais (MINAYO; CAVALCANTE; SOUZA, 2006; SOUZA; MINAYO; MALAQUIAS, 2002). Por tal motivo, o suicídio tem sido visto como uma preocupação especial pelos profissionais de saúde mental e terapeutas, lançando luz sobre a relatividade cultural de normas e conceitos de saúde mental, pois algumas sociedades consideram o suicídio como normal e até obrigatório sob algumas circunstâncias, enquanto outras consideram o suicídio como um sinal confiável de doença mental ou outro desvio (BAUMEISTER, 1990).

Há de se considerar também que o suicídio não é um fato novo. O suicídio e a tentativa de suicídio têm ocorrido através da história da humanidade, tão antigo quanto a própria e sendo ressignificado em diversos momentos de acordo com a tendência atual. Diferentes culturas consideraram o suicídio diferentemente de acordo com o pensamento predominante (BAADER et al., 2011b; SHIRAZI et al., 2012) e, assim, já na Antiguidade, os povos primitivos com frequência recorriam ao suicídio por motivos culturais. Guerreiros dinamarqueses consideravam uma vergonha morrer de doença ou velhice, enquanto os godos atrelavam a morte natural a vida eterna em cavernas na companhia de animais peçonhentos. Os visigodos instavam os idosos ao suicídio, enquanto os trogloditas incentivavam as viúvas e os gálios, aos servos quando um chefe ou príncipe morriam (RIBEIRO, 2006).

A Grécia legitimava apenas o suicídio autorizado pelo Estado, impondo sanções quando o suicida não requeria autorização do Senado e determinando o meio utilizado para a morte (DURKHEIM, 1897). No entanto, Aristóteles se manifestou contra o suicídio, taxando-o de crime contra o Estado, enquanto Sócrates e Platão, mesmo condenando o suicídio, admitiam-no em determinadas circunstâncias (RAMOS; BARBOSA, 1965).

Roma compartilhava da mesma conduta da Grécia, acrescido da liberdade de escolha na forma de se matar (FIGUEIREDO, 2001). Via de regra, eles não condenavam o suicídio, muito frequente em famílias patrícias a época dos imperadores. Sêneca chegou mesmo a defendê-lo, lançando mão de vários argumentos, entre os quais o de que o suicídio constitui a última defesa dos homens contra um sofrimento considerável (RAMOS; BARBOSA, 1965). Nesta cultura, foi considerada a *honestas mors* (morte honesta) do homem que foge da escravidão (GRISÉ, 1982).

As sociedades orientais aceitavam o ato suicida como alternativa para determinadas

situações. Em tempos de guerra, os samurais japoneses diante da eminência da derrota promoviam suicídios coletivos (CASSORLA, 1991). Durante o feudalismo e mais tarde na II Guerra Mundial, o suicídio era um ato louvável e honrado (ANGERAMI, 1997).

Durante a Idade Média, o suicídio foi raro. Nesta época este comportamento está atrelado à proibição, à vergonha e aos castigos para quem tentava o suicídio: o cadáver era vilipendiado, ora com amputação da cabeça, ora com amputação das mãos. Suas partes eram enterradas separadamente, em terras não consagradas e em túmulos sem marcação. O suicida era considerado infame pela religião. Além disso, os bens eram confiscados e os herdeiros e parentes caíam em desgraça: a família havia sido tocada pelo demônio ou pela loucura (MINOIS, 1998; RAMOS; BARBOSA, 1965).

Durante o Renascimento, a visão da Antiguidade do suicídio é retomada e, desta forma, este ato passou a ser admirado, entretanto não contribuindo para o aumento ou diminuição do número de casos (DURKHEIM, 1897; MINOIS, 1998).

Em suma, o lugar da vida, da morte e do suicídio na sociedade depende de cada cultura (CASSORLA, 1991) e seu momento histórico.

Visões religiosas do suicídio também marcaram a História: Santo Agostinho associava o suicídio à perversão demoníaca; São Tomás de Aquino impunha sanções aos suicidas, impedindo o enterro em terras sagradas (ANGERAMI, 1997); budistas vietnamitas protestaram contra a falta de direitos de culto ateando fogo a si mesmo (CASSORLA, 1991); e, mais recentemente, os homens e mulheres bombas que em nome de Alá e da *Djihad* matam a si mesmo e a outros.

Sobre esta questão, a relação do Islã com o suicídio não é menos importante e não é menos complicada (uma vez que existem muitas seitas), mas essa relação recebeu pouca atenção acadêmica. Em muitas nações islâmicas, o comportamento suicida (independentemente de ser o suicídio completo ou a tentativa) é considerado delito criminal e um pecado imperdoável (DARADKAH, 1989; LESTER, 2006). Assim, existe uma forte possibilidade de que o comportamento suicida concluído e tentado seja encoberto, ou seja, não relatado ou mal classificado, e assim as taxas de conclusão e tentativa de suicídio nos países islâmicos pode não ser confiável (LESTER, 2006).

Há um longo debate teórico e empírico no Ocidente sobre se os protestantes e católicos romanos diferem em suas taxas de suicídio, com base em diferenças na integração social, regulação social e atitudes em relação ao suicídio (DURKHEIM, 1897). Uma questão semelhante pode ser levantada em relação ao mundo "árabe". O mundo árabe não é uma única região homogênea. No mínimo, podem ser identificadas três regiões distintas: o

Magrebe (Líbia, Tunísia, Argélia e Marrocos), o Mashreq (do Líbano e do Egito a Omã) e a periferia (Mauritânia, Iémen, Somália e Djibouti) (LESTER, 2006).

Atualmente, o suicídio representa um dos comportamentos humanos mais enigmáticos e perturbadores, pois parece irremediavelmente destrutivo e traz consigo um conjunto de sentimentos, como culpa e vergonha, perplexidade, medo e revolta, dentre outros (MORAIS; SOUZA, 2011). Este problema exige trabalhar no desmonte de ideias e dos tabus que o circunscrevem aos espaços dos hospitais, das instituições de atendimento, ou o mantém limitado ao âmbito da família, que sofre com a perda de um ente querido (TEIXEIRA, 2004).

## 2.2 PERFIL E MEIOS UTILIZADOS PELO SUICIDA

Os comportamentos suicidários são multideterminados, tratando-se de um fenômeno complexo associado a circunstâncias individuais, sociais, psicológicas, biológicas, interpessoais, culturais, genéticas e psiquiátricas que interferem no resultado do mesmo (ABASSE et al., 2009; MATIAS; SANTOS, 2014; SUBBA, 2015). Sugere-se que há diferentes camadas que influenciam um indivíduo, que são o próprio indivíduo, família, pares, escola, comunidade, cultura, sociedade e o ambiente (CANETTO; SAKINOFSKY, 1998).

Em linhas gerais, é possível traçar um perfil sociodemográfico do suicida para ser empregado na criação de estratégias para a prevenção deste evento. Apesar de não ser possível a predição do suicídio com exatidão, o conhecimento dos principais fatores de risco para a adoção de comportamentos para-suicidários é essencial assim como a existência de escalas de avaliação de risco de comportamentos suicidários (MATIAS; SANTOS, 2014).

O sexo predominante no perfil dos suicidas tem sido o masculino, fato bem documentado em outros estudos desenvolvidos no Brasil (AMBROS; RECCHIA; RECCHIA, 2011; BANDO, 2008; BANDO et al., 2009; LOVISI et al., 2009; MELLO-SANTOS; BERTOLOTE; WANG, 2005; MENEGHEL et al., 2004; PARENTE et al., 2007; ROCHA et al., 2007; SOUZA; MINAYO; MALAQUIAS, 2002) e no mundo (AGERBO; STACK; PETERSEN, 2011; AJDACIC-GROSS et al., 2003; ÁLVARO-MECA et al., 2013; MOHANTY et al., 2007; OMS, 2002, 2014; ORTEGA et al., 2014; PAVIA et al., 2005; STARK et al., 2004; TAMOSIUNAS et al., 2006). Um grande fator de estresse para o homem seria a falência em cumprir os tradicionais papéis de gênero, por muito tempo sendo o provedor econômico da família e devido a cultura patriarcal, sentindo-se mais sensível a revezes econômicos (tais como o desemprego) e, assim, mais propensos ao suicídio

(MENEGHEL et al., 2004). Já nas tentativas de suicídio, a maior frequência ocorre entre as mulheres (BERNARDES; TURINI; MATSUO, 2010; SHIRAZI et al., 2012; SILVA, 1999).

Esta diferença entre homens e mulheres é frequentemente atribuída ao uso de métodos de tentativa de suicídio mais letal, maior agressividade e maior intenção de morrer entre homens (NOCK et al., 2008). Outra teoria relata que, em geral, como os homens tendem a ser mais instruídos que as mulheres, estas teriam taxas de suicídio mais baixas. Com o passar dos anos, esta diferença educacional tem se reduzido, mas as mulheres continuaram protegidas por ter uma baixa prevalência de alcoolismo, uma maior religiosidade, flexibilidade nas aptidões sociais e papéis durante a vida, reconhecem sinais de risco para depressão mais precocemente, participam mais das redes de apoio social (ANDRÉS, 2005; KOO; COX, 2006; RODRIGUEZ, 2006; STACK, 2000).

A idade é um dos principais fatores de risco para o suicídio (ABASSE et al., 2009; CARMO et al., 2018). Os estudos referem dois grupos etários predominantes: os mais jovens (ABASSE et al., 2009; CANTOR; NEULINGER; DE LEO, 1999; MELLO-SANTOS; BERTOLOTE; WANG, 2005; MENEGHEL et al., 2004; MITTENDORFER-RUTZ, 2006; VIDAL-RODEIRO et al., 2001; WAISELFISZ, 2006) e os idosos (BYARD; HANSON; GILBERT, 2004; CHEONG et al., 2012; KIM et al., 2010; MELLO-SANTOS; BERTOLOTE; WANG, 2005; MINAYO et al., 2012; PAVIA et al., 2005; VIDAL-RODEIRO et al., 2001) e seriam motivados por questões bem diferentes.

Quando se estuda o suicídio em idosos relatam-se que os motivos estão relacionados a impossibilidade de lidar com a vida do mesmo jeito que anteriormente, perdas de companheiros, incapacidades instaladas devido a doenças ou próprias do envelhecimento têm sido referidas como motivos para o desenvolvimento da ideação suicida (KJØLSETH; EKEBERG; STEIHAUG, 2010). A realidade de muitos idosos é permeada por doenças crônicas e estas provocam alterações emocionais e diminuição da capacidade funcional na maioria das vezes. Além disso, a saída do mundo do trabalho, afastamento dos companheiros de profissão e perda de entes queridos, deixando-o num não-lugar social potencializa o impacto da doença (SOUSA et al., 2014). A perda da autodeterminação e a liberdade de ação teriam um impacto negativo particularmente forte em sua autoestima, e eles sentiram que estavam perdendo “eles mesmos” (KJØLSETH; EKEBERG; STEIHAUG, 2010).

Já a preocupação quanto ao suicídio em jovens reside no fato de que é nesta fase da vida que acontece a inserção no mercado de trabalho, em cursos técnicos ou em nível superior, ou seja, é nesta fase que estão efetuando escolhas e definindo destinos e projetos na vida (DUTRA, 2012). Diversos fatores são elencados como potenciais causas para o

suicídio entre jovens e adolescentes: desemprego, dificuldades econômicas, desmembramento familiar e mudanças na sociedade, tais como diminuição da religiosidade, os novos papéis do gênero, aumento da competição na escola, aumento da presença feminina nas universidades e a mudança da estrutura rural tradicional para uma estrutura urbana e industrializada (MITTENDORFER-RUTZ, 2006).

No caso do Brasil, entre 1980 e 2000, foi verificado um aumento menor entre a faixa acima de 75 anos (14%) do que comparado ao grupo entre 15 e 24 anos, que apresentou um aumento impressionante de 1900% ao longo de 20 anos (MELLO-SANTOS; BERTOLOTE; WANG, 2005). Um estudo australiano encontrou que enquanto as taxas de suicídio geral estavam em declínio, a taxa de suicídio de homens jovens de 15 a 24 anos dobrou no período de 1964 a 1997 (CANTOR; NEULINGER; DE LEO, 1999).

Ainda referente a idade, uma questão que é de difícil manejo é o suicídio em crianças. Este registro é afetado pelos diferentes critérios para se determinar o suicídio, já que se considera que crianças tem uma capacidade limitada de formar a intenção de suicídio (CANTOR; NEULINGER; DE LEO, 1999). Enquanto há pesquisadores que defendem que crianças menores de 10 anos raramente são capazes de compreender a finalidade da morte e, por conseguinte, não compreendem a intencionalidade da morte e o suicídio (CUDDY-CASEY; ORVASCHEL, 1997), há relatos de início precoce de comportamentos suicidas em crianças de 4-5 anos, mas não há consenso do entendimento do processo nesta idade (BRIDGE; GOLDSTEIN; BRENT, 2006; NOCK et al., 2008; TISHLER; REISS; RHODES, 2007). Já em estudo realizado em crianças de 6 a 12 anos de escolas públicas de Montreal no Canadá observou-se que as entrevistadas possuíam consciência de suicídio. Entre as menores de 8 anos, estas referiam-se a “se matar” ao invés de “suicídio” e entre 8 e 9 anos o suicídio foi conceituado rudimentarmente (MISHARA, 1999a). A OMS considera as estatísticas de suicídio a partir dos 5 anos de idade (OMS, 2000).

O estado civil frequentemente associado ao perfil do suicida é o de solteiro, como referido em alguns estudos (BAADER et al., 2011a; BEZERRA FILHO et al., 2012; LOVISI et al., 2009; PARENTE et al., 2007; SCHNITMAN et al., 2011; VIDAL; GONTIJO; LIMA, 2013). Já foi aventada a possibilidade de não ser o estado civil como prerrogativa para o comportamento suicida, mas o fato da ausência de um companheiro que torna solteiros, viúvos e divorciados mais suscetíveis a ideação suicida (LOVISI et al., 2009). Uma potencial explicação reside no isolamento social decorrente da falta de uma relação afetiva (PARENTE et al., 2007). Grande parte da discussão sobre integração social e suicídio usou o divórcio como um indicador-chave da baixa integração social. Pessoas divorciadas perderam um

cônjuge, uma pessoa que pode fornecer suporte emocional do dia a dia. Além disso, quando crianças estão envolvidas, laços e responsabilidades com elas podem ser reduzidos após o divórcio, especialmente para o cônjuge não-detentor da guarda (AGERBO; STACK; PETERSEN, 2011). Esta analogia pode servir também para solteiros e viúvos, já que o risco de suicídio foi consideravelmente aumentado entre solteiros e divorciados comparados a pessoas casadas ou coabitando, em especial a indivíduos mais jovens (AGERBO; STERNE; GUNNELL, 2007).

A religião é relatada como um fator de proteção para o risco de suicídio em muitos estudos (DURKHEIM, 1897; GUNNELL et al., 2003; MONEIM; YASSA; GEORGE, 2012). Em linhas gerais, as religiões tendem a condenar o suicídio, mas estudos que tentam relacionar filiação a certos grupos religiosos e o risco de suicídio não têm sido consistentes. No entanto relacionar o grau de envolvimento religioso e o risco de suicídio tem evidenciado uma relação negativa, apesar de poucos estudos neste perfil (ALMEIDA; LOTUFO NETO, 2004).

As tentativas de suicídio são preditores significativos do suicídio concluído (KESSLER et al., 2005; SUOMINEN et al., 2004), bem como indicadores de angústia psicológica extrema (KESSLER et al., 2005). No entanto, o risco de suicídio diminui ao longo do tempo após uma tentativa, e não está claro por quanto tempo o risco persiste. Entretanto, estima-se que cerca de 10% a 15% das pessoas que sucumbiram a tentativas acabem morrendo por suicídio (SUOMINEN et al., 2004).

A instrução teria uma relação inversamente proporcional com as taxas de suicídio, ou seja, quanto menor a instrução maior o fator de proteção do indivíduo (GONÇALVES; GONÇALVES; OLIVEIRA JÚNIOR, 2011). Isto foi afirmado pela teoria evolucionária de Cantazaro (que admite que a inteligência é um incentivador da ideação suicida) e impulsionou uma pesquisa que relacionou Quociente de Inteligência (QI) e taxa de suicídio em 85 países. Os resultados encontrados demonstraram uma correlação positiva significativa entre o QI nacional e a taxa de suicídio (VORACEK, 2004). Entretanto, há estudos nacionais (LOVISI et al., 2009; MACHADO; SANTOS, 2015) e até internacional (WHITLEY et al., 1999) que relatam um maior acometimento entre indivíduos com baixa escolaridade.

Embora vários fatores contribuam para a escolha de um método de suicídio, os padrões sociais de suicídio podem ser entendidos a partir de conceitos básicos como a aceitabilidade social do método (ou seja, cultura e tradição) e sua disponibilidade (ou seja, oportunidade) (FARMER; ROHDE, 1980; STACK; WASSERMAN, 2005). Comparações internacionais ou interculturais de métodos de suicídio ajudam a aumentar a compreensão

da interação entre esses dois fatores e fornecem uma base para estratégias preventivas (CANTOR; BAUME, 1998; GUNNELL; MIDDLETON; FRANKEL, 2000; NORDENTOFT et al., 2006).

Frequentemente o método de suicídio é diferente entre homens e mulheres, com métodos mais violentos sendo empregados por homens (AJDACIC-GROSS et al., 2008a; MONEIM; YASSA; GEORGE, 2012; SUBBA, 2015), mas em geral o meio mais empregado tem sido o enforcamento (MARÍN-LEÓN; BARROS, 2003).

Restringir o acesso aos meios de suicídio é um componente importante de estratégias abrangentes para a prevenção do suicídio (AJDACIC-GROSS et al., 2008a).

## 2.3 EPIDEMIOLOGIA E TEMPORALIDADE DO SUICÍDIO

### 2.3.1 Panorama Mundial

Globalmente, os suicídios são responsáveis por 50% de todas as mortes violentas em homens e 71% em mulheres. Em 2010, a taxa de mortalidade global foi de 11,4 por 100 mil habitantes, enquanto as taxas por sexo atingiram as cifras de 15 por 100 mil habitantes para homens e 8 por 100 mil habitantes para mulheres (OMS, 2014), matando mais que homicídio e guerras juntos (MINAYO et al., 2012).

Estudos de epidemiologia do suicídio têm um papel importante em avaliar a saúde psicológica de uma sociedade (SHIRAZI et al., 2012) e estudos desenvolvidos nacionalmente indicam que o comportamento suicida e, em particular, o método de suicídio preferido, varia entre os países (AJDACIC-GROSS et al., 2008a). É importante sua realização, a fim de visualizar a questão de forma mais científica e, assim, poder sugerir possíveis formas de enfrentar o problema. No Brasil, os estudos epidemiológicos ainda podem ser considerados limitados (SCHNITMAN et al., 2011).

As diferenças na frequência e taxas de suicídio entre as nações e inter-regionais têm incentivado pesquisas em vários campos em busca de fatores ligados a este evento, tais como etnia, cultura, crises econômicas e sociais e aspectos climáticos (BEZERRA FILHO et al., 2012).

A Europa Oriental apresenta as taxas mais altas, como pode ser visto na Rússia, com taxas de 30 mortes por 100 mil habitantes. Por outro lado, na América Latina e países muçumanos verificam-se as taxas mais baixas, como no caso do Egito com taxa inferior a uma morte por 100 mil habitantes (BANDO; LESTER, 2014; OMS, 2014).

Um dos campos que tem gerado atenção dos pesquisadores é a variação temporal do

suicídio, resultado da distribuição desigual de suicídios ao longo de meses e estações, bastante reconhecida no campo acadêmico (AJDACIC-GROSS et al., 2010; FRUEHWALD et al., 2004; LAW; DE LEO, 2013; PARKER; GAO; MACHIN, 2001; YIP; CHAO; HO, 1998). Muitos estudos referem a presença de uma sazonalidade na ocorrência do suicídio, mas a explicação deste fenômeno causa dissensão. Essencialmente, há duas escolas de pensamento: uma, que foi proeminente durante o final de 1800, sugere que os fatores físico-climáticos (biometeorológicos) eram de considerável importância; o outro, que tem sido dominante em tempos mais recentes, atribui o padrão sazonal a fatores socioeconômicos (KEVAN, 1980).

Os primeiros estudos sobre o tema foram os de Morselli em 1879, e são da perspectiva biometereológica. Este pesquisador realizou um estudo comparativo da distribuição mensal do suicídio em 17 países europeus no período de 1827 a 1877, notando que o número de suicídios aumentou constantemente desde o início do ano até junho e, em seguida, voltou a diminuir de forma constante até o final do ano. A ideia é que o calor, ou mais especificamente fatores climáticos, fornece o mecanismo para aumentar a vulnerabilidade do sistema nervoso, aumentando assim as frequências de suicídio na primavera e início do verão, sugerindo uma distribuição anual regular demais para ser atribuída ao acaso ou à vontade humana. Ele ainda argumentou que as taxas mensais de suicídio não estavam relacionadas a temperatura anual, variação solar ou cobertura de nuvens como era um consenso à época, mas pareciam relacionar-se a períodos mais nebulosos. Assim, Morselli continuou considerando que os fatores climáticos, em especial a temperatura e sua variação, é um fator contribuinte importante para o suicídio (MORSELLI, 1879). Durkheim discordava deste argumento, já que ele não explicava como áreas diferentes, com as mesmas condições climáticas exibiam distribuição sazonais diferentes, nem como ao longo do tempo as taxas se modificavam ou ainda a diferença das taxas de suicídio entre populações rurais e urbanas da mesma região (DURKHEIM, 1897). Algumas considerações são importantes de serem feitas sobre o trabalho de Morselli. Em primeiro lugar, ele não descartou a importância de fatores sociais, psicológicos, econômicos e individuais em termos da etiologia do suicídio. Ele estava bem ciente de que o indivíduo tem que estar predisposto à autodestruição antes de cometer o ato. Em segundo lugar, ele estava tentando argumentar em favor da origem orgânica do suicídio, não um caso em apoio às forças cósmicas místicas; e, além disso, como já afirmado, ele não era um defensor da teoria térmica do suicídio *per se*, mas sim de uma teoria que sugeria que mudanças sazonais do clima poderiam ter efeitos prejudiciais sobre pessoas predispostas pouco aclimatadas

(KEVAN, 1980).

A visão oposta as teorias físico-climáticas foi defendida por Durkheim. Partindo dos fatores socioeconômicos, ele estudou a distribuição destas mortes ao longo do ano, por estações e meses e ao longo dos períodos do dia. Quanto à estação, a primavera concentrava mais suicídios que o inverno. Além disso, ele afirmava que os meses mais quentes produziam um número maior de suicídios e que o período diurno era o de maior frequência dos mesmos. Este autor desenvolveu argumentos sociológicos assumindo que um nível mais elevado de atividade social nos meses de primavera e verão leva a elevadas tensões sociais e, portanto, um pico sazonal no segundo trimestre do ano. Quanto a preponderância diurna dos suicídios, isso influenciaria na maior frequência de suicídios em meses em que o dia é mais longo do que a noite (meses de primavera e verão). Outra possibilidade é de que o suicídio ocorra mais de dia porque é o momento em que os negócios estão mais ativos, em que as relações humanas se cruzam e a vida social é mais intensa (DURKHEIM, 1897).

A sazonalidade pode ser abordada sob três pontos de vistas: ciclos sazonais principais (estações e meses do ano); padrões sazonais em pequenas flutuações mensais ou diárias; efeitos secundários a partir de feriados ou aniversários (AJDACIC-GROSS et al., 2010). Seu estudo oferece uma via importante no estudo de determinantes do suicídio e auxilia às iniciativas para a sua prevenção, por explorar variáveis ambientais produtivas (CHRISTODOULOU et al., 2009, 2012; VEISANI et al., 2017).

Existem ainda numerosas versões de outras teorias acerca da sazonalidade.

Outra hipótese biomorfológica está ligada a variação da luz solar, por quantidade de horas ou intensidade (KEVAN, 1980), possivelmente devido a hormônios regulados pelo sol, tais como melatonina (NEJAR; BENSEÑOR; LOTUFO, 2007), serotonina (VYSSOKI et al., 2012), cortisol e L-triptofano (PETRIDOU et al., 2002). Esta é uma teoria defendida por Fitt, que considera que o suicídio seria apenas uma das condições a que estaria submissa a influência de um “estresse” que afeta o crescimento individual nas diferentes estações do ano, tendo uma origem endógena (FITT, 1943). No entanto, outra hipótese aventada é de que o excesso de risco de suicídio durante os meses de verão possa estar associado a mudanças comportamentais das pessoas não atribuídas diretamente ao brilho do sol, podendo ser causado por mais tempo livre advindo do período de férias do que a mais exposição ao sol (PETRIDOU et al., 2002). Um estudo na Finlândia evidenciou que altos níveis de atividades de radiação solar foram associados com o aumento do risco de suicídio (PARTONEN et al., 2004a), o mesmo sendo visto em 27 países pertencentes a Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) (PETRIDOU et al., 2002).

Além disso, os ritmos endógenos são aventados como outra possibilidade na influência da variação temporal do suicídio. Ritmos endógenos nas funções do corpo e no comportamento permitem que os indivíduos vivos antecipem as mudanças ambientais. Eles são movidos por sinais do habitat natural do indivíduo para coincidir com o dia solar e para redefinir sua fase atual em relação à hora local. Mudanças substanciais na temperatura ambiente e na duração do dia na primavera e no outono são responsáveis pela organização imprecisa dos relógios intrínsecos. A incapacidade de ajustar-se com a flutuação dos sinais de tempo do habitat natural do indivíduo, devido à neurotransmissão negativa da serotonina, como por exemplo, pode levar à organização circadiana comprometida com períodos de atividade desordenados (PARTONEN et al., 2004c).

Outra teoria é a influência do ciclo lunar. A hipótese da influência cósmica no comportamento humano tem sido mantida por bastante tempo. Tradição e folclore em muitas culturas têm considerado a Lua como o alvor perfeito para correlações com eventos extraordinários e comportamentos desviantes, por causa da proximidade da Lua com a terra e a simplicidade de observação do ciclo sinódico (4 fases). Entretanto estas correlações têm sido investigadas e a maioria atribuídas ao acaso (GUTIÉRREZ-GARCÍA; TUSELL, 1997). Um estudo na Finlândia associou a lua nova com o risco de suicídio aumentado (PARTONEN et al., 2004b), enquanto um estudo realizado em Madri, na Espanha, não encontrou nenhuma associação significativa (GUTIÉRREZ-GARCÍA; TUSELL, 1997).

O suicídio atinge todas as nações do globo, de forma desigual e particular de cada área (REHKOPF; BUKA, 2006). Estudos epidemiológicos das taxas de suicídio são particularmente valiosos para o delineamento de tendências, priorização de grupos de risco e fornecimento de pistas sobre a etiologia do suicídio (CANTOR et al., 1996).

Em linhas gerais, o suicídio tem sido mais referido na primavera e início de verão, o que no hemisfério Norte significa abril a junho e no hemisfério Sul, de setembro a dezembro (BERNARD; GEOFFROY; BELLIVIER, 2015; CHRISTODOULOU et al., 2012; KEVAN, 1980; PARTONEN et al., 2004a; PETRIDOU et al., 2002; SHIRAZI et al., 2012; VYSSOKI et al., 2012), entretanto sua causa específica é desconhecida. Uma melhor compreensão do mecanismo que envolve esta variação sazonal pode levar a estratégias melhores e inovadoras na prevenção do suicídio (WOO; OKUSAGA; POSTOLACHE, 2012), além de que variações nas taxas de suicídio entre diferentes sociedades refletem fatores sociais e culturais como também as diferenças em métodos de reportar suicídio (DARADKAH, 1989).

### 2.3.1.1 Suicídio no Continente Europeu

Em muitos países europeus, o comportamento suicida constitui um grande problema de saúde pública e mental. Na maioria dos países, o número de suicídios é significativamente maior do que o número de mortes causadas por acidentes de trânsito (SCHMIDTKE, 1997).

O estudo sobre a epidemiologia do suicídio mais longo foi realizado em Zurique (Suíça) e analisou dados sobre suicídio entre os séculos XVI e XVIII, recuperados de arquivos do distrito, dados de 1901 a 1920 extraídos de publicações oficiais e dados de 1969 a 1994 do *Federal Statistical Office of Switzerland*. No primeiro período estudado (séculos XVI e XVIII), 511 suicídios foram reportados, enquanto em 1901-1920 ocorreram 2.676 suicídios e em 1969-1994, 6.811. Não foi possível perceber o tamanho da subnotificação no primeiro período estudado. Quanto à sazonalidade, o teste de Edwards mostrou um resultado não estatisticamente significativo apenas para o último período (1969-1994), enquanto os outros períodos foram altamente significativos e a sazonalidade dos séculos XVI e XVIII precederam em um mês a sazonalidade do segundo período (AJDACIC-GROSS et al., 2005).

A investigação sobre suicídio na Suíça conta ainda com outros achados: estudo de série temporal que avaliou 128.322 suicídios de 1881 a 2000 evidenciou um pico em janeiro para homens e fevereiro para as mulheres, ou seja, no inverno, e queda em junho (verão) (AJDACIC-GROSS et al., 2007); estudo de 37.518 suicídios, entre 1969-1994, demonstrou um pico em maio e junho (primavera) e queda em dezembro (inverno) (AJDACIC-GROSS et al., 2003); enquanto outro que evidencia 19.963 suicídios de 1969 a 2003, no período específico entre 01/10 e 28/02 de cada ano, demonstrou uma queda no mês de dezembro, próxima a feriados e aumento posterior (janeiro e fevereiro) (AJDACIC-GROSS et al., 2008b), fato corroborado pelo estudo anterior (AJDACIC-GROSS et al., 2003).

Já em estudo desenvolvido para a Inglaterra e País de Gales entre 1861 e 2007 evidenciou que as taxas de suicídio nos homens aumentaram 67% de 1861 para atingir um pico de 30,3 mortes por 100 mil habitantes em 1905, caíram para 21 mortes por 100 mil habitantes em 1917 (durante a I Guerra Mundial), aumentando para atingir um segundo pico de 30,3 mortes por 100 mil habitantes em 1934, coincidindo com a Grande Depressão. Declínios subsequentes foram interrompidos por pequenos aumentos nos anos 50 e 80. Em contraste, as taxas de suicídio feminino aumentaram gradualmente de 6 mortes por 100 mil habitantes em 1861, chegando a 11,8 mortes por 100 mil habitantes em 1964, com leves quedas durante os anos das duas guerras. As taxas diminuíram de forma constante nos anos

seguintes e a taxa feminina mais baixa (3,2 mortes por 100 mil habitantes) foi observada em 2007 (THOMAS; GUNNELL, 2010). Nestes mesmos países entre 1950-1998 evidenciou que entre homens de 55 anos ou mais houve redução nas taxas de suicídio, enquanto entre homens de 15 a 24 e 35 a 44 anos as taxas aumentaram nas décadas de 1970 e 1980, seguida de estabilização, e entre homens de 25 a 34 anos as taxas aumentaram, tornando-se as mais altas. Entre as mulheres, houve declínios acentuados nas taxas de suicídio, exceto no grupo entre 15 e 24 anos (GUNNELL et al., 2003). Em um reexame da variação sazonal no período de 1982 a 1996, uma diminuição significativa na tendência dos suicídios entre homens e mulheres com mais de 60 anos foi percebida, ao mesmo tempo que um aumento nas taxas de suicídios em homens de 15 a 24 anos (YIP; CHAO; CHIU, 2000). Já de 2001 a 2010, as taxas de suicídio padronizadas por idade para homens e mulheres de 16 a 64 anos, pareceram relativamente estáveis. Entretanto as taxas entre homens de 16 a 34 anos isoladamente diminuíram neste período, enquanto os de 35 a 64 aumentaram. Nas taxas femininas, houve um padrão crescente nos grupos de 16 a 24, 25 a 34, 35 a 44 e 45 a 54 anos no período estudado (COOPE et al., 2014). Já na Escócia, outro país membro do Reino Unido, em contraposição as taxas decrescentes da Inglaterra e País de Gales, as taxas de suicídio aumentaram no período de 1981 a 1999. As taxas de suicídio masculina aumentaram 35%, enquanto a feminina diminuiu 7% no período estudado (STARK et al., 2004). Um estudo que investigou as taxas de suicídio da Inglaterra e Escócia de 1960 a 1997 demonstrou que as taxas femininas apresentaram padrão decrescente que resultou em uma diminuição de 27%, enquanto a masculina apresentou diminuição na década de 60, estabilização até meados de 1975, seguida de aumento até meados de 1985 e um padrão oscilatório mais em linhas gerais decrescente até o fim do período estudado, apresentando na década de 90 uma redução de 14% nas taxas (McCLURE, 2000).

Na Dinamarca, o estudo englobou o período de um século (1906 a 2006). Este trabalho analisou um modelo que considerava o número anual de divórcios, casamentos e a variação temporal. Apesar de apresentar tendências crescentes por boa parte do período avaliado (meados da década de 1980), o parâmetro associado à tendência temporal é negativo, refletindo o número decrescente de suicídios na última parte do período. Infelizmente, pelo desenho, a análise temporal tem uma interpretação limitada (AGERBO; STACK; PETERSEN, 2011).

Na Finlândia, de 1979 a 1999, a variação sazonal (mensal) foi modelada empregando a regressão de Poisson, e apresentou um risco de suicídio maior em maio e menor em fevereiro apresentando significância estatística ( $P < 0,00001$ ) (PARTONEN et al., 2004a).

No período de 1980 a 1995, também com dados nacionais, nenhuma evidência de tendência linear nas taxas de suicídio violentos (enforcamento, afogamento, tiro, corte dos pulsos e precipitação de lugar elevado) foi visualizada, entretanto de 1985 a 1990 foi perceptível uma tendência aumentada, seguida de posterior diminuição nestes casos. Já para os suicídios não violentos (superdosagem de drogas, gases e outros motivos), a tendência linear existiu por toda o período estudado. Considerando as estações, para os suicídios violentos e não violentos o período de 1980 a 1984 apresentou um pico na primavera enquanto pelo resto do período o pico foi no verão apenas para o suicídio violento (HAKKO; RÄSÄNEN; TIIHONEN, 1998). Da mesma forma, em Oulu, província no norte da Finlândia, foram analisadas as mortes por suicídio de abril de 1987 a dezembro de 1999 e detectou-se uma diminuição significativa do risco de suicídio de 1994 a 1996 e um aumento no risco de suicídio nos fins de semana. Este estudo não evidenciou um padrão sazonal claro em relação as estações do ano (PARTONEN et al., 2004b). Quando foram analisados os dados nacionais de abril de 1987 a março de 1988, a estação não foi um dado bem conceituado para ser um achado claro, entretanto o número de suicídios atingiu o pico em maio, sexta-feira e das 10:00 às 11:00, quando avaliados por mês, dia da semana e horário do dia, respectivamente (PARTONEN et al., 2004c).

Em Gotland, na Suécia, entre 1981 e 1996, foi encontrado uma sazonalidade significativa com um pico na primavera e verão entre 1981 e 1989, que desapareceu no período entre 1990 e 1996. Este estudou buscou uma correlação com o aumento do uso de antidepressivos (RIHMER et al., 1998).

Na Áustria, de 1996 a 2006, observou-se um claro padrão sazonal, sendo as frequências suicidas mais elevadas entre março e maio e mais baixas entre novembro e janeiro. Além disso, as diferenças sazonais também foram percebidas quando separados em métodos violentos, porém não foram percebidas em métodos não violentos (VYSSOKI et al., 2012). Outro estudo, realizado nas instituições correccionais, no período de 1947 a 1999, evidenciou 412 suicídios ocorridos e um aumento significativo de 4,3 suicídios por ano na primeira década para 10,8 na última década, mas nenhuma diferença significativa de distribuições por dia da semana, mês e estação do ano (FRUEHWALD et al., 2004).

Na Itália, entre 1980 e 2002, também aconteceu uma diminuição nas taxas de suicídio, em proporção diferente para os sexos (11% para os homens e 44% para as mulheres) (VICHI et al., 2010). Outro estudo avaliou apenas de 1984 a 1995 apresentando diferenças sazonais com picos na primavera para ambos os sexos e a partir dos 25 anos. O grupo mais jovem (14 a 24 anos) não mostrou assimetria sazonal clara para qualquer dos sexos (PRETI;

MIOTTO, 1998). No período de 1974 a 1994, entre 68.153 suicídios foi evidenciado um pico claro de ocorrência de comportamento suicida na primavera, seguido de uma progressiva queda, com tendência de aumento para ambos os sexos (PRETI, 1997). Um estudo mais ampliado, de 1973 a 2002, avaliou 123.679 suicídios e evidenciou que o suicídio foi raro em crianças de 10 a 14 anos e a taxa aumentou com a idade. Ela aumentou de 5,9 vezes no grupo de 15 a 19 anos e 21,7 vezes nos de adultos (CAMPI et al., 2009). De 1990 a 1994, em Cagliari, capital da Sardenha - Itália, evidenciou-se que o número de suicídios dobrou ao longo de cinco anos e houve uma correlação positiva entre o número de suicídios e o mês do ano. O número médio de suicídios no mês de fevereiro foi significativamente maior do que nos meses de abril, setembro, outubro, novembro e dezembro. Não houve nenhum efeito significativo entre os dias da semana e uma tendência de menos suicídios no fim de semana. O número máximo de suicídios cometidos ocorreu entre as 08:31 e as 12:30 (ALTAMURA et al., 1999). Já na Calabria, situada no Sul da Itália, as taxas de suicídio foram estudadas no período de 1998 a 2002. Os homens apresentaram maiores taxas de suicídio variando de 5,4 a 7,7 mortes por 100 mil habitantes, enquanto nas mulheres o intervalo foi de 1,4 a 2,4 mortes por 100 mil habitantes. O modelo de regressão linear indicou uma tendência temporal através da redução, embora não estatisticamente significativa, para qualquer sexo (PAVIA et al., 2005).

Na França, as taxas de mortalidade por este agravo diminuíram de 1996 a 1999, com diferença no padrão entre localidades com programas de prevenção ao suicídio e localidades sem estes programas (BELLANGER; JOURDAIN; BATT-MOILLO, 2007).

Na Grécia, durante o período de 1959-1963 e 1969-1973, a mortalidade de suicídio aumentou em ambos os sexos, mas o aumento entre homens foi mais evidente. Uma distribuição sazonal (mensal) entre os anos de 1966-1975 ficou evidente com pico em junho (BAZAS et al., 1979).

Na Galícia (Espanha), no período de 1976 a 1998, um estudo evidenciou aumento progressivo nas taxas padronizadas, principalmente em homens, com maior incremento nas idades mais avançadas, adolescentes e jovens. Os suicídios aconteceram mais frequentemente na primavera e no verão (VIDAL-RODEIRO et al., 2001). Atualmente, a Espanha apresenta taxas decrescentes desde a década de noventa até o final dos anos 2000, com picos de ocorrência durante as crises econômicas, porém sendo a mais baixa da Europa (ALAMEDA-PALACIOS; RUIZ-RAMOS; GARCÍA-ROBREDO, 2015; RUIZ-PÉREZ; LABRY-LIMA, 2006). Este país apresenta maior prevalência em homens, no entanto a ocorrência em mulheres economicamente ativas (35-49 anos) tem aumentado durante o

período estudado (1981 a 2008) (ÁLVARO-MECA et al., 2013).

Em Portugal, de 1980 a 2015, as taxas de mortalidade de suicídio apresentaram três períodos de incremento (1980-1984, 1999-2002 e 2006-2015) e dois períodos de decréscimo (1984-1995 e 1995-1999, este segundo mais acentuado) (LOUREIRO et al., 2018).

A Turquia, um país cujo território é dividido entre o continente europeu e asiático, de 1987 a 2011, apresentou 50.642 mortes por suicídio, com uma média de 3,1 mortes por 100 mil habitantes (variando de 2,3 a 3,3 mortes por 100 mil habitantes) e um aumento significativo de 3,2% no período de 1992 a 2000. As taxas masculinas permaneceram estáveis com um aumento signficante de 2,8%, enquanto as taxas femininas apresentaram um aumento anual significativo de 8,4% de 1992 a 1997, seguida de declínio anual significativo de 5,4% de 2003 em diante (DOGAN; TOPRAK, 2015).

### 2.3.1.2 Suicídio no Continente Asiático

Estima-se que cerca de 60% d

e todos os suicídios anuais acontecem na Ásia, o que afetaria cerca de 60 milhões de pessoas por ano em uma região cujos elementos sociais, culturais e religiosos afetam a notificação do suicídio e o tamanho populacional de alguns países são bastante relevantes (BEAUTRAIS, 2006; CHEN et al., 2012). Não surpreende, por isso, que a taxa geral de suicídio do continente gire em torno de 19,3 mortes por 100 mil habitantes, ou seja, cerca de 30% maior que a taxa global (16,0 mortes por 100 mil habitantes) (CHEN et al., 2012). China e Índia são os maiores contribuidores em números absolutos de suicídio no mundo, atingindo cerca de um quarto de todos os suicídios do mundo (MEEL, 2003; VÄRNIK, 2012).

A China, país mais populoso do mundo, apresenta um perfil bastante diferente do encontrado em outros países: o suicídio feminino apresentou taxas mais elevadas que o masculino (LIU; FU, 2017; PHILLIPS; LI; ZHANG, 2002) e as médias anuais de suicídio em idosos atingem 34,5 mortes por 100 mil habitantes, cerca de 6,2 vezes maior que a taxa da população menor que 65 anos (5,5 mortes por 100 mil habitantes (ZHONG; CHIU; CONWELL, 2016). Ademais, no período de 1995 a 1999, a taxa de suicídio anual (padronizada para a população de 1995) foi bastante estável ao longo do período de 5 anos, variando de um mínimo de 22,6 mortes por 100 mil habitantes em 1999, para um máximo de 24,3 mortes por 100 mil habitantes em 1997. Foram encontradas 287 mil mortes por ano, o que correspondeu a 3-6% de todas as mortes no país (PHILLIPS; LI; ZHANG, 2002).

Outro estudo desenvolvido no período de 1991 a 2000 demonstrou diminuição significativa para as taxas nacionais, urbanas, e rurais independentemente do sexo (YIP et al., 2005). Apesar da discrepância entre duas fontes de dados diferentes, em linhas gerais o suicídio no período de 2004 a 2014 sofreu severo declínio, atingindo taxas de 5,0 mortes por 100 mil habitantes em suicídios urbanos e 8,6 mortes por 100 mil habitantes em suicídios rurais (SHA et al., 2018). Entretanto, há de se salientar que a taxa oficial de suicídio é baseada em uma amostra aleatória e não em uma contagem completa da população (CHEN et al., 2012).

A província chinesa de Shadong (a segunda mais populosa da China) investigou para a ocorrência de tendência e sazonalidade no suicídio no período de 1991 a 2009, evidenciando uma tendência decrescente da taxa de suicídio neste período (coeficiente de regressão  $\beta = -1,43$  [IC95% -1,63;- 1,24] e uma sazonalidade significativa na maioria dos anos com pico entre Maio e Julho e nadir em novembro e dezembro (SUN et al., 2011). Outro estudo realizado no período de 1991 a 2010 evidenciou uma tendência de diminuição de 8% ao ano (SUN et al., 2013).

Na Índia, a subnotificação tende a ser pior que nos demais países, visto que o suicídio é considerado ilegal (CHEN et al., 2012). No período de 2001 a 2013, as taxas de suicídio masculinas permaneceram relativamente estáveis (aproximadamente 14 mortes por 100 mil habitantes) enquanto as taxas de suicídio feminino diminuíram ao longo do período do estudo (9 a 7 mortes por 100 mil habitantes) (ARYA et al., 2018).

Em Taiwan, de 1997 a 2003, 18.083 suicídios ocorreram, com taxas que variaram entre 12,7 a 17,6 mortes por 100 mil habitantes por ano, com claro padrão crescente. Quando analisado pela frequência mensal, as taxas de suicídio masculina (em mortes por 100 mil habitantes) variaram de 1,1 em janeiro de 1999 a 2,5 em maio de 2003, com média de 1,63 e desvio padrão de 0,3, enquanto a média mensal da taxa de suicídio feminino (na mesma unidade) foi de 0,8. A análise da sazonalidade foi significativa para ambos os sexos, para cada faixa etária e para todos os grupos (LEE et al., 2006). Outro estudo, com foco no período de 1991 a 2010, reportou a ocorrência de 55.362 suicídios (37.566 masculinos e 17.796 femininos) e uma taxa de mortalidade mensal que variou de 0,9 a 1,1 mortes por 100 mil habitantes no suicídio geral, de 1,2 a 1,5 mortes por 100 mil habitantes no suicídio masculino e 0,6 a 0,7 mortes por 100 mil habitantes no suicídio feminino. Empregando a modelagem *Autoregressive Integrated Moving Average* (mais conhecida como ARIMA) e a *Seasonal ARIMA* (SARIMA), demonstrou-se a existência de uma sazonalidade para as taxas de suicídio mensais total, masculina e feminina (Autoregressivo sazonal, lag12 (SAR12) = 0,6998,  $z = 2,69$ ,  $P = 0,0007$  e  $R^2 = 0,922$ ; SAR12 = 0,6541,  $z = 2,20$ ,  $P = 0,028$  e  $R^2 = 0,904$ ;

SAR12 = 0,6986,  $z = 3,03$ ,  $P = 0,002$  e  $R^2 = 0,852$ , respectivamente) (TSAI; CHO, 2012).

O Japão apresentou sazonalidade para ambos os sexos no período de 1976 a 1994. As taxas de suicídio entre homens são maiores que entre as mulheres, com a taxa para homens na média de 1,9 e para mulheres de 1,1. Para as mulheres, a taxa diminuiu ao longo dos 19 anos. Para os homens, não existe uma tendência tão suave. No início de 1983, um surto repentino ocorreu a partir de uma taxa de 2,0 mortes por 100 mil habitantes para 2,5 mortes por 100 mil habitantes. Subsequentemente, uma diminuição lenta é evidente e, em 1990, uma taxa de cerca de 1,6 mortes por 100 mil habitantes foi atingida. Desde então, a taxa de suicídio entre os homens japoneses aumentou (YAMASAKI et al., 2004).

Um estudo desenvolvido em Hong Kong, entre 1962 e 1992, evidenciou que houve um aumento das taxas de suicídio de 1,8 para 2,4 mortes por 100 mil habitantes. Quanto a sazonalidade, as maiores ocorrências aconteceram entre os meses de abril a agosto, o que corresponde a meses de primavera e verão no Hemisfério Norte (HO, 1996). A variação sazonal entre 1981 a 1993 foi analisada em outro estudo que corroborou estes achados, reforçando que nenhuma diferença entre sexo foi visualizada. Além disso, ficou evidente neste estudo que as taxas de suicídio, independentemente do sexo, sofreram um leve aumento não significativo estatisticamente (HO; CHAO; YIP, 1997)

Um estudo que investigou Singapura e Hong Kong no período de 1984 a 1994 mostrou um padrão bastante similar quando investigou a tendência deste fenômeno através de um modelo de regressão de Poisson aplicado sobre as taxas padronizadas. Hong Kong apresentou uma taxa média de 10,7 mortes por 100 mil habitantes, variando de 9,6 a 12,3 mortes por 100 mil habitantes, enquanto em Singapura a taxa média foi de 11,5 mortes por 100 mil habitantes, variando de 8,6 a 14,0 mortes por 100 mil habitantes. Os modelos de regressão estimados foram diferentes: enquanto o de Hong-Kong tem apenas um termo linear, o de Singapura requer um componente quadrático (YIP; TAN, 1998).

Ainda em Singapura, de 1989 a 1998, as taxas de suicídio mensal evidenciaram uma maior frequência de suicídio entre mulheres em torno de maio em oposição as dos homens que foram em torno de fevereiro (PARKER; GAO; MACHIN, 2001).

Na Tailândia, de 1998 a 2003, encontrou-se um aumento nas taxas até 1999 (8,6 mortes por 100 mil habitantes) e então decréscimo até o fim do período de seguimento atingindo 7,1 mortes por 100 mil habitantes (LOTRAKUL, 2006).

No Sri Lanka, no período de 1995 a 2009, os suicídios em geral e o caso específico por envenenamento foram investigados. De um pico de 47,0 mortes por 100 mil habitantes em 1995, a taxa geral caiu para 19,6 mortes por 100 mil habitantes em 2009, em um padrão

de diminuição de 5,3% ao ano. Para o suicídio por envenenamento, a taxa anual foi de 37,4 mortes por 100 mil habitantes em 1995 e declinou até 11,2 mortes por 100 mil habitantes em 2009 (SILVA et al., 2012).

Estudos sobre suicídio na parte árabe da Ásia não são muito fáceis de se encontrar. Pelas questões culturais, o Oriente Médio não tem seu padrão temporal de suicídio bem esclarecido. No entanto, um estudo revisional reportou taxas de 1,1 a 6,2 mortes por 100 mil habitantes para a região (KARAM; HAJJAR; SALAMOUN, 2008), um exemplo sendo a Jordânia, um país com 95% da população muçumana, onde ocorreram 219 suicídios entre 1980 e 1985, com uma taxa anual média de 2,1 mortes por 100 mil habitantes. A distribuição temporal não foi estudada (DARADKAH, 1989).

Já para o Irã, a sazonalidade foi investigada para o período de 2006 a 2010 e evidenciou que a frequência para esta população foi maior no inverno, muito embora não tenha sido encontrada diferença estatisticamente significativa (SHOJAEI et al., 2013).

Em Ilam (Irã), a sazonalidade das tentativas de suicídio e de suicídios completos foi investigada no período de março de 2010 a dezembro de 2014. A sazonalidade foi observada nas tentativas de suicídio e nas mortes. A frequência foi mais alta na primavera e outono, considerando sexo, local de residência (urbano ou rural) e presença de transtornos mentais (VEISANI et al., 2017).

Em Dubai, Emirados Árabes Unidos, de 1992 e 2000, 362 casos de suicídio foram reportados, com taxa anual média de 6,2 mortes por 100 mil habitantes, pico de frequência em novembro e nadir em julho. A sazonalidade não foi significativa, muito embora a maior frequência tenha se concentrado no outono. Quanto aos dias da semana, a maior frequência foi nos fins de semana e a menor na sexta-feira (dados também não significativo) (KORONFEL, 2002).

O papel da religião na Ásia é mais complexo quando o assunto é o suicídio. O Islã fornece regras claras sobre esta questão, o que tem acarretado menores taxas de suicídio (CHEN et al., 2012). Segundo a doutrina Shari'ah, este ato é um crime contra si mesmo e o Alcorão condena fortemente sua prática (AL MADNI et al., 2010). O mesmo se repercute em países com identidade religiosa mais forte, tais como o budismo na Tailândia e o catolicismo nas Filipinas, reverberando que o efeito protetor da religião contra o suicídio pode ser mediado pelo grau em que uma determinada religião sanciona ou proíbe o mesmo (CHEN et al., 2012).

As limitações de estudar o suicídio nos países asiáticos advêm da disponibilidade e qualidade e pontualidade dos dados acerca deste tipo de morte. Estas dificuldades incluem o

fato de alguns países não reportarem os dados de suicídio para a OMS, e em países nos quais os dados estão disponíveis, há problemas particularmente de pontualidade e acurácia (BEAUTRAIS, 2006).

### 2.3.1.3 Suicídio na Oceania

Um problema encontrado ao se procurar estudos na Oceania é que as informações são bastante irregulares (BERTOLOTE; FLEISCHMANN, 2015). A Oceania é um continente com apenas 14 países e estudos revisionais sobre tendência de suicídio apenas encontraram dados para a Austrália e Nova Zelândia (LEVI et al., 2003; SCHMIDTKE et al., 1999). O que tem acontecido é que o suicídio do Pacífico tem sido estudado em relação a populações individuais com pouca tentativa de comparar a experiência regionalmente ou em relação ao resto do mundo (BOOTH, 1999), principalmente no que concerne a distribuição temporal do suicídio.

Estudo desenvolvido na Austrália, entre 1907 e 1990, investigou as taxas de suicídio por sexo e evidenciou que as taxas femininas permaneceram estáveis até o início da década de 1960, em torno de 4,5-5 mortes por 100 mil habitantes, seguido de um aumento atribuível a epidemia de overdose e envenenamento e subsequente declínio das taxas gradualmente, atingindo a faixa de 5,5-6 mortes por 100 mil habitantes. Enquanto isso, as taxas de suicídio masculina caracterizaram-se por flutuações acentuadas em comparação com as taxas do sexo feminino. Houve diminuições nas taxas no período das guerras mundiais, sendo a menor taxa durante a II Guerra Mundial (9,5 mortes por 100 mil habitantes). As maiores taxas aconteceram durante a Grande Depressão (25,5 mortes por 100 mil habitantes em 1919) e no início dos anos 1960 (21,0 mortes por 100 mil habitantes), este segundo bem similar a epidemia de suicídio feminino ao mesmo tempo. Desde 1984, um aumento acentuado ocorreu atingindo cerca de 20,5 mortes por 100 mil habitantes (MORRELL et al., 1993). Outro estudo, que considerou o período de 1970 a 1999, evidenciou uma sazonalidade presente apenas no período compreendido entre 1980 e 1999, com pico na frequência de suicídio no fim da primavera (novembro) (ROCK; GREENBERG; HALLMAYER, 2003).

Muitos outros estudos no território australiano foram desenvolvidos, a exemplo de estudo desenvolvido em New South Wales, Austrália, entre 1964 e 1988, evidenciou que o suicídio em jovens aumentou desde o ano de 1964, partindo de 2,8 mortes por 100 mil habitantes no período de 1964-1968 para 4,3 mortes por 100 mil habitantes em 1984-1988 (DUDLEY et al., 1992).

Já em Queensland, no período de 1996 a 2007, analisou-se 6.555 suicídios no que concerne o dia da semana. Os resultados revelaram primeiramente que o risco de suicídio varia acentuadamente ao longo dos dias da semana entre os residentes do sexo masculino na Grande Brisbane, com um excesso de risco de suicídio durante a semana e um pico às segundas-feiras. Para as mulheres, vale a pena notar que um padrão semelhante ao do dia da semana, com taxas mais altas nos dias de semana na Grande Brisbane e um pico na segunda-feira no resto de Queensland, foi observado (LAW; DE LEO, 2013).

De 2001 a 2012, o suicídio na Tasmânia (um estado insular na Austrália) foi investigado para a sazonalidade, encontrando 849 mortes ao longo de 12 anos. Nenhuma sazonalidade foi evidenciada neste estudo, com uma distribuição bastante uniforme ao longo do ano (LEE; PRIDMORE, 2014).

Um reexame da variação sazonal dos suicídios na Austrália e Nova Zelândia no período de 1981 a 1993, analisou o número absoluto por mês e as taxas brutas e padronizadas por ano. O fenômeno foi mais frequente na Austrália, que teve taxas padronizadas de 20,6 e 5,7 mortes por 100 mil habitantes para o suicídio masculino e feminino, enquanto a Nova Zelândia as taxas padronizadas foram de 18,6 e 5,3 mortes por 100 mil habitantes. Já quanto as taxas mensais, apenas entre as mulheres australianas não se encontrou um padrão óbvio de sazonalidade (YIP; CHAO; HO, 1998).

Em relação as Ilhas do Pacífico (Melanésia – formada por Fiji, Nova Caledônia, Papua Nova Guiné; Micronésia – formada pelos Estados Federados da Micronésia, Guam, Ilhas Marsham, Ilhas Mariana do Norte, Palau; Polinésia – Samoa Americana, Polinésia Francesa, Tonga e Samoa Ocidental), as maiores taxas foram encontradas em Fiji, Micronésia, nas Samoas e Guam. As tendências nos suicídios relatados mostram aumentos para a maioria das populações (BOOTH, 1999).

Do início dos anos 1960 ao início dos anos 80, as taxas de suicídio na Micronésia mais do que dobraram a cada década. De 1960-1967, a taxa de suicídio em geral foi bastante baixa (4-5 mortes por 100 mil habitantes); a taxa duplicou entre 1968 e 1975, chegando a 22 mortes por 100 mil pessoas em 1972-1975. O aumento mais rápido ocorreu durante a década de 1970. A taxa continuou a subir, embora menos rapidamente, até 1980-1983, quando chegou a 30 mortes por 100 mil pessoas. Durante 1984-1987, a taxa de suicídio se nivelou e diminuiu significativamente para 26 mortes por 100 mil pessoas. A tendência nas taxas de suicídio de 1990 até o presente na Micronésia não é clara devido à escassez de dados de pesquisa (RAN, 2007). Outra hipótese é que o aparente declínio recente se deve, em parte, a atrasos na cobertura de estudos de casos de suicídio nestas ilhas generalizadas (BOOTH,

1999).

Em Guam, as taxas de suicídio eram consideradas baixas desde 1960, atingindo valores inferiores a 10 mortes por 100 mil habitantes e aumentando consideravelmente desde o final da década de 1980, chegando a 28,2 mortes por 100 mil habitantes em 1999. Contudo, houve um declínio acentuado após 2000, caindo para 10,7 mortes por 100 mil habitantes em 2004 (RAN, 2007).

O estudo desenvolvido em Samoa Ocidental no período de agosto de 1981 a janeiro de 1984 mostrou que nos anos de 1981 a 1983, houve 106 mortes suicidas (BOWLES, 1985). As taxas atingiram o nível 31 mortes por 100 mil habitantes em 1981, após o que as medidas de prevenção do suicídio resultaram em um declínio para 14 mortes por 100 mil habitantes em 1983 (BOOTH, 1999).

Ademais, não foram encontrados outros estudos de temporalidade para os demais países da Oceania.

#### 2.3.1.4 Suicídio no Continente Africano

A África é o maior e o segundo continente mais populoso do mundo, com uma população de mais de um bilhão de pessoas. O continente é heterogêneo, compreendendo áreas rurais, semi-rurais e urbanas, uma diversidade de religiões, grupos étnicos e culturas e várias regiões afetadas pela guerra, pela instabilidade política e econômica. Apesar disso, os dados sobre a epidemiologia do suicídio são bastante limitados (MARS et al., 2014). Quase nenhum dado está disponível sobre o continente africano. Uma das explicações possíveis é a que outros problemas de Saúde Pública, tais como o homicídio (que afeta em média três vezes mais que o suicídio) e a contaminação pelo Vírus da Imunodeficiência Humana (HIV), tem atraído mais atenção que o estudo do suicídio neste continente (BERTOLOTE; FLEISCHMANN, 2015). Acredita-se que as taxas de suicídio na África sejam muito baixas. No entanto, pouco se sabe sobre a incidência e os padrões de suicídio em todo o continente. A pesquisa de suicídio na África é limitada pela falta de coleta sistemática de dados. Com menos de 10% dos países africanos relatando dados de mortalidade para a OMS, as estatísticas oficiais estão disponíveis para apenas 15% da população total do continente. Muitos dos dados de suicídio publicados são baseados principalmente em pequenos estudos conduzidos em diferentes regiões e populações. Além disso, as estatísticas de mortalidade por suicídio relatadas provavelmente subestimam a verdadeira magnitude do problema, uma vez que sanções religiosas e culturais podem levar ao sub-registro de um

suicídio, classificação errônea ou deliberadamente ocultado (MARS et al., 2014).

Os primeiros dados encontrados foram estudos desenvolvidos no Zimbábue (LESTER; WILSON, 1988; RITTEY; CASTLE, 1972). Ainda quando o país era conhecido como Rodésia, as taxas de suicídio foram determinadas para os anos de 1969 e 1970 por grupo étnico, atingindo os valores de 5,6 mortes por 100 mil habitantes para africanos, 14,4 mortes por 100 mil habitantes para europeus e 0,8 mortes por 100 mil habitantes para asiáticos (RITTEY; CASTLE, 1972). As mudanças no país foram profundas e fomentaram o reexame das taxas de suicídio na década de oitenta (1983 a 1986). Foi observado que as taxas de suicídios entre africanos e europeus permaneceram praticamente estáveis (6,9 e 17,6 mortes por 100 mil habitantes, respectivamente), enquanto as observadas entre asiáticos aumentaram exponencialmente (9,7 mortes por 100 mil habitantes), mas os autores reforçam que a quantidade destes suicídios é muito pequena para verificar o impacto ano a ano (LESTER; WILSON, 1988). Além destes, um estudo sobre sazonalidade para o mesmo período evidenciou um pico 2,1 suicídios por dia em janeiro (considerado um provável artefato) e de 1,6 suicídios por dia em novembro e um nadir em junho (1,2 suicídios por dia), e esta relação foi considerada estatisticamente significativa (LESTER, 1991).

O país que mais estudou o suicídio foi a África do Sul. De 1968 a 1990, 23.701 suicídios aconteceram, apresentando taxas que variaram de 7,6 para 11,0 mortes por 100 mil habitantes, de forma crescente (FLISHER et al., 2004), reafirmando os achados de estudo anterior para o período de 1984 a 1986 (FLISHER; PARRY, 1994). De 1980 a 1989, 16.389 suicídios foram analisados através da frequência mensal e apresentou pico nos meses de verão (dezembro e janeiro) e de primavera (setembro e outubro), confirmando que o padrão de sazonalidade presentes no Hemisfério Norte também acontece neste país (FLISHER et al., 1997). Estudo desenvolvido em Bloemfontein e nos distritos de Xhariep e Motheo, entre 2003 e 2007 evidenciou uma maior frequência de suicídios no período de janeiro a abril (43,1% dos casos) (STARK et al., 2010).

Em Assiut, a maior província do Egito, 117 suicídios foram registrados entre 2005 e 2009, com predominância de homens (58,1%), entre 20 e 30 anos (36,7%). As taxas variaram de 0,6 a 0,8 mortes por 100 mil habitantes e tem aumentado desde 1987 (MONEIM; YASSA; GEORGE, 2012). Já em Port Said, uma cidade do Egito, no período de 1998 a 2004, as taxas variaram de 1,7 a 3,0 mortes por 100 mil habitantes em um padrão de declínio desde 1999 (GAD ELHAK et al., 2009).

Em Blantyre, Malawi, no período de 2000 a 2003, ocorreram 84 suicídios no período e apesar de maior frequência de suicídios em janeiro e fevereiro (35%), este dado não foi

estatisticamente significativa (DZAMALALA; MILNER; LIOMBA, 2006).

Nas Ilhas Maurícias, no período de 2000 a 2010, ocorreram 1.005 suicídios, com taxas que variaram de 6,2 a 8,9 mortes por 100 mil habitantes em um padrão de declínio lento ao longo dos anos estudados (GOORAH et al., 2013).

Em Guidiguís, um distrito rural de Camarões, entre 1999 e 2008, ocorreram 47 suicídios, com taxas variando de 0,9 (1999) a 6,5 mortes por 100 mil habitantes (2006), com um padrão crescente até 2006, seguido de declínio até o fim do seguimento (KEUGOUNG et al., 2013).

### 2.3.1.5 Suicídio no Continente Americano

O suicídio é a 8ª causa de morte na América (ASIF et al., 2005).

Indiscutivelmente, os Estados Unidos é o país que mais sofre com as consequências do suicídio. A quantidade das pesquisas sobre o tema reflete claramente o tamanho da problemática. Estudando a distribuição do suicídio por mês, dia de semana e dia do mês no período entre 1972 e 1978 percebeu-se que houve um pico de suicídios nos meses de primavera, nas segundas e em torno do quinto dia do mês, entretanto nenhuma explicação para os ciclos temporais foi pesquisada (MacMAHON, 1983). Em estudo desenvolvido na Califórnia, entre 1968 a 1977, evidenciou uma ausência de sazonalidade nos Condados de Los Angeles e Sacramento, apesar dos achados climáticos terem apresentado sazonalidade estatística (TIETJEN; KRIPKE, 1994). No período de 2000 a 2013, a taxa de suicídio nos EUA aumentou cerca de 25%, de 10,4 para 13,0 mortes por 100 mil habitantes (ABUABARA; ABUABARA; TONCHUK, 2017). Em estudo sobre os dias de semana e estações do ano no país, para o período de 2000 e 2004, mostraram que os suicídios foram mais frequentes nas quartas-feiras e nos meses de verão (KPOSOWA; D'AURIA, 2010).

Estudos desenvolvidos no Canadá foram mais direcionados a casos específicos, não tendo sido definido um padrão nacional para o suicídio. Em Montreal, suicídios no Metrô foram investigados em sua distribuição anual, mensal e por hora do dia. A distribuição anual não levou a conclusões devido a incompletude dos dados em dois anos (1986 e 1996). A distribuição mensal não levou a nenhum padrão específico, com maior ocorrência em janeiro e fevereiro. Já quanto a hora do dia 66% dos suicídios ocorreram entre 9:00 e 16:00 (MISHARA, 1999b). Já entre crianças e adolescentes canadenses, de 1980 a 2008, foi observado uma diminuição na média anual de 1,0% ao longo do período estudado. Este estudo também refletiu que os meios de suicídio apresentam padrões diferenciados, o

enforcamento apresentou um aumento na sua frequência, enquanto o autoenvenenamento e o disparo de arma de fogo diminuíram significativamente (SKINNER; MCFAULL, 2012).

Em Cuba, de 1987 a 2014, ocorreram 51.113 suicídios e uma taxa média padronizada de 16,9 mortes por 100 mil habitantes. Neste período, a taxa de mortalidade global diminuiu 54,8%, enquanto a taxa masculina diminuiu 31,1% e a feminina 77,9%. Embora as taxas cubanas neste período tenham diminuído bastante, elas continuam mais altas que as taxas de outros países do continente americano (CORONA-MIRANDA et al., 2016).

Na Jamaica, de 2002 a 2010, as taxas de suicídio permaneceram relativamente estáveis, com incidência anual global de 2,1 mortes por 100 mil habitantes. Houve uma leve tendência descendente com o tempo, não estatisticamente diferente, a taxa média de 2,3 por 100 mil habitantes na primeira parte (2002-2006) e de 1,9 por 100 mil habitantes na segunda parte (2007-2010) (ABEL et al., 2012).

No Chile, desde 1986, as taxas de suicídio têm aumentado de forma constante, atingindo em 2003 uma taxa de 10,4 mortes por 100 mil habitantes na população geral (BAADER et al., 2011a). Em Valdivia, entre 1996 a 2008, ocorreram 498 suicídios e as taxas de suicídio apresentaram um aumento importante e progressivo alcançando as taxas de 17,2 e 16,5 mortes por 100 mil habitantes nos anos de 2005 e 2007, respectivamente. Quanto a distribuição mensal, observou-se uma maior frequência nos meses de janeiro (12,2%) e dezembro (10,4%) sem diferença significativa entre elas. Quanto a sazonalidade, houve uma distribuição homogênea de suicídios durante o ano, frequência levemente maior no verão (25,9%) sem diferença estatística. O período do dia de maior frequência foi o diurno (entre 7:00 e 18:00), sendo significativo estatisticamente (BAADER et al., 2011b). Em Constitución (Chile) nos anos de 2010 e 2011 demonstrou maior estacionariedade nos meses de março, outubro, novembro e dezembro, coincidindo com a tendência dos meses de maior luminosidade, de primavera ou festivos. Estes meses apresentaram uma maior incidência de incremento dos transtornos do estado de ânimo (PASCUAL; GONZÁLEZ, 2012). O mesmo ocorre em Tarapacá, de 1990 a 2008, onde a maior frequência do suicídio ocorre em março e dezembro, que são meses marcados por alta exigência econômica associada a indução ao consumo e necessidade de reunião familiar. Esta região do Chile concentra uma intensa atividade comercial e subcultura consumista, além de uma atividade mineira com um significativo fluxo imigratório, o que tem gerado fenômenos de desvinculação e desarraigo familiar e social (MADARIAGA et al., 2010). Já na área metropolitana de Santiago, de 1979 a 1994, a maior taxa de suicídio ocorreu entre outubro e janeiro (fim da primavera e início de verão), sendo estatisticamente significativa (RETAMAL; HUMPHREYS, 1998).

Na Colômbia, de 1981 a 2002, as taxas de suicídio permaneceram estáveis nos anos de 1981 e 1997, seguido de um aumento significativo a partir do ano de 1998, muito mais perceptível entre homens do que nas mulheres (CENDALES et al., 2007).

### **2.3.2 Panorama nacional**

Da mesma forma como países apresentam comportamentos diferentes para o evento do suicídio, dentro do mesmo país encontram-se realidades totalmente diferentes (REHKOPF; BUKA, 2006), esta sendo a realidade brasileira.

No Brasil, as mortes por suicídios, embora subestimadas, são de baixa magnitude quando comparadas a outros países, porém mostram-se crescentes na faixa do adulto jovem, principalmente no sexo masculino (MENEGHEL et al., 2004). A maior preocupação é o ritmo acelerado de crescimento entre os jovens (MELLO-SANTOS; BERTOLOTE; WANG, 2005). Nos últimos 45 anos, um aumento de 60% aconteceu na mortalidade por suicídio no Brasil (GONÇALVES; GONÇALVES; OLIVEIRA JÚNIOR, 2011). Especificamente, de 1980 a 2006, as taxas de mortes por suicídio tiveram leve e contínuo crescimento em todas as faixas etárias, a taxa total de suicídio no Brasil cresceu de 4,4 para 5,7 mortes por 100 mil habitantes, numa taxa percentual de 29,5% (LOVISI et al., 2009; MINAYO et al., 2012) e, de 2000 a 2013, o aumento da taxa foi de aproximadamente 22,4% (ABUABARA; ABUABARA; TONCHUK, 2017).

Outro estudo visualizou a diferença das tendências de crescimento entre as regiões brasileiras no período de 2000 a 2012. A maior incidência ocorre na região Sul (9,8 mortes por 100 mil habitantes), seguido de Centro-Oeste (7,6 mortes por 100 mil habitantes), Sudeste (5,6 mortes por 100 mil habitantes), Norte (5,3 mortes por 100 mil habitantes) e Nordeste (5,2 mortes por 100 mil habitantes). Para as regiões Sul e Centro-Oeste, a tendência tem apresentado decréscimo, enquanto as demais apresentam incremento sendo o Nordeste a região com o maior crescimento percentual (72,4%) (MACHADO; SANTOS, 2015). Os estados do Amapá, Tocantins, Ceará, Maranhão e Piauí triplicaram seus índices no período de 1994 a 2004. E um fato ainda mais alarmante: considerando a idade, o ápice das mortes por suicídio ocorre aos 21 anos de idade (WAISELFISZ, 2006).

A distribuição do suicídio no Brasil apontou a Região Sul e o Rio Grande do Sul (RS) como o de maior frequência de 1980 a 1999. A mortalidade proporcional mostrou coeficientes maiores na população masculina, em maiores de 70 anos e em viúvos, com maior ocorrência para enforcamento, seguido por arma de fogo (MENEGHEL et al., 2004).

As taxas de suicídio para idosos no Brasil permaneceram estáveis ao longo de 30 anos de estudo (1980 a 2009), por volta de 7 mortes por 100 mil habitantes. A população idosa masculina se manteve estável na faixa de 12 mortes por 100 mil habitantes, enquanto as femininas sofreram redução de 3,0 para 2,4 mortes por 100 mil habitantes (PINTO et al., 2012).

Em Santa Maria (RS), de 1990 a 2000, 431 casos de vítimas de suicídio foram necropsiadas. Verificou-se que o meio mais utilizado foi o enforcamento (56,5%), o estado civil mais afetado foi casado (38,0%), com predomínio do sexo masculino (86,4%). A faixa etária mais frequente foi de 45 a 49 anos (10,4%) e a profissão mais encontrada foi de agricultores (26,5%) (AMBROS; RECCHIA; RECCHIA, 2011).

O Estado de São Paulo (SP) apresenta o maior número absoluto de mortes por suicídio, entretanto devido à grande população o impacto não é tão significativo. Durante o período que vai de 1979-2003, um total de 11.434 foram registrados (8.638 homens e 3.112 mulheres, relação H:M de 2,77:1). A taxa média anual de casos de suicídio para o período foi de 4,44 mortes por 100 mil habitantes (BANDO et al., 2009).

No município de São Paulo, de 1894 a 1962, ocorreram 9537 suicídios, com taxas anuais variando de 1,1 a 17,7 mortes por 100 mil habitantes. Analisando os coeficientes em períodos, há três momentos distintos: de 1894 a 1912, com coeficientes inferiores a 10 mortes por 100 mil habitantes, evidenciando uma ocorrência relativamente baixa de suicídio na cidade; de 1913 a 1949, houve nítida elevação nos padrões anuais sendo três vezes maior que o período anterior; de 1950 a 1962, nova elevação substancial se revelou 4 vezes maior que o período de 1894 a 1912 e 1,5 vezes maior que o de 1913 a 1949 (RAMOS; BARBOSA, 1965). Já de 1959 a 1968, evidenciou uma tendência a diminuição das taxas de suicídio em 39,7% no período estudado, variando de 13,1 para 7,9 mortes por 100 mil habitantes. Para o sexo masculino, o impacto foi de 35,0%, enquanto para o feminino foi de 51,7%. Um fato a se destacar que neste estudo, a quantidade de suicídios permaneceu relativamente estável, a variação foi verificada nas taxas de mortalidade, conseqüente devido a um reflexo de crescimento populacional (BARBOSA, 1974). No município de São Paulo, de 1996 a 2005 aconteceram 4.275 óbitos e atingiu a taxa de mortalidade média de 4,1 mortes por 100 mil habitantes por ano (BANDO, 2008).

Em Campinas – SP, de 1976 a 2001, as taxas de mortalidade por suicídio variaram de 1,1 a 4,1 mortes/100 mil habitantes (MARÍN-LEÓN; BARROS, 2003).

Na cidade de Limeira e região circundante (SP), foram constatados 153 suicídios de 1998 a 2002. A idade média da amostra foi de 39,3 ( $\pm 15,4$ ) anos. A maior prevalência de

suicídios ocorreu na faixa etária de 21 a 40 anos, seguida pela meia idade, adolescência e terceira idade, em ambos os sexos. O cálculo da taxa de suicídio por 100 mil habitantes, levando-se em consideração o gênero, mostrou que os homens apresentaram uma média de 21,5 mortes por 100 mil habitantes enquanto as mulheres tiveram um coeficiente de 5,4 mortes por 100 mil habitantes nos cinco anos registrados. Quanto à raça, o suicídio foi mais frequente em brancos e que 88,9% da amostra moravam no meio urbano. Em relação ao estado civil, observou-se que, em uma parcela significativa (45,8%), esse dado não estava disponível nos laudos, o que restringe a idoneidade desses resultados. Os métodos mais utilizados pelos homens foram: enforcamento (56%); arma de fogo (24%) e intoxicação por veneno (7,2%), enquanto pelas mulheres foram o enforcamento (39,3%), seguido de intoxicação/veneno (21,4%) e queimadura (17,9%) (BAPTISTA; BORGES, 2005).

O comportamento das taxas de suicídio no Rio de Janeiro de 1980 a 2006 oscilou em função do pequeno número de casos: 3,0 mortes por 100 mil habitantes no período, abaixo da média nacional. No ano de 2006, houve um crescimento significativo nas taxas de suicídio da população brasileira e na do Rio de Janeiro (RJ), devido principalmente ao incremento deste agravo na população masculina de todas as cidades, mas em especial em homens acima de 60 anos. Os meios de suicídios diferiram de acordo com o sexo. Em homens, os principais meios de suicídio utilizados foram enforcamento, sufocação, estrangulamento e armas de fogo. Para as mulheres, o enforcamento também ocupou a primeira posição, seguido pela ingestão de substâncias, atiramento ao fogo e precipitação de altura (MINAYO et al., 2012).

No Espírito Santo (ES), de 1980 a 2006, ocorreram 2.604 óbitos, com taxa de crescimento geral de 24,9% em 26 anos. O perfil predominantemente encontrado foi de homem (77,7%), adulto de 20 a 59 anos (78,1%). No caso das mulheres, 72,3 %, no entanto, possuíam idade entre 15 e 49 anos. A relação homem: mulher encontrada foi de 3,7:1 (MACENTE; ZANDONADE, 2011).

Em Minas Gerais (MG) ocorreram 25.060 óbitos por causas externas de adolescentes, entre 10 e 19 anos, no período de 1980 a 2002 (uma mulher para cada três homens), sendo 4,8% destes decorrentes de suicídio. Os resultados demonstraram que os homens apresentaram maior risco de morte por suicídio do que as mulheres (19,2 e 5,5 mortes por 100 mil habitantes, respectivamente). O principal meio utilizado, para ambos os sexos foi enforcamento/sufocamento. Em segundo lugar, as armas de fogo e o envenenamento foram os meios utilizados, respectivamente, por homens e mulheres (ABASSE et al., 2009).

Outro estudo desenvolvido em Belo Horizonte - MG, de 2004 a 2006, evidenciou

438 suicídios, com predomínio de homens (77,2%), da região metropolitana de Belo Horizonte (64,4%), solteiros (61,1%) e faixa etária mais atingida de até 40 anos (58,1%). Os meios mais empregados por homens foram enforcamento (52,6%) e arma de fogo (18,2%) e pelas mulheres, intoxicação/envenenamento (34,8%) e enforcamento (23,6%) (ROCHA et al., 2007).

Em Teresina - Piauí (PI), no período de 2000-2004, evidenciou um maior índice de suicídio entre homens (71,3%), jovens, solteiros (54,9%). Quanto ao meio, o enforcamento foi o mais utilizado (66,0%), seguido de arma de fogo (13,1%). Os índices de mortalidade observados estiveram entre 4,7 a 7,2 suicídios por 100 mil hab. Avaliando ano a ano, as faixas etárias variaram na predominância: 2000, idosos; 2001, 2003 e 2005, 20 a 29 anos; 2002: 30-39 anos; 2004, 10-19 anos (PARENTE et al., 2007).

Em Belém - Pará (PA), no período de 2005 a 2006, foi encontrada predominância para homens (70,4%), solteiros (taxa de 5,7) e idade de 15 a 34 anos e taxas de mortalidade para os anos de 2005 e 2006, respectivamente, de 3,1 e 2,5. A razão homem: mulher foi evidenciada anualmente, encontrando-se 2,8:1 para 2005 e 2,4:1 para 2006 (RODRIGUES; BARBALHO FILHO; SILVA, 2008).

No Ceará (CE), de 1997 a 2007, ocorreram 4.326 mortes, sendo 3.467 homens e 857 mulheres. De acordo com os dados encontrados, houve predominância de suicídios entre homens (80,1%), numa razão masculino/feminino de 4:1. A maior incidência, de 34,0%, foi entre indivíduos de 20 a 49 anos, em ambos os sexos; 39,2% tinham menos de três anos de estudo, representando, assim, baixa escolaridade; 58,4% sem união consensual, como solteiros, viúvos e separados judicialmente, principalmente solteiros, 53,1%. O método mais utilizado foi o enforcamento, por ambos os sexos, com 55,7%, seguido de arma de fogo, com 9,1% (OLIVEIRA; BEZERRA FILHO; FEITOSA, 2012).

Na Bahia, de 1996 a 2013, estudando o suicídio em idosos, verificou-se um crescimento de 206,3%, com incremento anual de 11,0% (IC95% 6,9; 15,3) e tendência crescente e significativa (CARMO et al., 2018).

No município de Jequié - Bahia (BA), a taxa média de mortalidade do suicídio foi de 3,2 mortes por 100 mil habitantes, com maior frequência em indivíduos acima dos 40 anos (54,2%), do sexo masculino (87,5%), por meio de enforcamento (58,3%) e tendo como local de ocorrência o domicílio (83,3%) (SOUZA et al., 2011).

Estudo desenvolvido em Recife - Pernambuco (PE), observou ao longo de 17 anos, apenas 61 suicídios em crianças e adolescentes, com predomínio das ocorrências em adolescentes (91,8%) e para o sexo masculino (55,7%). Entende-se que, apesar da série

estudada apresentar valores pequenos em termos absolutos, os termos valorativos são grandes devido a fase da vida que foi enfocada no estudo (BARROS; XIMENES; LIMA, 2001).

Outro estudo, examinou a distribuição dos suicídios em PE, no período de 1991 a 2010, evidenciando 5.667 casos, com predomínio de suicídios em homens (74,2%), adultos (de 25 a 39 anos, 32,2%; de 40 a 59 anos, 28,5%), pardos (45,2%) e solteiros (54,3%). No período estudado, um aumento global de 21,8% nas taxas de mortalidade por suicídio foi encontrado (GALVÃO, 2014).

#### 2.4 ESTUDOS SOBRE A MODELAGEM IDADE-PERÍODO-COORTE NO SUICÍDIO

A modelagem idade-período-coorte (do inglês, *Age-Period-Cohort* ou APC) serve para separar os efeitos diferentes da fase da vida (efeitos de idade), circunstâncias históricas (efeitos de período) e sucessão geracional (efeitos de coorte de nascimento) (AJDACIC-GROSS et al., 2006; CARSTENSEN, 2005).

Há mais de 100 anos atrás, Durkheim reconheceu que mudanças sociais, como crises econômicas ou períodos da guerra, contribuem para mudar os padrões de suicídio e as taxas de suicídio agem como “fatos sociais”, sendo influenciado pelo grau de integração dos indivíduos na sociedade (DURKHEIM, 1897). A partir da década de 1970, o conceito de geração ou coorte de nascimento foi introduzido na análise das taxas de mortalidade e as modelagens estatísticas de mudança geracional começaram a ser empregadas. Ao mesmo tempo, as taxas de suicídio estavam aumentando entre os jovens, colocando a questão se a mudança geracional poderia desempenhar um papel importante nesse desenvolvimento (AJDACIC-GROSS et al., 2006).

Apenas em meados da década de 1980 as pesquisas sobre o comportamento das taxas de suicídio sob o contexto do grupo etário começaram a ser desenvolvidas (KEVAN, 1980), com a publicação de estudos de tendências em diversos países (BARNES; ENNIS; SCHOBER, 1986; GOLDNEY; KATSIKITIS, 1983; HÄFNER; SCHMIDTKE, 1985; HELLON; SOLOMON, 1980; MOENS et al., 1987; MURPHY; WETZEL, 1980). Sabe-se que a idade desempenha um papel na etiologia da maioria das doenças. Ao seguir um grupo de indivíduos desde o nascimento, o risco de um desfecho varia conforme a idade da coorte de nascimentos. Diferentes coortes de nascimentos podem ter diferentes níveis de exposição a um fator de risco específico, o que poderia produzir uma mudança na incidência do desfecho para indivíduos nascidos em um determinado momento, ou seja, um efeito de

coorte (HOLFORD, 1991). A hipótese de que para o suicídio esta relação também exista foi levantada em um estudo em Alberta, Canadá, entre os anos de 1951 a 1977, considerando ambos os sexos. Este estudo demonstrou que diferentes coortes sucessivas de nascimentos na região carregavam riscos de suicídio cada vez maiores à medida que envelhecem (HELLON; SOLOMON, 1980). Na esteira desses achados, outro estudo nos Estados Unidos examinou coortes por raça e sexo, de 1949 a 1974, encontrando o mesmo fenômeno em magnitude reduzida. Não só cada coorte de nascimentos sucessivos começa com uma taxa de suicídio mais alta, mas a cada intervalo sucessivo de cinco anos, tem uma taxa mais alta do que a coorte anterior tinha nessa idade. A regularidade desse fenômeno nos últimos 25 anos nos Estados Unidos implicou em taxas crescentes de suicídio nessas coortes de nascimentos (MURPHY; WETZEL, 1980). Estes estudos foram os precursores para a modelagem APC.

É interessante também identificar a relação dos períodos históricos com o suicídio, bem como a atitude do comportamento suicida ao longo do tempo (KEVAN, 1980).

A modelagem APC tem a vantagem de promover o levantamento de hipóteses sobre a evolução temporal da mortalidade e incidência de doenças e agravos e que podem relacionar-se a efeitos de coorte, devido a exposição da população a fatores de risco e/ou proteção, ou efeitos de período, ocasionados pela evolução da tecnologia médica de diagnósticos e tratamentos, ampliação do acesso aos serviços de saúde e melhoria na qualidade da informação sobre mortalidade (HOLFORD, 1991; MEIRA et al., 2019; RIEBLER; HELD; RUE, 2012). Vários estudos foram desenvolvidos com esta modelagem e a realidade do suicídio.

Na Itália, de 1955 a 1979, os efeitos da idade se apresentaram mais fortemente nas taxas de suicídio masculino, apresentando aumento mais acentuado que as taxas femininas. Para o período, as décadas de 1950 e 1960 apresentaram decréscimo nas taxas, seguido de tendências ascendentes e de igual magnitude na década subsequente. Para a questão dos efeitos de coorte, estes foram inconsistentes e difíceis de ser analisados (LA VECCHIA et al., 1986).

Na Suécia, de 1952 a 1992, a modelagem APC evidenciou que a mortalidade por suicídio em homens de 45 anos ou mais diminuiu constantemente neste período (de 60,0 para 40,0 mortes por 100 mil habitantes), enquanto entre os com menos de 45 anos a taxa aumentou durante a década de 1960 e estabilizou durante a década de 1980 e 1990. Entre as mulheres, observou-se um aumento discreto da mortalidade por suicídio a partir do final dos anos 60. As tendências entre as mulheres têm sido mais estáveis ao longo dos anos. Outra questão é que a coorte de nascimentos masculina mais jovem tem uma taxa de suicídio menor

do que a coorte anterior indicando que a taxa crescente de suicídio em homens jovens pode ter sido revertida. O mesmo padrão pode ser observado em mulheres jovens, mas as taxas são muito mais baixas do que nos homens e quaisquer mudanças possíveis são difíceis de avaliar (ALLEBECK et al., 1996).

Na Espanha, de 1959 a 1991, independentemente do sexo, o efeito da idade (o mais importante) apresentou aumento exponencial nas taxas. O efeito do período evidenciou que as taxas diminuíram no início do estudo até a década de 1970, seguido de aumento a partir da década de 1980. O efeito da coorte destacou que nascidos na década de 1960 e 1970 têm 3 vezes mais risco de suicídio quando comparados com a referência (1885-1889) (GRANIZO; GUALLAR; RODRIGUEZ-ARTALEJO, 1996).

Estudo desenvolvido na Suíça considerando suicídios ocorridos no período de 1881 a 2000 demonstrou que a idade foi o componente que mais influenciou na alteração das taxas de mortalidade por suicídio, independentemente do sexo considerado. O período foi o segundo componente de maior influência, evidenciando que as taxas de suicídio femininas apresentaram uma ascensão desde o final do século XIX até um pico durante a década de 1940, enquanto as taxas de suicídio masculina apresentaram um pico na década de 1930. As Guerras Mundiais também influenciaram, a I Guerra Mundial aumentou as taxas de suicídio masculina, enquanto a II Guerra Mundial atuou diminuindo as taxas de suicídio femininas. Os efeitos de coorte influenciaram apenas as taxas de suicídio masculina (AJDACIC-GROSS et al., 2006).

Na Coreia do Sul, de 1984 a 2013, as taxas específicas por idade de suicídio masculina variaram de 0,9 a 199,7 mortes por 100 mil habitantes, enquanto as femininas variaram de 0,6 a 85,9 mortes por 100 mil habitantes. Quanto à análise APC, o efeito idade foi mais forte entre os homens do que entre as mulheres. O efeito do período teve pequenas diferenças entre o sexo: os homens apresentaram taxas que diminuíram até 1990, aumento até 2004 e subsequente estabilização, enquanto as mulheres apresentaram taxas que diminuíram até 1989, aumento até 2009, seguido de diminuição no resto do período. Quanto às coortes, as mais jovens apresentaram um risco maior que as mais antigas (PARK; JEE; JUNG, 2016).

Na Rússia, para o período de 1956 a 2015, um estudo demonstrou um aumento geralmente maior no suicídio para todos os grupos etários masculinos sucessivos até meados da década de 1980 refletindo uma maior diferença no nível de suicídio entre os grupos etários mais jovens e mais velhos. A partir de meados da década de 1990, pode-se observar uma tendência inversa, já que a mortalidade por suicídio geralmente diminuiu mais rapidamente

em todas as faixas etárias sucessivas e até aumentou entre os grupos etários mais jovens (15 - 29). O nível de suicídio entre as faixas etárias entre 35 e 54 anos diverge da tendência geral no período de 1956 a 2005 em termos de ser consistentemente alto e, às vezes, até mesmo superior aos grupos etários mais velhos. Além disso, tendências semelhantes podem ser vistas entre as mulheres: um aumento geralmente maior no suicídio para cada faixa etária até meados da década de 1980, uma diminuição geralmente maior no suicídio em todas as faixas etárias sucessivas de meados da década de 1990 e até mesmo um aumento na mortalidade por suicídio para os grupos etários mais jovens (15 a 34 anos). Em comparação com os homens, no entanto, há um padrão mais consistente de uma taxa de suicídio mais alta para cada faixa etária entre as mulheres. As mudanças nos períodos 1986-1990 e 1991-1995 foram menos marcantes entre as faixas etárias femininas, do que entre os homens. A diminuição geral na mortalidade por suicídio em 1986-1990 e aumento em 1991-1995 são discerníveis nas tendências específicas de coorte na mortalidade, independentemente do sexo. Entre as coortes masculinas nascidas até 1931, as taxas de mortalidade por suicídio tendem a ser mais altas em todas as idades para todas as coortes mais jovens. Entre as coortes femininas nascidas até 1921, as taxas de mortalidade por suicídio tendem a ser maiores em todas as idades para todos os grupos mais jovens. Entre as coortes nascidas após 1921, esses efeitos de coorte são difíceis de discernir devido à variação nas taxas de suicídio nos períodos entre 1986 e 1995. As coortes nascidas após 1971 têm, no entanto, um nível mais alto de suicídio em idades jovens (15-29) (JUKKALA et al., 2017).

No Brasil, mais especificamente no Estado do Rio de Janeiro, de 1979 a 1998, as taxas de suicídio específicas por idade masculinas variaram de 2,7 a 10,4 mortes por 100 mil pessoas-ano (PY), enquanto as femininas 0,8 para 5,4 mortes por 100 mil PY. As taxas de suicídio aumentaram com a idade, sendo que as masculinas tiveram um aumento expressivamente maior do que as femininas. Ao longo dos anos, as taxas de suicídio foram similares para ambos os sexos, inicialmente diminuindo até 1992, quando passa a ascender em 1993. Nas taxas de suicídio masculinas, esta ascensão persiste até 1998, enquanto entre as mulheres um máximo foi alcançado em 1995 e permaneceu estável subsequentemente. Um potencial efeito de período foi detectado por volta dos anos de 1983 e 1984. Efeitos de coorte em ambos os sexos diminuíram de coortes idosas para coortes mais jovens. Para quase todas as coortes de nascimento, as taxas estavam diminuindo com a idade, com repentina ascensão depois de 1993, para todas as idades que viveram este momento (RODRIGUES; WERNECK, 2005).

### 3 BASES TEÓRICAS

#### 3.1 SÉRIES TEMPORAIS

Uma série temporal (ST) é uma coleção de observações ordenadas ao longo do tempo, obtidos em intervalos regulares e sequenciais de tempo durante um período específico (LATORRE; CARDOSO, 2001; MORETTIN; TOLOI, 2006). Esta definição indica a aplicabilidade desse recurso a diferentes finalidades e campos de conhecimento. Na Epidemiologia, a necessidade de prever o futuro e intervir nos processos do presente é assunto extremamente importante, pois a redução da carga de doenças na população depende da efetividade desse esforço (ANTUNES; CARDOSO, 2015).

Matematicamente, podemos considerar uma ST como uma sequência de variáveis aleatórias,  $x_1, x_2, x_3, \dots, x_t$ , onde a variável aleatória  $x_1$  denota o valor tomado pela série no primeiro período de tempo, a variável  $x_2$  denota o valor para o segundo período de tempo,  $x_3$  denota o valor para o terceiro período de tempo, e assim por diante,  $x_t$  denota o valor para o  $t$ -ésimo período de tempo, observados em instantes discretos de tempo igualmente espaçados 1, 2, 3, ...,  $t$  (CORDEIRO, 2002; SHUMWAY; STOFFER, 2006).

O objetivo principal de sua análise é desenvolver modelos matemáticos que forneçam descrições plausíveis para os dados de interesse (SHUMWAY; STOFFER, 2006).

Existem, obviamente, outras inúmeras razões para registrar e analisar dados de uma ST, tais como obter uma melhor compreensão do mecanismo gerador de dados, a previsão de valores futuros, o controle ideal de um sistema, descrever o comportamento da série, fazer estimativas, procurar uma periodicidade relevante dos dados e avaliar quais os fatores que influenciaram o comportamento da série, buscando definir relações de causa e efeito entre duas ou mais séries (FALK et al., 2005; LATORRE; CARDOSO, 2001; MORETTIN; TOLOI, 2006).

A propriedade característica de uma série temporal é o fato de que os dados não são gerados independentemente, sua dispersão varia no tempo, eles são geralmente governados por uma tendência e eles têm componentes cíclicos (FALK et al., 2005). A correlação entre pontos adjacentes no tempo pode restringir severamente a aplicabilidade dos muitos métodos estatísticos convencionais tradicionalmente dependentes da suposição de independência, exigindo assim uma abordagem específica (SHUMWAY; STOFFER, 2006). Outra característica importante é que valores registrados em pontos diferentes do tempo são todos influenciados por um mecanismo aleatório (PRIESTLEY, 1988).

Em geral, a ST é referida como um processo estocástico. Os valores observados de

um processo estocástico são referidos como processos controlados por leis probabilísticas. Modelos estocásticos são construídos no domínio temporal ou de frequências. Este tipo de modelo deve ser simples e parcimonioso (envolver o menor número de parâmetros possíveis) e ser de fácil manipulação (MADSEN, 2008; MORETTIN; TOLOI, 2006; SHUMWAY; STOFFER, 2006). Geralmente, um processo estocástico é descrito pelas suas funções média ( $E[Y(x)]$ ), autocovariância ( $\gamma(x_{t_1}, x_{t_2})$ ) e variância ( $\text{Var}(Y(x))$ ), expressa por (MORETTIN; TOLOI, 2006)

$$E[Y(x)] = \mu$$

$$\gamma(x_{t_1}, x_{t_2}) = E[Y(x_{t_1})Y(x_{t_2})] - E[Y(x_{t_1})]E[Y(x_{t_2})], t_1 e t_2 \in t$$

$$\text{Var}[Y(x)] = E\{Y^2(x)\} - E^2[Y(x)] = \sigma_t^2$$

A análise de dados de séries temporais é exigente, pois engloba muitos problemas que estão longe de serem triviais (AJDACIC-GROSS et al., 2010). Existem dois modos distintos e amplamente equivalentes de análise de séries temporais que podem ser realizados: o domínio do tempo e o domínio da frequência (CHRISTENSEN, 2001; MORETTIN; TOLOI, 2006; SHUMWAY; STOFFER, 2006).

Por um lado, estão os métodos do domínio do tempo que têm sua origem na teoria clássica da correlação. Tais métodos lidam preponderantemente com as funções de autocovariância e as funções de covariância cruzada da série e conduzem inevitavelmente à construção de modelos estruturais ou paramétricos do tipo de média móvel autorregressiva para séries únicas e do tipo de função de transferência para duas ou mais séries relacionadas causalmente. Muitos dos métodos que são usados para estimar os parâmetros destes modelos podem ser vistos como variantes sofisticadas do método de regressão linear (POLLOCK, 1999). Esta análise envolve a modelagem de séries temporais observadas como processos gerados por uma série de erros aleatórios (CHRISTENSEN, 2001). Esta abordagem é geralmente motivada pela presunção de que a correlação entre pontos adjacentes no tempo sendo melhor explicada em termos de uma dependência do valor atual em valores passados. A abordagem do domínio de tempo se concentra em modelar algum valor futuro de uma série de tempo como uma função paramétrica dos valores atuais e passados. Neste cenário, começamos com regressões lineares do valor presente de uma série temporal sobre seus próprios valores passados e sobre os valores passados de outras séries. Esta modelagem leva a utilizar os resultados da abordagem do domínio do tempo como uma ferramenta de

previsão (SHUMWAY; STOFFER, 2006).

O outro lado é o domínio de frequência que pode ser visto como uma regressão de variáveis independentes que isolaram as frequências do comportamento cíclico. As variáveis de regressão são cossenos e senos avaliados em frequências e tempos conhecidos. Mais apropriadamente, os coeficientes de regressão são tomados como variáveis aleatórias, portanto o modelo linear apropriado é um modelo misto. A justificativa para essa abordagem é baseada em um resultado muito poderoso na teoria de probabilidade chamado Teorema de Representação Espectral (CHRISTENSEN, 2001). Esta abordagem assume que as características primárias de interesse em análises de séries temporais se relacionam com variações senoidais periódicas ou sistemáticas encontradas naturalmente na maioria dos dados. Estas variações periódicas são muitas vezes causadas por fenômenos biológicos, físicos ou ambientais de interesse. O estudo da periodicidade estende-se às mais diversas áreas (SHUMWAY; STOFFER, 2006).

Outra questão relevante é que a principal suposição das séries temporais é a estacionariedade, ou seja, a série temporal se desenvolve ao longo do tempo de forma aleatória em torno de um média constante (MORETTIN; TOLOI, 2006). Tais séries manifestam propriedades estatísticas que são invariantes ao longo do tempo, de modo que o comportamento durante uma época é o mesmo que seria durante qualquer outra (POLLOCK, 1999). Entretanto a maior parte das séries temporais apresentam alguma forma de não-estacionariedade (MORETTIN; TOLOI, 2006). Além da dependência das observações adjacentes, a dispersão da ST varia no tempo e é frequentemente governada por uma tendência e têm componentes cíclicos (FALK et al., 2005).

Técnicas estatísticas de análise de ST variam de métodos descritivos a técnicas inferenciais sofisticadas, havendo duas abordagens principais, que são a decomposição de ST e a análise ARIMA, um método de domínio do tempo para lidar com não estacionariedade. A decomposição geralmente separa em tendências, variações sazonais, outras mudanças cíclicas e flutuações aleatórias (AJDACIC-GROSS et al., 2010; CHARTFIELD, 1996; CHRISTENSEN, 2001), que foi a escolha para este trabalho. Os principais componentes da ST são (ANTUNES; CARDOSO, 2015; BARROS et al., 2018; CHARTFIELD, 1996; CORDEIRO, 2002):

- Tendência (T): comportamento observado quando a ST segue uma determinada direção, crescente ou decrescente, mas não necessariamente linear;
- Sazonalidade (S): comportamento que se repete com uma certa periodicidade dentro de um ano (podendo ser semanal, mensal, etc.);

- Ciclo (C): comportamento que se repete com regularidade, mas sem período fixo, porém possíveis de serem previstos;
- Variação aleatória, flutuação irregular ou resíduos ( $\varepsilon$ ): comportamento que não pode ser explicado pelos comportamentos descritos anteriormente. É a partir da análise dos resíduos que se verifica que um modelo é uma descrição adequada dos dados.

Estes componentes necessariamente não se encontram isolados, sendo bastante comum encontrar combinações dos mesmos em diversos tipos de dados para a ST (BARROS et al., 2018). A forma de decomposição de uma ST mais comum e que pode captar os componentes da série temporal, sendo a primeira escolha um modelo de relacionamento aditivo é a seguinte (EHLERS, 2009; LATORRE; CARDOSO, 2001):

$$Y(t) = T_t + S_t + \varepsilon$$

onde  $T_t$  é uma componente de tendência,  $S_t$  é uma componente cíclica ou sazonal e  $\varepsilon$  é uma componente aleatória ou ruído (a parte não explicada, que se espera ser puramente aleatória (EHLERS, 2009; LATORRE; CARDOSO, 2001).

Outra estratégia é a construção de um modelo multiplicativo ou realizar transformação log no modelo multiplicativo, transformando-se um modelo log-linear. Em linhas gerais, cada componente deve ser estudado separadamente, retirando-se o efeito dos outros (LATORRE; CARDOSO, 2001).

Assim, primeiramente, deve-se estudar a tendência. Análise de tendências temporais para incidência de doenças e mortalidade tem uma longa história na saúde pública. Estas tendências são significantes porque eles podem ser altamente sugestivos do que pode se esperar no futuro (HOLFORD, 1991)

Assim, a tendência é uma mudança de longo prazo no nível médio da série. As ST podem apresentar tendência crescente, decrescente ou estacionária, e até tendências diferentes em trechos sequenciais. Para estimar a tendência, funções matemáticas são ajustadas aos pontos observados, seja para a série temporal como um todo, seja para o segmento em foco. A quantificação da tendência visa permitir a comparação entre diferentes séries temporais (ANTUNES; CARDOSO, 2015; EHLERS, 2009).

Tal propriedade pode normalmente ser modelada ou pelo menos aproximada por um polinômio em  $t$  (KIRCHGÄSSNER; WOLTERS, 2007). Para representar o modelo de tendência, sendo  $Y$  a escala dos valores da ST e  $X$  a escala de tempo, a reta de melhor ajuste

entre os pontos da série temporal, ou um trecho para o qual se pretende estimar a tendência, é definida a seguir (ANTUNES; CARDOSO, 2015):

$$Y(t) = \beta_0 + \beta_1 X(t) + \varepsilon$$

onde  $\beta_0$  corresponde à intersecção entre a reta e o eixo Y, também conhecido como intercepto; e  $\beta_1$  corresponde à inclinação de reta, também conhecido como coeficiente angular. Ambos coeficientes são descritos em unidades, o que dificulta a comparação quando a escala trabalhada é diferente e, assim, é preferível a transformação para uma taxa percentual de variação (ANTUNES; CARDOSO, 2015).

Esta taxa, que pode ser expressa em proporção ou porcentagem, pode ser positiva (expressando uma tendência crescente), negativa (expressando uma tendência decrescente) ou nula (expressando uma tendência estacionária, caso não haja diferença significativa do valor encontrado e zero). Por conseguinte, a tendência ou mudança percentual pode ser estimada quantitativamente pela expressão de uma mudança ou variação percentual anual ou do inglês *estimate annual percent change* (EAPC) (ANTUNES; CARDOSO, 2015). Esta medida é frequentemente usada para medir tendências em taxas de doença e mortalidade, e um estimador comum desse parâmetro usa um modelo linear no log das taxas padronizadas por idade (FAY et al., 2006) e pode ser calculada pela fórmula

$$EAPC = [-1 + 10^{\beta_1}] \times 100\%$$

Como  $\beta_1$  foi estimado pela regressão linear descrita acima, deve-se aplicar o intervalo de confiança do coeficiente para calcular o intervalo de confiança da medida de tendência (ANTUNES; CARDOSO, 2015).

$$IC_{95\%} = [-1 + 10^{\beta_1 \min}] \times 100\%; [-1 + 10^{\beta_1 \max}] \times 100\%$$

Um esclarecimento deve ser feito: o  $\beta_1$  não é estimado pela regressão linear simples, já que fere os pressupostos para este método de independência dos resíduos devido a autocorrelação serial e que pode induzir a uma interpretação errônea. Assim, o método de escolha é a regressão linear generalizada, sendo o mais utilizado o método de Prais-Winsten (ANTUNES; CARDOSO, 2015).

A autocorrelação serial ocorre quando se tem erros de períodos adjacentes correlacionados (WILLIAMS, 2015). A autocorrelação tem como efeito superestimar severamente as medidas de qualidade de ajuste. Com isso, a estimativa de tendência, baseada no coeficiente  $\beta_1$  da análise de regressão, tende a ser significativa ( $p < 0,05$  ou intervalos de confiança excluindo o zero) (ANTUNES; CARDOSO, 2015).

Para verificar a presença de autocorrelação serial, aplica-se o teste de Durbin-Watson. Este teste é muito útil na regressão de séries temporais para seleção de modelos e pode ser calculada como demonstrado a seguir (McLEOD; YU; MAHDI, 2012):

$$d = \frac{\sum_{t=2}^n (\hat{e}_t - \hat{e}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n \hat{e}_t^2},$$

onde  $\hat{e}_t$ ,  $t = 1, \dots, n$  são resíduos estimados pelo Método de Mínimos Quadrados. Sob a hipótese nula  $d$  deve ser perto de 2 e valores menores indicam autocorrelação positiva (McLEOD; YU; MAHDI, 2012).

Secundariamente, a sazonalidade deve ser investigada.

A sazonalidade é um componente da ST difícil de ser estimado, pois necessita-se compatibilizar a questão conceitual com a questão estatística (LATORRE; CARDOSO, 2001). Estas variações podem ser visualizadas por medidas diárias, semanais ou mensais, entretanto há sempre de considerar as irregularidades contidas nestas formas de registro do tempo. Anos bissextos geram irregularidades em medidas diárias, o tamanho dos meses do calendário difere quanto ao número de dias e o conceito de semana epidemiológica traz um pouco de confusão para a primeira semana do ano (ANTUNES; CARDOSO, 2015).

A identificação da sazonalidade necessita da decomposição da série temporal e isolamento do componente para verificar a hipótese através da significância estatística, empregando a análise espectral (ANTUNES; CARDOSO, 2015; LATORRE; CARDOSO, 2001). O objetivo da análise espectral é determinar como ciclos importantes de frequências diferentes interferem no comportamento da série temporal (HAMILTON, 1994) e essencialmente é uma modificação da análise de Fourier de modo a torná-lo mais adequado para o estocástico do que as funções determinísticas do tempo (CHARTFIELD, 1996).

A fórmula a seguir representa a equação de regressão linear com dois componentes (tendência e sazonalidade) resultado da decomposição (ANTUNES; CARDOSO, 2015).

$$Y(t) = \beta_0 + \beta_1 \times X(t) + \beta_2 \times \text{sen}\left(\frac{2\pi X(t)}{L}\right) + \beta_3 \times \text{cos}\left(\frac{2\pi X(t)}{L}\right) + \varepsilon$$

onde  $Y(t)$  é a medida da ST para cada momento genérico e  $X(t)$  as observações ordenadas das medidas de tempo,  $\pi$  consiste na conhecida constante pi e  $L$  é uma constante relativa à forma da medida ( $L = 12$  para medidas mensais,  $L = 52$  para medidas semanais e  $L = 365$  para medidas diárias). O coeficiente  $\beta_0$  é o intercepto da equação de regressão,  $\beta_1$  é o estimador da tendência, e  $\beta_2$  e  $\beta_3$  são os coeficientes que modelam a sazonalidade. Quando  $\beta_2$  e/ou  $\beta_3$  forem estatisticamente diferentes de zero conclui-se que a sazonalidade está presente (ANTUNES; CARDOSO, 2015).

Não obstante, reitera-se a indicação do procedimento de Prais-Winsten também para modelar sazonalidade pelos mesmos motivos citados na estimação da tendência (ANTUNES; CARDOSO, 2015).

### 3.2 MODELAGEM IDADE-PERÍODO-COORTE (APC)

Buscando influências sobre as diferentes formas de adoecer e morrer ao longo dos tempos, os epidemiologistas costumam lidar com conjunto de dados ordenados temporalmente, como por exemplo, dados de levantamento populacional, de amostra sob a forma de observações ou medições em indivíduos ou grupos de indivíduos repetidos ou ordenados ao longo de uma dimensão temporal (BYINGTON, 2016; YANG; LAND, 2013).

Para tal, um dos recursos empregados é a modelagem APC, uma ferramenta descritiva para observação de registro de doença e efeito temporal da ocorrência de um evento (CARSTENSEN, 2005; MEIRA, 2013; YANG et al., 2008), muito útil para modelar taxas de incidência e de mortalidade (RUTHERFORD; LAMBERT; THOMPSON, 2010) e proporcionar hipóteses que esclareçam a etiologia dos mesmos (HOLFORD, 1983).

Os modelos APC tem um apelo intrigante porque cada um destes fatores pode ser independentemente associado com taxas idade-período-específicas (ou outros valores) (O'BRIEN, 2014). Esta análise tem a capacidade única de descrever parcimoniosamente todo o complexo de fatores sociais, históricos e ambientais que afetam simultaneamente indivíduos e populações de indivíduos. Tem sido amplamente utilizado para abordar questões de importância duradoura para os estudos de mudança social, etiologia de doenças, envelhecimento e processos e dinâmicas populacionais (CARSTENSEN, 2005).

Desde 1934, uma modelagem similar começou a ser estudada, que considerava apenas dois dos fatores hoje estudados, no caso idade e coorte. Kermach; McKendrick; McKinlay (1934) estudaram esta modelagem para as taxas de mortes britânicas por todas as causas. Estudos similares foram desenvolvidos posteriormente para tuberculose (SPICER, 1954), câncer de mama (BJARNASON et al., 1974) e uma variedade de cânceres em outros locais (BRESLOW; DAY, 1975).

Seu primeiro relato, ainda de forma muito rudimentar e essencialmente gráfica, foi feito por Frost (1939) e estudava os efeitos destes três efeitos sobre casos de tuberculose em Massachussets, evidenciando um padrão consistente de tendência para os fatores de idade e coorte, não evidentes para os fatores de idade e período. A descrição adicional foi realizada por Case (1956), mas a técnica permanecia gráfica e as contribuições dos fatores eram determinadas visualmente. Holford (1983), um dos primeiros pesquisadores a estudar esta modelagem, afirmava que apesar deste ser um excelente primeiro passo para a análise dos dados, ele não proporcionava um resumo simples dos resultados. Ele teorizou que fatores identificados com a coorte de nascimentos podem influenciar as tendências temporais na incidência da doença, enquanto as estatísticas vitais geralmente são relatadas pelo ano de diagnóstico e pela idade (HOLFORD, 1991). Pode-se extrapolar essa teoria para além da ideia de doença e ampliando este conceito para trabalhar os desfechos em saúde, tanto doença quanto mortalidade.

Este modelo descreve taxas como um produto de um efeito de idade, circunstâncias históricas (efeitos de período) e sucessão geracional (efeitos de coorte de nascimento) e possibilita uma visão geral da magnitude das taxas e das suas tendências temporais (AJDACIC-GROSS et al., 2006; CARSTENSEN, 2005). Ele fornece uma ferramenta de modelagem que pode ser usada para resumir as informações que são coletadas rotineiramente (RUTHERFORD; LAMBERT; THOMPSON, 2010).

Uma abordagem para resumir as tendências temporais é observar os padrões até a data de ocorrência do evento, ou seja, o período. Se houver tendências de coorte, espera-se ver algumas mudanças ao analisar as tendências por período. Além desses efeitos indiretos, também pode haver efeitos de período únicos que são produzidos pela indução de uma mudança semelhante no risco de evento para todos os indivíduos vivos em um determinado ponto no tempo, independentemente da idade (HOLFORD, 1991).

O efeito de idade é a variação associada com diferentes grupos de idade, relacionando o desfecho de interesse com o risco associado (ROBERTSON; GANDINI; BOYLE, 1999; YANG et al., 2008). Podem surgir de mudanças fisiológicas, acúmulo de experiência social,

papel social ou mudanças de status, ou uma combinação dessas. Os efeitos da idade, portanto, refletem os processos biológicos e sociais de envelhecimento interno aos indivíduos e representam mudanças no desenvolvimento ao longo da vida. Isto pode ser visto claramente nas regularidades consideráveis das variações de idade ao longo do tempo e do espaço em muitos resultados, como fertilidade, escolaridade, emprego, casamento e estrutura familiar, prevalência e incidência de doenças e mortalidade (YANG; LAND, 2013).

O efeito de período é a variação sobre o período de tempo que afetam todos os grupos simultaneamente, representando a mudança na taxa em sucessivos períodos de tempo (ROBERTSON; GANDINI; BOYLE, 1999; YANG et al., 2008). Estes efeitos resumem um conjunto complexo de eventos históricos e fatores ambientais, como guerras mundiais, expansões e contrações econômicas, fome e pandemias de doenças infecciosas, intervenções de saúde pública e descobertas tecnológicas. Mudanças nos ambientes sociais, culturais, econômicos ou físicos podem, por sua vez, induzir mudanças semelhantes nas vidas de todos os indivíduos em um ponto no tempo. Assim, os efeitos de período são evidentes a partir de uma correspondência no momento das mudanças nos eventos e condições sociais e epidemiológicas que influenciam esses eventos (YANG; LAND, 2013).

O efeito de coorte é a mudança em torno dos grupos que experimentam um evento inicial como o nascimento no mesmo ano ou anos (YANG et al., 2008). As coortes de nascimento são a unidade de análise mais comumente examinada na análise da APC. Uma mesma coorte de nascimento que se move ao longo de uma vida juntos e encontra os mesmos eventos históricos e sociais ao longo das idades. Por esta vivência similar, as coortes têm exposições diversas a fatores de risco socioeconômicos, comportamentais e ambientais em vários ciclos de vida (YANG; LAND, 2013).

Os conceitos de idade, período e coorte não são geralmente tratados como conceitos teóricos, mas apenas como indicadores dos conceitos tais como o processo de envelhecimento biológico, condições que prevalecem em períodos críticos em ciclos de vida de pessoas nascidas em anos particulares e condições políticos e econômicas concorrentes (RODGERS, 1982).

O primeiro passo neste método é a análise descritiva do APC, que consiste em reunir primeiramente taxas de mortalidade ou morbidade em uma tabela de contingência, com as linhas representando a idade e as colunas representando o ano de ocorrência (período) (KUPPER et al., 1985). Essa tabela de duas entradas gerada permite calcular as coortes de nascimento (HOLFORD, 1983; 1985; 1991). Na notação geral, para a  $i$ -ésima de  $a$  grupos etários e  $j$ -ésima de  $p$  períodos, diz-se que  $R_{ij}=O_{ij}/N_{ij}$  denota que a taxa observada na  $(i, j)$ -

ésima célula da tabela, onde  $O_{ij}$  é o número de mortes ou doenças observadas e  $N_{ij}$  é o número de pessoas-ano em risco (KUPPER et al., 1985).

O segundo passo é a modelagem propriamente dita. A forma geral do modelo APC é:

$$Y(t)_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_k + \varepsilon_{ijk}$$

onde  $Y(t)_{ijk} = f(R_{ij}) = f(O_{ij}/N_{ij})$ ;  $R$  é a taxa em questão;  $\alpha$ ,  $\beta$  e  $\gamma$  são respectivamente, idade, período e coorte;  $\mu$  é a média global;  $\varepsilon_{ijk}$  é o componente aleatório (HOLFORD, 1985; KUPPER et al., 1985; O'BRIEN, 2015). O  $k$  é usado para uma corte específica, a qual pode ser especificada, uma vez que  $i$  e  $j$  sejam especificadas, por exemplo,  $k = a - i + j$ . Esta equação implica um modo muito específico nos quais os fatores idade, período e coorte afetam as taxas de forma aditiva, e onde as interações entre as variáveis não estão incluídas (HOLFORD, 1985; KUPPER et al., 1985). Assume-se também que a média de  $\varepsilon_{ijk}$  é igual a 0. A variância e outras propriedades distributivas de  $\varepsilon_{ijk}$  são ligadas às suposições feitas sobre a natureza estocástica de  $Y(t)_{ijk}$  e, portanto, de  $R_{ij}$  (KUPPER et al., 1985). Os parâmetros  $\alpha_i$ ,  $\beta_j$  e  $\gamma_k$  podem ser estimados seja pelo método da máxima verossimilhança ou por mínimos quadrados ponderados (ROBERTSON; BOYLE, 1986).

Esse modelo é capaz de prever as taxas em qualquer ponto de um diagrama Lexis (Figura 01). Aplicado a dados tabulados, considera-se que as taxas são constantes em cada um dos subconjuntos no diagrama Lexis.

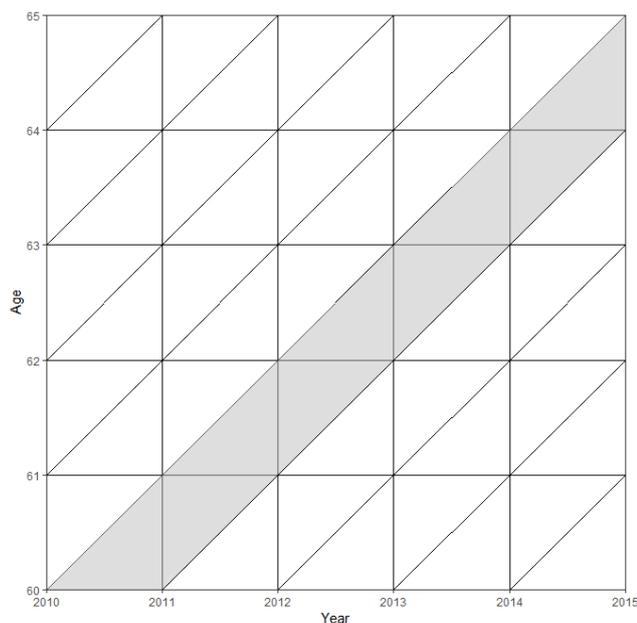


Figura 1 – Diagrama de Lexis

A partir da forma geral do modelo APC, pode-se criar um diagrama de representação do modelo que pode ser visto na Tabela 1. O que pode ser visualizado nesta tabela é o modelo de classificação múltipla APC, assim como modelos do tipo ANOVA de duas vias e assume que os efeitos de idade são constantes ao longo das linhas, os efeitos do período são constantes ao longo das colunas descendentes e os efeitos de coorte são constantes ao longo das diagonais (KUPPER et al., 1985).

Tabela 1: Diagrama de representação do modelo APC

		Grupo do período ( <i>j</i> )			
		<i>j</i> = 1	<i>j</i> = 2	<i>j</i> = 3	<i>j</i> = 4
Grupo de	<i>i</i> = 1	$\mu + \alpha_1 + \beta_1 + \gamma_3$	$\mu + \alpha_1 + \beta_2 + \gamma_4$	$\mu + \alpha_1 + \beta_3 + \gamma_5$	$\mu + \alpha_1 + \beta_4 + \gamma_6$
Idade ( <i>i</i> )	<i>i</i> = 2	$\mu + \alpha_2 + \beta_1 + \gamma_2$	$\mu + \alpha_2 + \beta_2 + \gamma_3$	$\mu + \alpha_2 + \beta_3 + \gamma_4$	$\mu + \alpha_2 + \beta_4 + \gamma_5$
	<i>i</i> = 3	$\mu + \alpha_3 + \beta_1 + \gamma_1$	$\mu + \alpha_3 + \beta_2 + \gamma_2$	$\mu + \alpha_3 + \beta_3 + \gamma_3$	$\mu + \alpha_3 + \beta_4 + \gamma_4$

Fonte: KUPPER et al., 1985.

Qualquer interpretação sobre o efeito da idade, do período e da coorte e taxas vitais deve ser usado na modelagem com grande precaução (HOLFORD, 1985; KUPPER et al., 1985), apesar de algumas inferências poderem ser feitas com seu auxílio (HOLFORD, 1985). Estes três efeitos são relacionados (de forma linear), o que implica em que um efeito influencia o outro e tornando difícil identificar qual dos efeitos é mais importante na análise do dado epidemiológico (CLAYTON; SCHIFFLERS, 1987a; 1987b; HOLFORD, 1991; MEIRA, 2013; ROBERTSON; BOYLE, 1986).

No entanto, a análise de APC é impedida pela redundância entre esses efeitos lineares: quaisquer duas das três dimensões idade, período e coorte fixam o terceiro - o chamado problema de não identificabilidade na análise de APC (GLENN, 1976; AJDACIC-GROSS et al., 2006). A separação dos efeitos de idade dos efeitos de período dos efeitos de coorte é um problema chave para qualquer análise que envolva um ou mais destes efeitos. No entanto, este problema é muitas vezes ignorado (O'BRIEN, 2015).

Para simplificar, basta entender que os fatores idade, período e coorte são matematicamente relacionados. Quando esses fatores são tratados como variáveis contínuas, essa relação matemática (quando a mortalidade é o ponto final) é simplesmente “(ano de nascimento) + (idade à morte) = (ano da morte)” (KUPPER et al., 1985).

Para resolver algumas das dificuldades na interpretação dos resultados desses modelos, é necessário ter uma compreensão da origem do problema, que é a inter-relação

entre esses três fatores. Há três fatores de tempo que são de interesse nos modelos em consideração: idade do sujeito no momento do evento ( $a$ ); ano (período) em que o evento ocorreu ( $p$ ); e ano de nascimento de um sujeito (coorte) ( $c$ ). O ponto crucial do problema é que não há um conjunto único de parâmetros de regressão quando todos esses três fatores estão na análise simultaneamente, porque esses parâmetros estão irremediavelmente entrelaçados (HOLFORD, 1991). Se montado diretamente em um modelo linear generalizado (GLM), a modelagem gera uma superparametrização e, conseqüentemente, à exclusão de um dos termos. Portanto, é necessário ajustar as restrições ao modelo para extrair respostas identificáveis para cada um dos parâmetros (RUTHERFORD; LAMBERT; THOMPSON, 2010).

A literatura relata que essas restrições, embora úteis, não resolvem o problema da não identificabilidade dos modelos completos (APC) e a solução versa sobre tentar identificar o parâmetro problemático, muito embora antes deste procedimento seja pertinente verificar se modelos com dois fatores (AP e AC) tem ajuste melhor que o modelo completo através do teste de verossimilhança (CLAYTON; SCHIFFLERS, 1987b; GONZÁLEZ; LLORCA; MORENO, 2002; HOLFORD, 1983; 1985; 2006; MEIRA, 2013; ROBERTSON; GANDINI; BOYLE, 1999). Assim, uma estimativa simultânea de todos os três efeitos lineares não pode ser realizada sem restrições adicionais arbitrárias do modelo. Nas análises que utilizam tabelas de coorte com iguais intervalos de idade e período, apenas uma restrição adicional é necessária, por exemplo, substituindo uma estimativa por um valor constante ou definindo duas estimativas iguais (AJDACIC-GROSS et al., 2006; HOLFORD, 1983).

O problema de não identificabilidade tem sido tema de intensa discussão e produziu uma vasta literatura e pesquisa desde a década de 1970 (GLENN, 1976; O'BRIEN, 2014). Certos recursos são independentes da identificação e estendê-los linearmente e recombinar produz um conjunto de estimativas de taxa ( $\alpha\theta^3$ ,  $\beta\theta^3$ ,  $\gamma\theta^3$ ) para o próximo período (OSMOND; GARDNER, 1982). Robertson; Boyle (1986) alertam que para uma boa estimativa precisa-se conhecer previamente os efeitos encontrados, para que a restrição imposta para a estimativa seja mais acurada.

Desde então várias abordagens podem ser empregadas para resolver este problema, cada uma com sua limitação e entre elas encontram-se (YANG; LAND, 2013):

a) Modelos baseados nas funções estimáveis:

O método mais frequentemente adotado para resolução deste problema (YANG; LAND, 2013). Os efeitos principais e interativos da idade, período e coorte não são estimáveis, embora certas combinações destes efeitos sejam. Um método usado para obter

as estimativas dos efeitos dessas variáveis envolve a presunção de aditividade e a imposição de uma ou mais restrições aos efeitos relativos dos mesmos (RODGERS, 1982).

Esta técnica limita a análise às combinações lineares e às curvaturas dos efeitos. As primeiras dividem-se em dois componentes, o efeito linear da idade (fator dominante do modelo) e o *drift* – que vem a ser o efeito linear combinado do período e da coorte e representa a tendência linear do logaritmo das taxas específicas de idade –, enquanto as curvaturas são funções estimáveis dos parâmetros e permanecem constantes em qualquer um dos modelos de três fatores (CLAYTON; SCHIFFLERS, 1987b; GONZÁLEZ; LLORCA; MORENO, 2002; HOLFORD, 1983, 1991; ROBERTSON; BOYLE, 1998; MEIRA et al., 2013, 2015, 2019). O fato de essas combinações lineares serem as mesmas para os parâmetros geradores é o que as torna úteis, porque elas nos dizem algumas coisas sobre como “a natureza gerou os dados dos resultados” sob a suposição típica de que o modelo é bem especificado. Por bem especificado, estamos enfatizando que os valores esperados do resultado (conforme implícito no modelo geral de APC) são determinados pelas categorias idade, período e coorte (O’BRIEN, 2014).

Segundo Holford (1983), “as funções estimáveis dos parâmetros são invariantes para a restrição particular aplicada”. Além disso, afirma também que para intervalos espaçados eventualmente, os desvios da linearidade são estimáveis, no entanto apenas uma função linear das três curvaturas é estimável. Para expressar isto mais formalmente, Holford (1991) demonstrou o efeito da idade ( $\Phi_{ai}$ ) usando dois componentes,

$$\Phi_{ai} = \left[ i - \frac{I + 1}{2} \right] \beta_a + \gamma_{ai}$$

onde  $\beta_a$  é a inclinação geral do termo linear e  $\gamma_{ai}$  é a curvatura. Da mesma forma, os parâmetros período e coorte têm componentes lineares e de curvatura e, em geral, a curvatura permanece a mesma, independentemente da parametrização usada, ou seja, a curvatura é considerada uma função estimável dos parâmetros. As inclinações, no entanto, não são estimáveis.

Quanto ao *drift*, Clayton; Schiffers (1987a; 1987b) descreveram a abordagem quanto ao período ( $\mu_{ij} = \mu + \Phi_{ai} + j \cdot \beta_p$ ) e à coorte ( $\mu_{ik} = \mu + \Phi_{ai} + k \cdot \beta_c$ ). Essa abordagem leva a ideia de componentes lineares e de curvatura de efeito até o nível do modelo de dois fatores, o que pode ajudar a esclarecer a comparação dos efeitos ajustados e não ajustados de período e coorte. No entanto, ao resumir os resultados de uma análise, você ainda tem uma matriz

semelhante de opções para o parâmetro *drift*, ou seja, a inclinação (HOLFORD, 1991).

Estas funções foram implementadas na biblioteca Epi do software R (R CORE TEAM, 2019), por Carstensen et al. (2019) e não são afetadas por opções arbitrárias que um analista de dados pode fazer configurando as restrições, mas são as mesmas para todas as restrições. Ao entender as funções estimadas, o investigador pode entender quais declarações sobre modelos de idade, período e coorte podem ser feitas com confiança e quais são deixadas obscurecidas (HOLFORD, 1985).

Os parâmetros são estimados pela máxima verossimilhança, assumindo uma distribuição de Poisson (HOLFORD, 1983). Tais abordagens não têm falhas em termos das suposições feitas. Eles não fornecem nenhuma informação sobre a atribuição da tendência linear aos três fatores sem que algumas suposições extras sejam feitas. Assim, fica claro que, por exemplo, uma conclusão de que o aumento nas taxas de incidência é devido a um efeito crescente de tempo é baseado em suposições extras feitas pelo pesquisador (ROBERTSON; BOYLE, 1998).

#### b) Modelos baseados em funções de penalização

O segundo método mais empregado é baseado no uso da minimização de uma função de penalidade para derivar uma restrição linear extra (YANG; LAND, 2013).

Esta função é baseada na distância entre cada um dos modelos com dois fatores (*Age-Period*, *Age-Cohort* e *Period-Cohort*) e o modelo de três fatores (*Age-Período-Cohort*), com a estimação feita por mínimos quadrados ponderados (DECARLI; LA VECCHIA, 1987; MEIRA, 2013; OSMOND; GARDNER, 1982),

Segundo Osmong e Gardner (1982), tendo um  $(a, p, c)$  ser um mínimo de  $f$  para o modelo completo, outro mínimo é dado por  $(a', p', c')$  onde:

$$\log a'_i = \log a_i + \mu + \lambda(I - i)$$

$$\log p'_j = \log p_j + v + \lambda j$$

$$\log c'_k = \log c_k - \mu - v - \lambda k$$

A somatória do  $\log a'_i$ ,  $\log p'_j$  e  $\log c'_k$  correspondente a uma taxa específica ( $R_{ij}$ ) causando o cancelamento de todos os termos em  $\lambda$ ,  $\mu$  e  $v$  (OSMOND; GARDNER, 1982).

A função de penalização é calculada pela soma do quadrado das diferenças dos parâmetros de cada um dos modelos de 2 fatores e o completo ponderado pela medida de

bondade de ajuste de cada um dos modelos (MEIRA, 2013; ROBERTSON; BOYLE, 1986) e sua estimativa é calculada empregando o método de mínimos quadrados ponderados (OSMOND; GARDNER, 1982; ROBERTSON; BOYLE, 1986).

Este método tende a atribuir à tendência um efeito coorte exclusivo, mesmo quando o efeito de período apresenta-se como o principal efeito e isso se deve ao maior número de coortes de nascimento do que períodos, fazendo que as coortes tenham peso maior que os períodos nas funções de penalização (HOLFORD, 1983; 1985; ROBERTSON; GANDINI; BOYLE, 1999; GONZÁLEZ; LLORCA; MORENO, 2002).

c) Modelos baseados na utilização de registros individuais, propostos por Robertson e Boyle (1986)

O terceiro método mais empregado inclui o uso de registros individuais de casos em uma tabela de três entradas: faixa etária por período de tempo por coortes de nascimento, com muitos zeros estruturais (ROBERTSON; BOYLE, 1986; YANG; LAND, 2013). Esta tabela tem entradas de  $2mn$ , com  $m$  períodos,  $n$  grupos etários e  $m+n$  coortes. O número de parâmetros de coorte é um a mais do que na tabela bidimensional já que não há superposição de coortes sucessivas. O benefício deste parâmetro extra é que os efeitos de todos os três fatores podem ser avaliados sem a necessidade de quaisquer restrições arbitrárias (ROBERTSON; BOYLE, 1986).

No entanto, a crítica a este método é que ele subestima o efeito da idade nas coortes mais jovens, enquanto superestima este efeito nas coortes mais velhas (MEIRA, 2013).

Outra questão importante a ser considerada é a escolha da função a ser usada na análise. Ela influencia na interpretação das análises de dados, portanto o pesquisador deve perguntar como uma seleção razoável pode ser feita e geralmente isto só é possível com o conhecimento do desfecho analisado (HOLFORD, 1985).

O ajuste de modelo permite investigar, de maneira formal, se um relacionamento especificado fornece um bom ajuste aos dados. Dessa forma, pode-se determinar se os dados sugerem que há boas evidências para rejeitar uma forma específica para a relação entre fatores e resposta. Às vezes, modelos com termos de interação são mais simples que modelos sem eles. Embora possa não ser possível especificar o modelo correto de antemão, pode-se tentar vários, e o processo de ajuste do modelo indicará quais são consistentes com os dados e quais não são (HOLFORD, 1985).

Um ponto que pode parecer óbvio é que qualquer tentativa estatística de separar efeitos de idade, período e coorte deve depender da suposição de que os efeitos são aditivos

ou de que eles se afastam da aditividade de alguma maneira sistemática. Ou seja, se os efeitos não forem considerados aditivos, deve-se presumir que os efeitos da idade variam sistematicamente entre os períodos e coortes, que os efeitos do período variam sistematicamente entre as faixas etárias e coortes e que os efeitos da coorte variam sistematicamente entre as faixas etárias e períodos (GLENN, 1976).

No entanto, os desafios apresentados pela análise da APC são bem conhecidos. Se as mudanças observadas no tempo podem ser destiladas e separadas em componentes de envelhecimento, período de tempo e coorte é uma questão geralmente considerada conceitualmente importante, mas empiricamente intratável (YANG; LAND, 2013).

## **4 OBJETIVOS**

### **4.1 OBJETIVO GERAL**

Analisar a distribuição temporal da mortalidade por suicídio no Brasil, utilizando modelagem estatística, e no mundo, a partir de uma revisão sistemática.

### **4.2 OBJETIVO ESPECÍFICOS**

4.2.1 Identificar a tendência temporal da mortalidade por suicídio encontrada no Mundo, através da análise dos estudos primários;

4.2.2 Identificar o perfil do suicida e a tendência temporal da mortalidade por suicídio no Brasil de 1979 a 2015

4.2.3 Estimar o efeito da idade, do período e da coorte de nascimento na mortalidade por suicídio no Brasil, no período de 1981 a 2015;

4.2.4 Analisar a diferença do efeito de idade, do período e da coorte de nascimento por sexo e pelos principais métodos de suicídio (enforcamento, autoenvenenamento e disparo por arma de fogo) no Brasil.

## 5 MATERIAIS E MÉTODOS

### 5.1 PLANEJAMENTO DA TESE

Esta tese foi planejada em formato de artigo, tendo como produto final um de revisão sistemática (já publicado) e outros três de natureza ecológica, sendo um de análise de série temporal e outros dois empregando a modelagem APC.

As metodologias serão apresentadas em separado.

### 5.2 PRIMEIRO ARTIGO

#### 5.2.1 Desenho do Estudo

O primeiro artigo foi uma revisão sistemática da literatura.

Esta etapa foi planejada seguindo as diretrizes estritas da recomendação “Principais Itens para Relatar Revisões Sistemáticas e Meta-análises” (PRISMA) (GALVÃO; PANSANI; HARRAD, 2015; MOHER et al., 2009). O objetivo deste instrumento é ajudar os autores a melhorarem o relato de revisões sistemáticas e meta-análises, em substituição ao QUORUM (Qualidade dos Relatos de Meta-análises), que versava apenas sobre os relatos de meta-análises de ensaios clínicos randomizados. O foco inicial do PRISMA também foi em ensaios clínicos randomizados, mas este instrumento também pode ser usado como uma base para relatos de revisões sistemáticas de outros tipos de pesquisa (GALVÃO; PANSANI; HARRAD, 2015).

Uma das principais alterações da recomendação PRISMA é o registro do protocolo de pesquisa em qualquer base de dados. A Biblioteca Cochrane é o centro de registro mais tradicional para revisões sistemáticas de aplicações clínicas. Já o PROSPERO é uma iniciativa da Universidade de York para registro e disseminação dos protocolos de revisão sistemática e foi escolhido porque possibilita o registro de revisões sistemáticas de cunho epidemiológico.

O registro foi aceito no dia 30/04/2016, sob o número CRD42016038470 (GALVÃO; SILVA; SILVA, 2016).

As etapas de realização da revisão sistemática foram sintetizadas na Figura 2 (SAMPAIO; MANCINI, 2007).

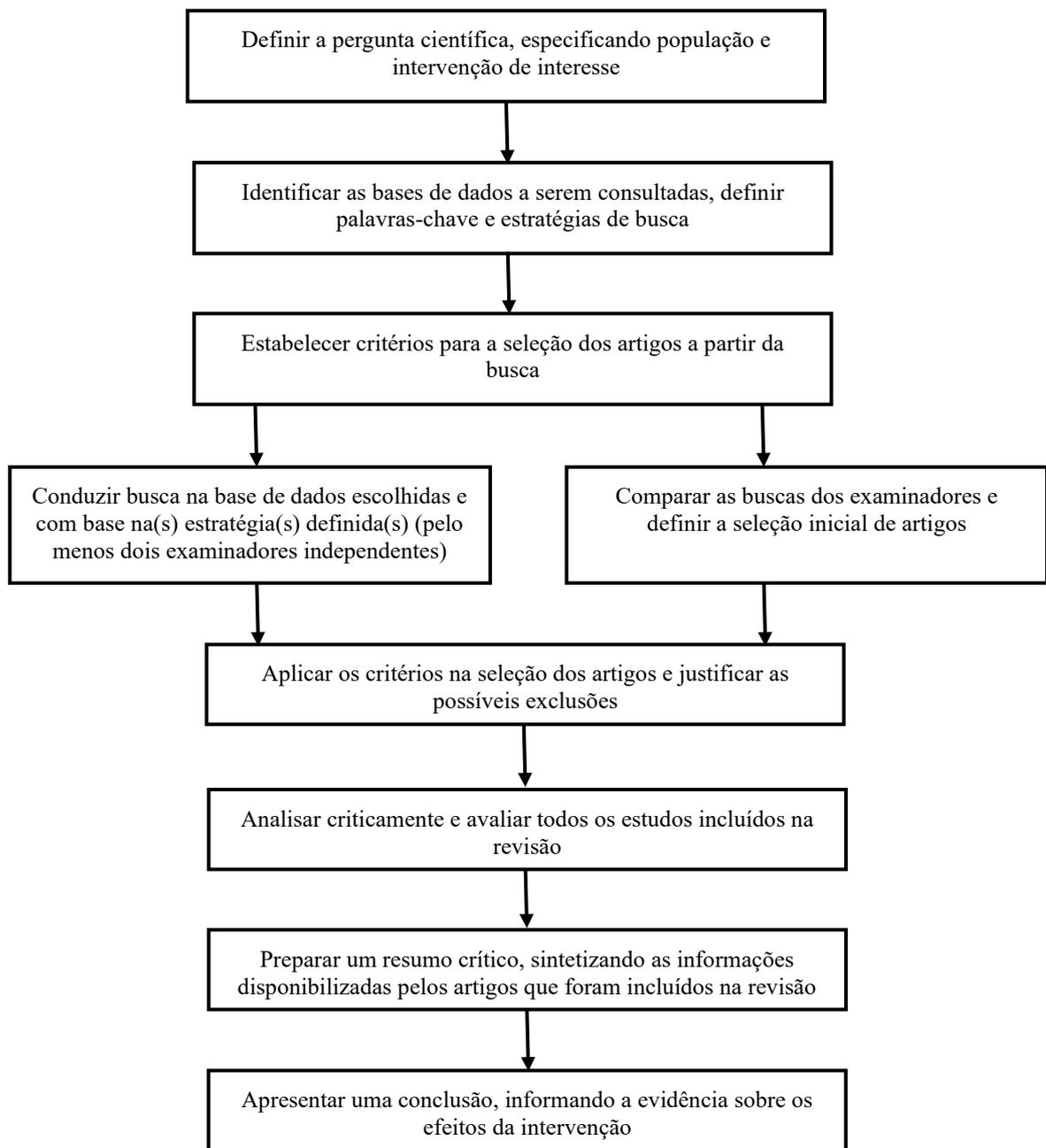


Figura 2 – Descrição geral das etapas da revisão sistemática (SAMPAIO; MANCINI, 2007).

### 5.2.2 Pergunta da pesquisa

Como ocorre a distribuição da mortalidade por suicídio ao longo do tempo?

### 5.2.3 Bases de dados

As bases de dados utilizadas foram as descritas no Quadro 1:

**Quadro 1:** Bases de dados utilizadas para coleta eletrônica

Base de dados	Endereço eletrônico
<i>PUBMED Central</i>	<a href="http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/">http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/</a>
<i>LILACS</i>	<a href="http://lilacs.bvsalud.org/">http://lilacs.bvsalud.org/</a>
<i>BVS</i>	<a href="http://bvsalud.org/">http://bvsalud.org/</a>
<i>Web of Science</i>	<a href="https://apps.webofknowledge.com/">https://apps.webofknowledge.com/</a>
<i>Science Direct</i>	<a href="http://www.sciencedirect.com/">http://www.sciencedirect.com/</a>
<i>Scopus</i>	<a href="https://www-scopus-com/">https://www-scopus-com/</a>
<i>PsyNET (APA)</i>	<a href="http://psycnet-apa-org/">http://psycnet-apa-org/</a>

### 5.2.4 Descritores

Os Descritores utilizados para a pesquisa foram selecionados a partir dos Descritores em Ciências da Saúde (DeCS) da Biblioteca Virtual de Saúde (BVS) e do *Medical Subject Headings* (MeSH) e de palavras relativas ao tema da pesquisa. Os termos de busca foram descritos no Quadro 2.

**Quadro 2:** Termos de busca utilizados para a pesquisa

#	MeSH/DeCS/Palavras (en, es, pt)	DEFINIÇÃO
1	Suicide, Suicidio, Suicídio	O ato de matar a si mesmo.
2	Completed Suicide, Suicidio Terminado, Suicidio Consumado	Ato de matar a si mesmo que resultou em morte.
3	Death, Muerte, Morte	Cessação irreversível de todas as funções corporais, manifestado pela ausência de respiração espontânea e perda total das funções cardiovasculares e cerebrais.
4	Mortality, Mortalidad, Mortalidade	Todas as mortes reportadas em uma dada população.
5	Epidemiology, Epidemiología, Epidemiologia	Campo da Medicina relativo a determinação das causas, incidência e características comportamentais de surtos de doenças afetando populações humanas. Inclui as interrelações de hospedeiro, agente e ambiente como relatado para a distribuição e controle de doenças.
6	Epidemiologic Studies, Estudios Epidemiológicos, Estudios Epidemiológicos	Estudos desenhados para examinar as associações, comumente, hipotetizando relações causais. Eles são usualmente relacionados com identificar ou mensurar os efeitos dos fatores de risco ou exposições. Os tipos comuns de estudos analíticos são estudos de caso-controle; estudos de coorte e estudos transversais
7	Ecological Studies, Estudios Ecológicos, Estudios Ecológicos	Estudos de Agregados Populacionais
8	Cross-Sectional Studies, Estudios Transversales, Estudios Transversais	Estudos epidemiológicos que avaliam a relação entre doenças, agravos ou características relacionadas à saúde, e outras variáveis de interesse, a partir de dados coletados simultaneamente em uma população.
9	Time series studies, Estudios de Series Temporales, Estudios de Séries Temporais	Pesquisas nas quais medidas da frequência de um evento em um grupo de indivíduos são realizadas em tempos diferentes na ordem de detectar tendências. Múltiplos conjuntos referem a grupos vários incluindo em um grupo de controle.
10	Seasons, Estaciones, Estações do ano	Divisão do ano de acordo para algum fenômeno regularmente recorrente usualmente astronômica ou climática.
11	Temporal Distribution, Distribución Temporal, Distribuição Temporal	Registros da ocorrência dos eventos ao longo do tempo.
12	Temporal Variation, Variación Temporal, Variação Temporal	Sinônimos da MeSH seasons
13	Seasonal Variation, Variación Estacional, Variação Sazonal	Sinônimos da MeSH seasons

### 5.2.5 Estratégias de busca

As estratégias de busca consideraram as diferenças existentes entre as bases de dados escolhidas e estão descritas no Quadro 3.

**Quadro 3:** Estratégias de busca utilizadas para a pesquisa

BASE DE DADOS	TERMOS DE PESQUISA
Pubmed, Scopus e PsyNET	(suicide OR (completed suicide)) AND (death OR mortality) AND (epidemiology OR (epidemiologic studies) OR (ecological studies) OR (sectional studies) OR (time series studies)) AND ((temporal distribution) OR (seasons) OR (seasonal variation) OR (temporal variation))
LILACS e BVS	(suicide OR suicidio OR suicídio OR "completed suicide" OR "suicidio terminado" OR "suicidio consumado") AND (death OR muerte OR morte OR mortality OR mortalidad OR mortalidade) AND (epidemiology OR epidemiología OR epidemiologia OR "epidemiologic studies" OR "estudios epidemiológicos" OR "estudios epidemiológicos" OR "ecological studies" OR "estudios ecológicos" OR "estudios ecológicos" OR "cross-sectional studies" OR "estudios transversales" OR "estudios transversais" OR "time series studies" OR "estudios de series temporales" OR "estudios de séries temporais") AND (seasons OR estaciones OR "estações do ano" OR "temporal distribution" OR "distribución temporal" OR "distribuição temporal" OR "temporal variation" OR "variación temporal" OR "variação temporal" OR "seasonal variation" OR "variación estacional" OR "variação sazonal")
Web of Science	(Tópico: (suicide) OR Tópico: (suicidio) OR Tópico: (suicídio) OR Tópico: ("completed suicide") OR Tópico: ("suicidio terminado") OR Tópico: ("suicidio consumado")) AND (Tópico: (death) OR Tópico: (muerte) OR Tópico: (morte) OR Tópico: (mortality) OR Tópico: (mortalidad) OR Tópico: (mortalidade)) AND (Tópico: (epidemiology) OR Tópico: (epidemiología) OR Tópico: (epidemiologia) OR Tópico: ("epidemiologic studies") OR Tópico: ("estudios epidemiológicos") OR Tópico: ("estudios epidemiológicos") OR Tópico: ("ecological studies") OR Tópico: ("estudios ecológicos") OR Tópico: ("estudios ecológicos") OR Tópico: ("cross-sectional studies") OR Tópico: ("estudios transversales") OR Tópico: ("estudios transversais") OR Tópico: ("time series studies") OR Tópico: ("estudios de series temporales") OR Tópico: ("estudios de séries temporais")) AND (Tópico: (seasons) OR Tópico: (estaciones) OR Tópico: ("estações do ano") OR Tópico: ("temporal distribution") OR Tópico: ("distribución temporal") OR Tópico: ("distribuição temporal") OR Tópico: ("temporal variation") OR Tópico: ("variación temporal") OR Tópico: ("variação temporal") OR Tópico: ("seasonal variation") OR Tópico: ("variación estacional") OR Tópico: ("variação sazonal"))
Science Direct	(suicide OR suicidio OR suicídio OR "completed suicide" OR "suicidio terminado" OR "suicidio consumado") AND (morte OR muerte OR death OR mortality OR mortalidad OR mortalidade) AND (epidemiology OR epidemiología OR epidemiologia OR "epidemiologic studies" OR "estudios epidemiológicos" OR "estudios epidemiológicos" OR "ecological studies" OR "estudios ecológicos" OR "estudios ecológicos" OR "cross-sectional studies" OR "estudios transversales" OR "estudios transversais" OR "time series studies" OR "estudios de series temporales" OR "estudios de séries temporais") AND (seasons OR estaciones OR "estações do ano" OR "temporal distribution" OR "distribución temporal" OR "distribuição temporal" OR "temporal variation" OR "variación temporal" OR "variação temporal" OR "seasonal variation" OR "variación estacional" OR "variação sazonal")
	Limitado por tipo de publicação: artigos, artigos de revisão, pesquisa curta e Comunicação Curta

### 5.2.6 Critérios de Elegibilidade

Os critérios de inclusão dos estudos foram: estudos observacionais, epidemiológicos, ecológicos e séries e modelagens temporais que investigaram a distribuição temporal do suicídio.

Foram excluídos estudos que abordavam apenas um subconjunto populacional (por exemplo, apenas em idosos, adolescentes etc.).

Não foram aplicadas restrições de idioma ou ano de publicação.

### 5.2.7 Planejamento da Seleção dos Estudos e Extração dos Dados

Todos os dados coletados na base de dados fizeram parte da Coleção 1, após a remoção de referências duplicadas.

Esta Coleção foi colocada em um Formulário Eletrônico construído no Programa Excel (MICROSOFT, 2016) e disponibilizada a dois pesquisadores independentes que leram Título e Resumo dos estudos e responderam dicotomicamente às perguntas presentes. Artigos com decisão conflitante foram submetidos a um terceiro pesquisador que decidiu se os estudos seriam mantidos ou removidos. Os artigos mantidos compuseram a Coleção 2.

Na Coleção 2, todos os estudos foram adquiridos e analisados em texto integral. Não foi aplicado nenhum filtro de língua ou tempo de publicação, utilizando-se outra fase do formulário eletrônico para adquirir várias informações sobre estes artigos e a decisão final de inclusão ou exclusão dos estudos, novamente realizado pelos dois primeiros pesquisadores. As discordâncias continuaram a ser resolvidas pelo terceiro pesquisador. Os artigos mantidos nesta fase compuseram a Coleção 3.

Na Coleção 3, foi realizada uma análise crítica aprofundada do artigo pelos dois pesquisadores iniciais. Os dados pertinentes foram extraídos e fazem parte da redação final do Artigo 1.

Para avaliar a qualidade dos estudos da Coleção 3, empregou-se o *Quality Criteria Checklist: Primary Research* (Anexo A) (DIETITIANS ASSOCIATION OF AUSTRALIA, 2009) como em outros estudos de revisão sistemática (COIMBRA et al., 2016; HUNT et al., 2015). Este instrumento padronizado é utilizado para avaliação da qualidade dos estudos e a escolha por ele deveu-se por sua aplicabilidade em diversos tipos de estudos, incluindo os transversais (COIMBRA et al., 2016) e de séries temporais, destacando os itens de maior importância de acordo com o tipo de estudo (DIETITIANS ASSOCIATION OF

AUSTRALIA, 2009).

Este instrumento está escrito na língua inglesa, tem preenchimento dicotômico (sim ou não) e o escore final é determinado por critérios claros, descritos no Quadro 4. As respostas deste instrumento foram registradas em um formulário gráfico correspondente a *Evidence Quality Worksheet* (DIETITIANS ASSOCIATION OF AUSTRALIA, 2009). Este dado foi tabulado e apresentado na redação final do Artigo 1.

**Quadro 4:** Escore do *Quality Criteria Checklist: Primary Research*

<b>Escore</b>	<b>Pontuação</b>
Menos/Negativo (-)	Se a maioria (seis ou mais) das respostas de validade são “Não”, o relato deve ser designado com um símbolo menos (-) na <i>Evidence Quality Worksheet</i>
Neutro (∅)	Se as respostas das questões do critério de validade 2, 3, 6 e 7 não indicaram que o estudo é excepcionalmente forte, o relato deveria ser designado com um símbolo neutro (∅) na <i>Evidence Quality Worksheet</i>
Mais/Positivo (+)	Se as respostas das questões de validade são “Sim”, incluindo os critérios 2, 3, 6, 7 e pelo menos um “Sim” adicional, o relato deveria ser designado com um símbolo mais (+) na <i>Evidence Quality Worksheet</i>

Por fim, realizou-se a redação do artigo segundo as normativas do PRISMA (GALVÃO; PANSANI; HARRAD, 2015; MOHER et al., 2009) e apresentada como resultados preliminares na Qualificação do Projeto. Após a aprovação na Qualificação, o mesmo foi corrigido, atualizado e traduzido para o inglês e submetido em agosto de 2017 para a revista *Journal of Affective Disorders*, sendo aceito em dezembro de 2017 e publicado em março de 2018 (versão constante na Seção 6.1 desta tese).

### 5.3 SEGUNDO ARTIGO

#### 5.3.1 Desenho dos Estudos, População de Referência e Fonte de Dados

Tratou-se de um estudo ecológico de série temporal, cuja população de estudo foi composta por óbitos por suicídio no Brasil, no período de 1979 a 2015.

A população estudada consistiu nos registros de óbito por causa externa encontrados no Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM) do Banco de Dados do Sistema Único de Saúde (DATASUS).

As estimativas populacionais empregadas foram produzidas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), também obtido no endereço eletrônico do DATASUS,

baseados nos Censos Demográficos de 1980, 1991, 2000 e 2010, e as projeções intercensitárias para os demais anos. Quando necessário a estimativa mensal de crescimento populacional, empregou-se o cálculo por interpolação por aproximação geométrica. A fórmula empregada foi adaptada da apresentação oral de Godoy e utilizada para calcular o crescimento mensal dado que era conhecido a população na metade do ano de cada ano estudado (GODOY, 2012), como pode ser visto a seguir:

$$r = \left( \frac{P2}{P1} \right)^{\frac{1}{k}} - 1$$

onde  $r$  é a taxa geométrica de crescimento populacional para o período de interpolação (neste caso, mensal),  $P1$  é população no primeiro momento conhecido,  $P2$  é a população no segundo momento conhecido e  $k$  é o período decorrente entre dois períodos. Para esclarecer, neste estudo empregou-se  $k = 12$  pois se tinha as estimativas populacionais oficiais com intervalo de 1 ano (12 meses). Essa taxa geométrica de crescimento é a variação obtida para cada mês da primeira estimativa populacional.

### 5.3.2 Amostra e Critérios de Elegibilidade

A amostra consistiu em todos os casos registrados como suicídio no período selecionado, contidos nas seções de Lesões Autoprovocadas Intencionalmente (LAI) – Seções X60 a X84 e Y87.0 da CID-10 para o período de 1996 a 2015 e nas Seções E950 a E959 na CID-9 para o período de 1979 a 1995.

Foram excluídos os óbitos registrados em menores de 5 anos, conforme preconizado pela OMS (OMS, 2000) e erros de digitação evidenciados por inexistência dos códigos no dicionário de variáveis do SIM.

### 5.3.3 Coleta, Tratamento dos Dados e Variáveis do estudo

Os dados estão disponíveis livremente no endereço eletrônico do SIM e foram adquiridos através da internet em extensão “.dbc” e lido diretamente no programa R (R CORE TEAM, 2014), com auxílio do pacote *read.dbc*.

Para a caracterização sociodemográfica, as variáveis consideradas foram:

**Quadro 5:** Variáveis Sociodemográficas estudadas no Segundo Artigo

Variável	Definição	Operacionalização
Sexo	Define o sexo do falecido	1 – masculino; 2 – feminino.
Idade	Anos completos	5-9 anos; 10-14 anos; 15-19 anos; 20-29 anos; 30-39 anos; 40-49 anos; 50-59 anos; 60-69 anos; 70 a 79 anos; e 80 anos ou mais
Estado civil	Define o estado civil relatado para o falecido	1 – solteiro; 2 – casado; 3 – viúvo; 4 – separado/divorciado; 5 – união estável.
Escolaridade	Anos de estudo concluídos	1 – Nenhuma; 2 – 1 a 3 anos; 3 – 4 a 7 anos; 4 – 8 a 11 anos; 5 – 12 e mais.
Cor da pele	Define a cor relatada para o falecido	1 – branca; 2 – preta; 3 – parda; 4 – indígena; 5 – não informada
Região	Define a região político administrativa de ocorrência	1 – Norte; 2 – Nordeste; 3 – Centro-Oeste; 4 – Sul; 5 – Sudeste
Método	Método empregado para o suicídio. Informação recolhida na coluna Causa básica da Declaração de Óbito, conforme a CID-9 e CID-10.	1 – Autointoxicação intencional (AI) (E950-E952 da CID-9 e X60-X69 da CID-10); 2 – LAI por enforcamento (E953 da CID-9 e X70 da CID-10); 3 – LAI por afogamento (E954 da CID-9 e X71 da CID-10); 4 – LAI por disparo de arma de fogo e explosivos (E955 da CID-9 e X72-X75 da CID-10); 5 – LAI por fumaça, fogo, chama, gases, vapores e objetos quentes (X76-X77 da CID-10); 6 – LAI por objeto cortante ou penetrante (E956 da CID-9 e X78 da CID-10); 7 – LAI por objeto contundente (X79 da CID-10); 8 – LAI por precipitação por lugar elevado ou objeto em movimento (E957 da CID-9 e X80-X81 da CID-10); 9 – LAI por impacto de veículo a motor (X82 da CID-10); 10 – Outras LAIs (E958 da CID-9 e X83-X84 da CID-10); 11 – Sequelas de tentativas (E959 da CID-9 e Y87.0 da CID-10)

### 5.3.4 Plano de Descrição e Análise dos Dados

Após a descompactação e importação dos dados para o Programa R (TEAM R, 2014), foram selecionadas todas as mortes com causa básica de óbito referentes a suicídio.

As seguintes taxas foram calculadas para cada ano de estudo:

- a) Taxa bruta (TB) de mortalidade por causa específica: um único número calculado

como uma medida-resumo para uma população inteira, desprezando diferenças causadas pela idade, sexo, raça e outras características (PAGANO; GAUVREAU, 2004), calculada pela seguinte fórmula (GORDIS, 2010):

$$TB_{suicídio} = \frac{n^{\circ} \text{ de óbitos por suicídios em 1 ano}}{n^{\circ} \text{ de pessoas na população na metade do referido ano}} \times 10^6$$

b) Taxa padronizada (TP) pelo método direto: consiste em calcular taxas globais que resultariam se, em vez de distribuições diferentes, as populações comparadas tivessem o mesmo padrão (PAGANO; GAUVREAU, 2004). Apesar de em todo o período estudado a população tenha sido a da mesma área, não se pode considerar que ela permaneceu com a mesma composição etária ao longo do tempo devido as modificações vividas historicamente. Assim, optou-se por bem, empregar a população recomendada pela OMS (AHMAD et al., 2001) para tornar a comparação possível e livre de distorções. Seu cálculo segue o seguinte roteiro adaptado para este estudo (GORDIS, 2010):

b1) Determinar a população padrão (neste caso, a da OMS);

b2) Taxas de mortalidade específicas por idade são calculadas em todos os anos. Essas taxas consistem basicamente no mesmo cálculo da taxa bruta, sendo que é aplicada para cada grupo etário isoladamente;

b3) Aplica-se a taxa de mortalidade específica nos grupos etários da população padrão, obtendo-se o número esperado de mortes que poderiam ter ocorrido se aquelas taxas fossem aplicadas;

b4) Calcula-se o número total de mortes esperadas na população padrão por ano estudado;

b5) O resultado para cada ano é dividido pelo total da população padrão e obtém-se a taxa padronizada.

Para a análise de série temporal, apenas a tendência foi investigada inicialmente, tanto para a população geral quanto por Regiões de ocorrência dos suicídios. Para auxiliar no processo, a variável ano foi centralizada.

Inicialmente, o modelo linear foi empregado e seus resíduos foram testados para autocorrelação serial, sendo encontrado significância estatística e, por conseguinte, rejeitando-se a hipótese nula de ausência de autocorrelação serial.

Assim, o método de Prais-Winsten para regressão linear generalizada foi utilizado para expressar os parâmetros da regressão em função da autocorrelação serial presente nas séries temporais (ANTUNES; CARDOSO, 2015; CANJELS; WATSON, 1997). O procedimento considera a correlação serial do tipo autoregressivo de primeira ordem – AR(1), em um modelo linear e trata-se de um método iterativo que estima recursivamente os coeficientes betas e a autocorrelação do erro de um modelo específico até a convergência do coeficiente de correlação ( $\rho$ ). Todos estes parâmetros são obtidos por métodos dos mínimos quadrados (MOHR, 2019). Partindo destes parâmetros foi calculada a EAPC (INCA; SBOP, 2008), para facilitar o entendimento e a comparação (CANJELS; WATSON, 1997; INCA; SBOP, 2008). Os respectivos intervalos de confiança (95%) foram calculados para a EAPC. A autocorrelação serial dos resíduos foi testada usando o teste de Durbin-Watson não sendo significativa, ou seja, não sendo possível rejeitar a hipótese nula. Este procedimento serve para provar que a regressão linear simples não é uma boa forma de analisar dados de séries temporais porque ela precisa de um pressuposto que não é atendido, a independência dos resíduos. Estimativas decorrentes de regressão linear simples tende a superestimar as medidas de qualidade de ajuste. Estimativas bastante diferentes são encontradas quando se emprega a regressão linear generalizada (ANTUNES; CARDOSO, 2015). O teste de Durbin-Watson varia de 0 (indicando máxima autocorrelação positiva) a 4 (máxima autocorrelação negativa), encontrando em valores próximos a 2 o indicativo de ausência deste fenômeno (ANTUNES; CARDOSO, 2015; DURBIN; WATSON, 1992).

## 5.4 TERCEIRO E QUARTO ARTIGOS

### 5.4.1 Desenho dos Estudos, População de Referência e Fonte de Dados

Trata-se de estudos de tendência temporal, cuja população de estudo foi composta por óbitos por suicídio no Brasil no período de 1981-2015, empregando a mesma população de estudo e fontes de dados do segundo artigo. O descarte do ano de 1979 e 1980 da análise acontece porque a operacionalização da modelagem empregada (Modelagem APC) requer intervalos de tamanhos uniformes, por conseguinte, o período estudado deve ser um múltiplo de 5 e no caso destes artigos o período compreende 35 anos.

O terceiro artigo originou uma análise geral da mortalidade por suicídio no Brasil e Regiões através do modelo APC, considerando a população geral e por sexo, enquanto o quarto artigo foi uma comparação dos modelos APC para os três principais meios de suicídio utilizados, enforcamento, autointoxicação e disparo por arma de fogo.

### 5.4.2 Amostra e Critérios de Elegibilidade

A amostra consistiu em todos os casos registrados como suicídio no período selecionado, contidos nas seções já citadas anteriormente, para o período de 1981 a 2015.

Foram excluídos:

- óbitos registrados em indivíduos menores de 20 anos (os óbitos em menores de 5 anos são removidos conforme preconizado pela OMS, enquanto nas faixas etárias de 5 a 9 anos, 10 a 14 anos e 15 a 19 anos, foram removidos por número de casos insuficientes para uma boa estimativa empregando este método de modelagem);
- óbitos em indivíduos com 80 anos ou mais (devido a inexistência de dados precisamente espaçados para serem empregados nesta modelagem);
- erros de digitação evidenciados por inexistência dos códigos no dicionário de variáveis do SIM, da mesma forma que no segundo artigo.

### 5.4.3 Coleta, Tratamento dos Dados e Variáveis do Estudo

Os dados estão disponíveis livremente no endereço eletrônico do SIM e foram adquiridos através da internet em extensão “.dbc” e lido diretamente no programa R (TEAM R, 2014), com auxílio do pacote *read.dbc*.

Para a modelagem de série temporal as variáveis consideradas foram divididas em dependentes e independentes e apresentadas a seguir:

**Quadro 6:** Variáveis Dependentes usadas na Modelagem APC

Variável	Definição	Operacionalização
Idade	Faixa etárias agrupadas no intervalo de cinco anos iniciando na faixa etária de 20 anos, conforme preconizado pela OMS e finalizado no grupamento de 80 ou mais, devido ao fato das estatísticas vitais estarem agrupadas desta forma, totalizando 12 grupos etários. Para a modelagem APC, a faixa etária de 80 anos ou mais foi excluída.	20-24 anos; 25-29 anos; 30-34 anos; 35-39 anos; 40-44 anos; 45-49 anos; 50-54 anos; 55-59 anos; 60-64 anos; 65-69 anos; 70-74 anos; 75-79 anos
Período	Os períodos foram agrupados no intervalo de cinco anos, totalizando 7 períodos	1981-1985; 1986-1990; 1991-1995; 1996-2000; 2001-2005; 2006-2010; 2011-2015
Coorte	As coortes de nascimento iniciaram em 1901 e terminaram em 2010, totalizando 22 coortes.	1901-1905; 1906-1910; 1911-1915; 1916-1920; 1921-1925; 1926-1930; 1931-1935; 1936-1940; 1941-1945; 1946-1950; 1951-1955; 1956-1960; 1961-1965; 1966-1970; 1971-1975; 1976-1980; 1981-1985; 1986-1990; 1991-1995.

**Quadro 7:** Variáveis Independentes usadas na Modelagem APC

Variável	Definição	Operacionalização
Sexo	Define o sexo do falecido	1 – masculino; 2 – feminino.
Região	Define a região político administrativa de ocorrência	1 – Norte; 2 – Nordeste; 3 – Centro-Oeste; 4 – Sul; 5 – Sudeste
Meio	Principais meios empregados para o suicídio.	1 – Autointoxicação intencional (AI) (X60-X69 da CID-10 e E950-E952 da CID-9); 2 – LAI por enforcamento, estrangulamento e sufocação (X70 da CID-10 e E953 da CID-9); 3 – LAI por disparo de arma de fogo e explosivos (X72-X75 da CID-10 e E955 da CID-9).

#### 5.4.4 Plano de Descrição e Análise dos Dados

Após a descompactação e importação dos dados para o R, foram selecionadas todas as mortes com causa básica de óbito referentes a suicídio. Após a seleção dos casos, o banco de dados foi transferido para o programa R (TEAM R, 2014), utilizado tanto para o tratamento e categorização dos dados, quanto para análise exploratória e modelagem.

Os dados populacionais foram obtidos na seção das Estatísticas Vitais no site do DATASUS, baseados no censo populacional de 1980, 1991, 2000 e 2010, e as projeções intercensitárias.

O banco de dados utilizado como base para a análise descritiva é uma tabulação de eventos (no caso, mortes por suicídio) e tamanho da população durante um certo período de tempo e faixa etária, possivelmente restrita a certas coortes de nascimento (CARSTENSEN, 2005; HOLFORD, 2006).

Os modelos clássicos de idade-período-coorte foram formulados como um modelo para esta tabela onde o efeito de idade, período e coorte são modelados como fatores, ou seja, com um parâmetro por nível na tabulação. A fim de manter o número de parâmetros em um nível gerenciável e obter curvas razoavelmente suaves para os efeitos, a tabulação tem sido geralmente por intervalos de idade e período de 5 anos (CARSTENSEN, 2005). A recomendação de que os intervalos tenham a mesma dimensão advém de estudos clássicos sobre o tema (HOLFORD, 1983, 1985, 1991).

Taxas brutas, específicas e padronizadas foram calculadas de acordo com a

distribuição etária, sexo e método de suicídio, com os cálculos já descrito no segundo artigo.

Após esta etapa foi realizado uma análise exploratória gerando gráficos para analisar os efeitos da idade, período e coorte de nascimento, na população geral do Brasil e Regiões, por sexo e por método de suicídio.

A seguir, deve-se pensar a modelagem propriamente dita. Os modelos ajustados por essa metodologia assumem que o número de casos em cada grupo de idade ( $A$ ), período ( $P$ ) e coorte de nascimento ( $C$ ) seguem uma distribuição de Poisson. Essa distribuição de probabilidade tem como pressupostos: independência das observações; variação linear do logaritmo das contagens com as covariáveis; e número de ocorrências com média e variância iguais em cada nível das covariáveis (MEIRA, 2013).

O modelo assume que o número de casos em cada grupo de idade  $i$ , período  $j$  e coorte segue uma distribuição de Poisson, de média  $\theta_{ijk}$ , onde  $i = 1, \dots, A$ ;  $j = 1, \dots, P$ ;  $k = 1, \dots, A + P + 1$ . Neste modelo, os três efeitos (idade, período, coorte) atuam de maneira multiplicativa sobre a taxa,  $(\theta_{ijk} / N_{ijk})$ , onde  $N_{ijk}$  é a população sob risco de morte na idade  $i$  e no período  $j$  estudado. Assim o logaritmo do valor esperado da taxa pode ser escrito como uma função linear do efeito da idade, do período e da coorte mediante a fórmula:

$$\ln\left(\frac{\theta_{ijk}}{N_{ijk}}\right) = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_k$$

onde  $\mu$  representa o efeito médio,  $\alpha_i$  representa o efeito do grupo etário  $i$ ,  $\beta_j$  o efeito do período  $j$  e  $\gamma_k$  o efeito da coorte  $k$  (GONZÁLEZ; LLORCA; MORENO, 2002; HOLFORD, 1983; 1991; ROBERTSON; BOYLE, 1998).

Para resolver o problema de identificabilidade desta modelagem, várias alternativas são propostas. Optou-se por escolher o método que estima os parâmetros através de funções estimáveis (desvios, curvaturas e *drift*), implementada por Carstensen na biblioteca Epi do programa estatístico R (CARSTENSEN, 2005; CARSTENSEN et al., 2019). Optou-se por este método devido ao fato de que os métodos baseados em funções de penalidade tendem a atribuir a tendência a um efeito de coorte exclusivo, mesmo nos casos em que outros métodos mostram que o efeito principal é o período (GONZÁLEZ; LLORCA; MORENO, 2002).

O ajuste do modelo foi realizado através da *deviance*, definida como duas vezes o logaritmo da função de verossimilhança do modelo completo em relação ao logaritmo da função de verossimilhança do modelo estimado (GONZÁLEZ; LLORCA; MORENO, 2002; MEIRA et al., 2015). A contribuição dos efeitos foi avaliada pela comparação da *deviance*

do modelo com o efeito específico em relação ao modelo completo. Foram considerados estatisticamente significativos os resultados com  $P < 0,05$  (MEIRA et al., 2015). O modelo com o *deviance* mais baixo é o que melhor se ajusta (GONZALEZ; LLORCA; MORENO, 2002). A coorte de referência adotada foi 1946 e o período de referência foi o ano de 1998, por estarem mais centralizados na análise. A medida de associação gerada pelo modelo APC é o Risco Relativo (RR), sendo calculado automaticamente pela função *apc.fit* do pacote Epi (CARSTENSEN et al., 2019), juntamente com os respectivos Intervalos de Confiança de 95% (IC<sub>95%</sub>) (MEIRA et al., 2015; TORRES; CUNHA; VALENTE, 2018).

## 5.5 CONSIDERAÇÕES ÉTICAS

Como tratou-se de estudo desenvolvido em banco de dados secundários, de caráter oficial e acesso livre (domínio público), o mesmo não foi submetido ao Comitê de Ética em Pesquisa da Escola Nacional de Saúde Pública Sergio Arouca (CEP/ENSP) da Fundação Oswaldo Cruz (Fiocruz), após a Qualificação do projeto, de acordo com a Resolução 510 do Conselho Nacional de Saúde (CNS), de 16 de abril de 2016, art. 1º, parágrafo único, que versa sobre Ética na Pesquisa na área de Ciências Humanas e Sociais, Lei nº 12.527, de 18 de novembro de 2011, que regula o acesso a informações e Carta-Circular nº 04/2016 - CEP/ENSP, de 18 de abril de 2016,

## 6 RESULTADOS

### 6.1 ARTIGO 1: TEMPORAL DISTRIBUTION OF SUICIDE MORTALITY: A SYSTEMATIC REVIEW<sup>1</sup>

Pauliana Valéria Machado Galvão<sup>a</sup>  
 Hugo Rafael de Souza e Silva<sup>b</sup>  
 Cosme Marcelo Furtado Passos da Silva<sup>a</sup>

<sup>a</sup>Departament of Epidemiology and Quantitative Methods in Health, Escola Nacional de Saúde Pública Sergio Arouca, Fundação Oswaldo Cruz, Brazil.

<sup>b</sup>School of Medicine, Serra Talhada Campus, Universidade de Pernambuco, Brazil.

#### Abstract

**Background:** suicide is a problem with world impact and the leading cause of premature deaths. The study of its distribution over time can bring a changed understanding of parameters attributed to, and the prevention of, suicide.

**Aim:** to identify the temporal pattern of suicide by systematic review.

**Methods:** Pubmed (Medline), LILACS, Virtual Health Library (VHL), Science Direct and Scopus (Elsevier), Web of Science (Thomson Reuters) and PsyNET (APA) were searched, using suicide-related descriptors and terms, for observational epidemiological studies of the temporal distribution of suicide. The review protocol was registered in PROSPERO (CRD42016038470).

**Limitations:** The lack of uniformity in reporting or standardisation of methodology in the studies selected, hindered comparison of populations with similar socioeconomic and cultural profiles, considerably limiting the scope of the results of this review.

**Results:** fifty studies from 26 different countries were included in this review. Clear seasonal patterns were observed by day of the week, month, season and age-period-cohort effects. Few studies studied by trend, time of day or day of the month.

**Conclusion:** the review findings provide further evidence of substantial temporal patterns influenced by geographic, climatic and social conditions.

#### 1. Introduction

Suicide is a complex public health problem and the leading cause of premature death (Mars et al., 2014; Turecki and Brent, 2016). It is also an event that belongs to one of those research domains where much is known, but not enough is understood (Ajdacic-Gross et al., 2003). The world impact is one death every 40 s or just over 800 000 deaths worldwide in 2012 representing an annual global age standardized suicide rate of 11.4 per 100 000, the second leading cause of death among 15–29 year olds, and 15th-most common cause of death worldwide (World Health Organization, 2014). This disorder produces such repercussions that the World Health Organization's Comprehensive Mental Health Action Plan sets

---

<sup>1</sup>Artigo publicado na *Journal of Affective Disorders*, 228, p. 132-142, March 2018 e disponível online desde 7 de dezembro de 2017. A Elsevier foi consultada quanto a reutilização deste artigo na tese e informou que os direitos dos autores são mantidos para publicação em tese ou dissertação desde que não publicados para usos comerciais, sendo necessária a correta referência do mesmo na tese (Anexo B).

Como citar este artigo: Galvão PVMG, Silva HRS, Silva CMFP. Temporal distribution of suicide mortality: a systematic review. *Journal of Affective Disorders*. March 2018; 228: 132-42.

a target of 10% reductions in countries' annual rates by 2020 (World Health Organization, 2013).

Suicidal behaviour is strongly associated with conflicts, disasters, violence, abuse, feelings of isolation (Turecki, 1999), feelings of hopelessness and helplessness, stress and distress (Kaplan et al., 2002; Parente et al., 2007; Sá et al., 2010), sleep disorders, including insomnia (Pompili et al., 2013), mood disorders, mental disorders (including schizophrenia, personality disorders, addiction), impulsivity, alcoholism or drug abuse, anorexia, anxiety and depression (Asirdizer et al., 2010; Pretti and Miotto, 1998). Many others factors may contribute to suicide, as economic problems, the loss of a loved one, conflicts in the family, employment and problems at work, somatic illness, and honor (World Health Organization, 2002).

In the past fifty years, suicide rates have increased significantly (60%) worldwide (Macente and Zandonade, 2011; Parente et al., 2007). These rates are unevenly distributed by country, sex, age group and method used (Minayo et al., 2012). Most suicides occur in low- and middle-income countries, where resources and services for early identification, treatment and support of people in need are often scarce and limited, if indeed they exist (World Health Organization, 2014). In addition, suicide rates tend to be under-notified because of weak surveillance systems, misattribution of suicide as accidental death, as well as the criminalisation of suicide in some countries (World Health Organization, 2013). One of the fields that has most attracted researchers' attention is temporal variation in suicide (Law and De Leo, 2013). In 1879, Morselli made a comparative study of the monthly distribution of suicide in 17 European countries from 1827 to 1877, noting that the number of suicides increased constantly from the beginning of the year until June, then declined constantly until year end. From the biological standpoint, the hypothesis is that temperature, or more precisely climate factors, provide the mechanism that enhances the vulnerability of the nervous system, thus increasing suicide frequencies in the Spring and early Summer, which he attributed to a direct influence on the circuits of the brain of climatic variables, in particular temperature (Morselli, 1879).

The hypothesis is that the seasonal variance in suicide depends on an underlying seasonal biological variance, influencing the control of impulses, as well as the serotonergic circuit (Maes et al., 1995). Brain levels of serotonin are sensitive to climate change, with variations which are a negative reflection of the seasonal distribution of suicide (Brewerton, 1989; Maes et al., 1995). One possible explanation is the existence of interaction between sunlight and the neurotransmitter serotonin, which affects and helps regulate mood. This means that exposure to sunlight can alter the levels of serotonin and influence behaviours and emotions such as mood, impulsiveness and aggressiveness (Vyssoki et al., 2014).

From another viewpoint, in the nineteenth century, Durkheim studied the distribution of suicides over the course of the year and by times of day. He claimed that the hotter months produced more suicides and that the highest frequencies were during the daytime. He developed sociological arguments assuming that higher levels of social activity in the spring and summer months lead to heightened social tensions and, accordingly, to a seasonal peak in the second quarter of the year, corresponding to Spring in Europe (Durkheim, 1897).

Known as seasonality, this phenomenon can be approached three ways: by main seasonal cycles (seasons and months of the year); seasonal patterns in minor monthly or daily fluctuations; and secondary effects involving public holidays or birthdays (Ajdacic-Gross et al., 2010). Studying these offers an important pathway to understanding the determinants of suicide and assists prevention endeavours (Christodoulou et al., 2012, 2009). In order to improve these endeavours, it is essential to understand national, regional and local suicide patterns better, and absolutely crucial to understand the underlying mechanisms (Ajdacic-Gross et al., 2008a), including temporal distribution.

The research question here is: how are deaths from suicide distributed? The goal is to identify the temporal behaviour of this type of cause of death in the whole population of a region or territory.

## 2. Methods

### 2.1. Protocol and registration

This review was planned and conducted in line with the protocol filed on 30 April 2016, updated on 19 July 2016 and 5 December 2016 and published in the PROSPERO database, under number CRD42016038470 and available at <http://www.crd.york.ac.uk/PROSPERO/DisplayPDF.php?ID=CRD42016038470> (Galvão et al., 2016). The study stages and drafting of the article were guided by the recommendations of the document Preferred Reporting Items for Systematic Reviews and Meta-Analyses (PRISMA) (Moher et al., 2009).

### 2.2. Eligibility criteria

The strategy used to develop the study question was PICO, which is an acronym for Patient, Intervention, Comparison and Outcomes (Santos et al., 2007). This study considers the population of a study region (P) and the temporal distribution of the event (I), makes on comparison (C) and the outcome was death by suicide (O). The inclusion criterion was studies that investigated the temporal distribution of deaths by suicide in the population of a study region (country, state, region or city). The material selected was in the published article format, with no restriction as to year or language. The studies included were those with observational designs (cohort, case-control, cross sectional, ecological or time series).

The exclusion criterion was studies that contemplated only subsets of population (adolescents, older adults, men, for example) or of means of suicide (self-poisoning, self-immolation, suicide by firearm, suicide on railways etc.) or that compared sub-groups.

The choice to exclude studies that investigated population subsets is because these studies have weak external validity. External validity is about applying study's conclusions to an external population beyond the study's restricted interest (Kleinbaum et al., 2003).

### 2.3. Information sources

The search of articles was conducted in the following databases: Pubmed Central (Medline, 1966 to April 2017); Latin American and Caribbean Health Sciences Literature or Literatura Latino-Americana e do Caribe em Ciências da Saúde (LILACS, 1982 to April 2017); Web of Science (1945 to April 2017); Science Direct (1823 to April 2017); Scopus (1960 to April 2017); Health Virtual Library or Biblioteca Virtual de Saúde (BVS, 1998 to April 2017); and PsyNET (American Psychological Association – APA, not given). The last search was made on 16 April 2017.

### 2.4. Search

The descriptors used were drawn from the Medical Subject Headings (MeSH – Pubmed) and Health Sciences Descriptors (Descritores de Ciências de Saúde, DeCS – BVS), in English, Portuguese and Spanish, and consisted in: “suicide”, “death”, “mortality”, “epidemiology”, “epidemiological studies”, “ecological studies”, “time series studies”, “cross-sectional studies”, “temporal distribution”, “seasons”, “seasonal variation” and “temporal variation”.

In Pubmed, the strategy was the following: (("suicide"[MeSH Terms] OR "suicide"[All Fields]) OR (completed[All Fields] AND ("suicide"[MeSH Terms] OR "suicide"[All Fields]))) AND (("death"[MeSH Terms] OR "death"[All Fields]) OR ("mortality"[Subheading] OR "mortality"[All Fields] OR "mortality"[MeSH Terms])) AND (("epidemiology"[Subheading] OR "epidemiology"[All Fields] OR "epidemiology"[MeSH Terms]) OR "epidemiologic studies"[All Fields] OR "ecological studies"[All Fields] OR "crosssectional studies"[All Fields] OR "time series studies"[All Fields]) AND (("seasons"[MeSH Terms] OR "seasons"[All Fields]) OR "temporal distribution"[All Fields] OR "temporal variation"[All Fields] OR "seasonal variation"[All Fields]). The other strategies were similar, except that, because of the very large dataset of Science Direct, document-type filters (article, short survey and short communication) were applied to the strategy. The search was repeated after the final analysis and any additional studies retrieved were included.

## 2.5. Study selection

All records collected in this search were entered into the EndNote x6® (Thomson Reuters) programme and duplicates were eliminated, thus forming Collection 1. Collection 1 was exported to an electronic spreadsheet and forwarded to the two researchers (PVMG and HRSS) responsible for selecting articles to read the titles and abstracts, so as to verify compliance with the study inclusion criteria. It was chosen to use an electronic spreadsheet, so as to optimise tabulation of the articles and, using dichotomous (“yes” or “no”) responses, facilitate analysis of the reasons for inclusion or exclusion. Articles with divergent decisions were referred to a third researcher (CMFPS), who decided whether or not to retain the articles. Articles for which abstracts were not available were excluded. The articles selected at this stage form part of Collection 2, and were retrieved in full. The two researchers responsible for selection read the complete texts and eliminated any articles that met the exclusion criteria. The analysis was recorded on a form to identify these criteria. Articles that could not be retrieved were excluded. Conflicting cases were resolved by the third researcher. The remaining articles formed part of Collection 3 and their content was evaluated critically. Additional studies were included as they were identified in lists of references in articles and were subjected to the same reading process (first, title and abstract, then the whole text) as had formed the previous collections.

## 2.6. Data extraction process

A specific spreadsheet was developed for extraction of data from the material selected for Collection 3. The following information was collected on each study: year, site, sample size, period, temporal distribution, statistical analyses and main findings. The researchers PVMG and HRSS filled out the form independently and later produced a single document which was reviewed by the third researcher, CMFPS, for adjustment.

The convention applied in this study used the following temporal distributions: 1. Time of day; 2. Day of the week; 3. Day of the month; 4. Month; 5. Season of the year, defined according to the study hemisphere; 6. Trend or secular trend: when the studies involved long (e.g., five- or ten-year) time periods (França Júnior and Monteiro, 2000); 7. Age-period-cohort effect: a method that evaluates the temporal effect of the occurrence of an event, in terms of age, period and birth cohort (Meira, 2013; Meira et al., 2015; Yang et al., 2008). Frequency was addressed by reference to two phenomena: 1. Peak: the point of highest frequency; 2. Trough: point of lowest frequency (Thorne, 1963). The term

“suicide” was used to refer only to deaths by suicide, disregarding suicidal behavior or ideation or attempted suicide.

## 2.7. Quality evaluation of the studies

The quality of the studies was evaluated using the Quality Criteria Checklist: Primary Research (Dietitians Association of Australia, 2009), as in other systematic review studies (Coimbra et al., 2016; Hunt et al., 2015). This standardized instrument used to evaluate study quality was chosen for its applicability to various types of study, including cross-sectional (Hunt et al., 2015) and time series studies, to highlight the most important items according to the type of study (Dietitians Association of Australia, 2009). The evaluation was carried out independently by two researchers (PVMG and HRSS). Agreement between the two co-authors was 91.3% and evaluations in disagreement were discussed until consensus was reached.

Synthesis of results: Absolute and mean data and suicide rates were extracted from texts, tables and figures. The summary of the results was quantitative and descriptive, with no meta-analysis. The data were recorded on the spreadsheet and, given the heterogeneity of the temporal phenomena studied, no additional analysis was performed. No tests were conducted to determine selective reporting or publication bias, nor additional analyses, such as sensitivity analysis, subgroup or metaregression analysis, given the descriptive nature of this review.

## 3. Results

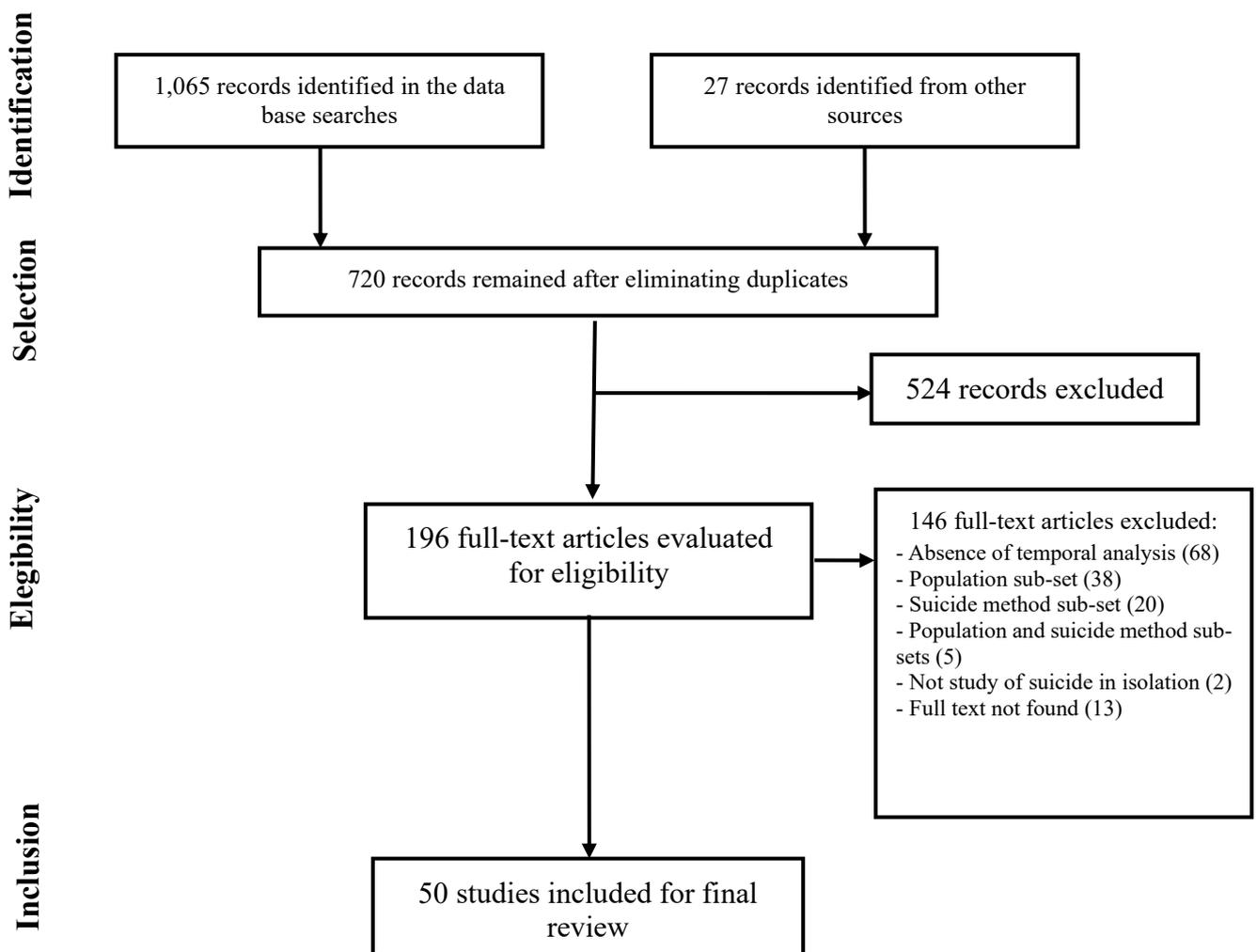


Figure 1. Flow diagram of article search and selection

The search of the selected data bases produced 1065 texts, to which were added 27 records identified from the reference lists of the selected articles. After eliminating duplicates, the electronic search resulted in 720 potentially relevant records, which were selected for their titles and abstracts to be read. After this stage, 524 studies were excluded for not meeting the criteria for inclusion of the review and the complete texts of the 196 remaining articles were searched for, retrieved and read. Of these articles, 6.6% were not found and 74.5% were excluded. Reasons for exclusion were absence of temporal analysis, studies of population sub-groups and/or of methods and studies which did not consider suicide as an isolated construct. The article selection process is described in Fig. 1. Fifty articles were selected.

The articles selected reported on 26 time series studies, 9 ecological studies and 15 cross-sectional studies. Thirty different countries were contemplated, most of them European: four studies each in Switzerland (Ajdacic-Gross et al., 2007, 2003, 2008a, 2006) and Finland (Holopainen et al., 2013; Nayha, 1982; Partonen et al., 2004a, 2004b), three in Sweden (Granberg and Westerberg, 1999; Holopainen et al., 2013; Rihmer et al., 1998), two each in Greece (Bazas et al., 1979; Christodoulou et al., 2009) and Spain (Granizo et al., 1996; Sáez Rodríguez et al., 2012) and one in each of Denmark (Bjorksten et al., 2009), Ireland (Casey et al., 2012), Norway (Bramness et al., 2015), Turkey (Doğan and Toprak, 2015), France (Encrenaz et al., 2012), Italy (La Vecchia et al., 1986), Germany (Massing and Angermeyer, 1985), Russia (Jukkala et al., 2017), Poland (Mlodozieniec et al., 2010),

Slovenia (Oravec et al., 2006), England and Wales (Surtees and Duffy, 1989). The nine studies of Asian countries included were conducted in China (Chen et al., 2010; Lin et al., 2008; Sun et al., 2011; Tsai and Cho, 2011), Japan (Araki et al., 1986; Araki and Murata, 1987; Nakaji et al., 2004), Korea (Park et al., 2016) and Singapore (Parker et al., 2001). The American studies included related to Colombia (Sánchez et al., 2005), Chile (Retamal and Humphreys, 1998), Brazil (Bando et al., 2012, 2009; Bando and Volpe, 2013; Minayo et al., 2012; Rodrigues and Werneck, 2005) and the United States (Abel and Welte, 1987; Bridges et al., 2005; Lester, 1979; Maldonado and Kraus, 1991; Phillips, 2014). Also included were three studies in Oceania (Granberg and Westerberg, 1999; Law and De Leo, 2013; Rock et al., 2003) and two in Africa (Flisher et al., 1997; Gad ElHak et al., 2009). Only eleven studies were conducted in the southern hemisphere (Bando et al., 2012, 2009; Bando and Volpe, 2013; Flisher et al., 1997; Granberg and Westerberg, 1999; Law and De Leo, 2013; Minayo et al., 2012; Parker et al., 2001; Retamal and Humphreys, 1998; Rock et al., 2003; Rodrigues and Werneck, 2005).

The overall sample size of this review was 2,146,418 suicides, with a study minimum of 80 (Flisher et al., 1997) deaths and a maximum of 865,928 (Phillips, 2014). Study periods were from 1 (Lester, 1979; Partonen et al., 2004a) to 261 years (Holopainen et al., 2013). Eleven studies working with rates alone did not specify sample size (Ajdacic-Gross et al., 2006; Araki and Murata, 1987; Bazas et al., 1979; Granizo et al., 1996; Jukkala et al., 2017; La Vecchia et al., 1986; Lester, 1979; Nakaji et al., 2004; Park et al., 2016; Phillips, 2014; Rodrigues and Werneck, 2005).

Although no language filter was applied, only four of the studies selected were in a language other than English (two in Spanish (Sáez Rodríguez et al., 2012; Sánchez et al., 2005), one in Portuguese (Minayo et al., 2012) and one in Polish (Mlodozieniec et al., 2010)).

In 84% of the studies, the information on suicide originated in official figures from institutes of statistics, health and epidemiology. Eight studies brought together information from medico-legal (Abel and Welte, 1987; Araki et al., 1986; Christodoulou et al., 2009; Gad ElHak et al., 2009; Retamal and Humphreys, 1998; Sánchez et al., 2005), judicial (Sáez Rodríguez et al., 2012) and police (Rock et al., 2003) sources, two studies did not specify clearly their data sources (Granberg and Westerberg, 1999; Massing and Angermeyer, 1985) and one drew its information from a suicide prevention project (Partonen et al., 2004b).

Statistical techniques employed by the selected studies were as follows: regression was used in eighteen (harmonic in four (Bridges et al., 2005; Chen et al., 2010; Parker et al., 2001; Partonen et al., 2004a), log-linear in four (Abel and Welte, 1987; Ajdacic-Gross et al., 2006; Flisher et al., 1997; Phillips, 2014), Poisson in four (Granizo et al., 1996; Jukkala et al., 2017; La Vecchia et al., 1986; Rodrigues and Werneck, 2005), Joinpoint in three (Bando et al., 2012; Doğan and Toprak, 2015; Park et al., 2016), Fourier-Poisson in one (Bramness et al., 2015), polynomial in one (Minayo et al., 2012) and one with no further detail (Law and De Leo, 2013)); nine studies used time series analysis (TSA), in most cases applying ARIMA (Ajdacic-Gross et al., 2007, 2008a; Encrenaz et al., 2012; Mlodozieniec et al., 2010; Sánchez et al., 2005) and SARIMA (Lin et al., 2008) models, one with periodogram and Fisher test (Bando et al., 2009) and two did not specify model (Nayha, 1982; Partonen et al., 2004b); nine studies used the chisquare test ( $\chi^2$ ) (Bridges et al., 2005; Christodoulou et al., 2009; Gad ElHak et al., 2009; Lester, 1979; Maldonado and Kraus, 1991; Massing and Angermeyer, 1985; Rihmer et al., 1998; Sáez Rodríguez et al., 2012; Sun et al., 2011); four used spectral analysis (Ajdacic-Gross et al., 2003; Chen et al., 2010; Oravec et al., 2006; Rock et al., 2003); two used the Edwards test (Ajdacic-Gross et al., 2003; Bazas et al., 1979); two used profile analysis (F test) (Araki et al., 1986; Araki and Murata, 1987); two used variance analysis (Granberg and Westerberg, 1999; Retamal and Humphreys, 1998). In addition to these techniques, others employed were the Rayleigh test (Bjorksten et al., 2009),

the Frangakis and Varadhan method (Christodoulou et al., 2009), cosinor analysis (Bando and Volpe, 2013), t-paired test (Araki et al., 1986), sinusoidal analysis (Casey et al., 2012), Pearson product-moment correlation coefficient (Holopainen et al., 2013), Friedman test (Tsai and Cho, 2011), Fourier decomposition (Nakaji et al., 2004), von Mises distribution (Parker et al., 2001), Roger's log method and peak/low rating (PLR) (Sun et al., 2011) and generalised linear interactive modelling (Surtees and Duffy, 1989).

For temporal distribution, three studies worked with distribution by time of day (Maldonado and Kraus, 1991; Partonen et al., 2004a; Sáez Rodríguez et al., 2012); seven studies by day of the week (Abel and Welte, 1987; Law and De Leo, 2013; Lester, 1979; Maldonado and Kraus, 1991; Massing and Angermeyer, 1985; Partonen et al., 2004a; Sáez Rodríguez et al., 2012), predominantly reporting peak on Monday and trough at weekends (Law and De Leo, 2013; Lester, 1979; Massing and Angermeyer, 1985), while two studies found no significant pattern (Abel and Welte, 1987; Sáez Rodríguez et al., 2012); three studies were by day of the month (Ajdacic-Gross et al., 2003; Encrenaz et al., 2012; Parker et al., 2001), each finding a different distribution; twenty-seven studies were by month (Abel and Welte, 1987; Ajdacic-Gross et al., 2007, 2003; Araki et al., 1986; Araki and Murata, 1987; Bando et al., 2009; Bando and Volpe, 2013; Bazas et al., 1979; Bjorksten et al., 2009; Bramness et al., 2015; Christodoulou et al., 2009; Encrenaz et al., 2012; Flisher et al., 1997; Granberg and Westerberg, 1999; Holopainen et al., 2013; Lin et al., 2008; Maldonado and Kraus, 1991; Massing and Angermeyer, 1985; Mlodozeniec et al., 2010; Nakaji et al., 2004; Nayha, 1982; Parker et al., 2001; Partonen et al., 2004b; Retamal and Humphreys, 1998; Rock et al., 2003; Sáez Rodríguez et al., 2012; Sun et al., 2011), five finding no significant pattern (Abel and Welte, 1987; Bando et al., 2009; Maldonado and Kraus, 1991; Parker et al., 2001; Sáez Rodríguez et al., 2012); nineteen studies were by season, four with no significant pattern (Granberg and Westerberg, 1999; Maldonado and Kraus, 1991; Rihmer et al., 1998; Sun et al., 2011), most peaking in Spring (Araki et al., 1986; Bando et al., 2009; Bando and Volpe, 2013; Casey et al., 2012; Chen et al., 2010; Flisher et al., 1997; Holopainen et al., 2013; Law and De Leo, 2013; Lin et al., 2008; Nakaji et al., 2004; Rock et al., 2003; Sáez Rodríguez et al., 2012) and Summer (Araki et al., 1986; Casey et al., 2012; Chen et al., 2010; Gad ElHak et al., 2009; Law and De Leo, 2013; Sáez Rodríguez et al., 2012), only one peaking in Autumn (Holopainen et al., 2013), plus one whose seasonal pattern was significant, but not specified (Oravec et al., 2006); four were trend studies (Bando et al., 2012; Doğan and Toprak, 2015; Minayo et al., 2012; Sánchez et al., 2005); and eight studies used age-period-cohort analysis (Ajdacic-Gross et al., 2006; Granizo et al., 1996; Jukkala et al., 2017; La Vecchia et al., 1986; Park et al., 2016; Phillips, 2014; Rodrigues and Werneck, 2005; Surtees and Duffy, 1989). The individual characteristics of the 50 studies are given in Table 1. The most frequent time distributions were highlighted in Fig. 2.

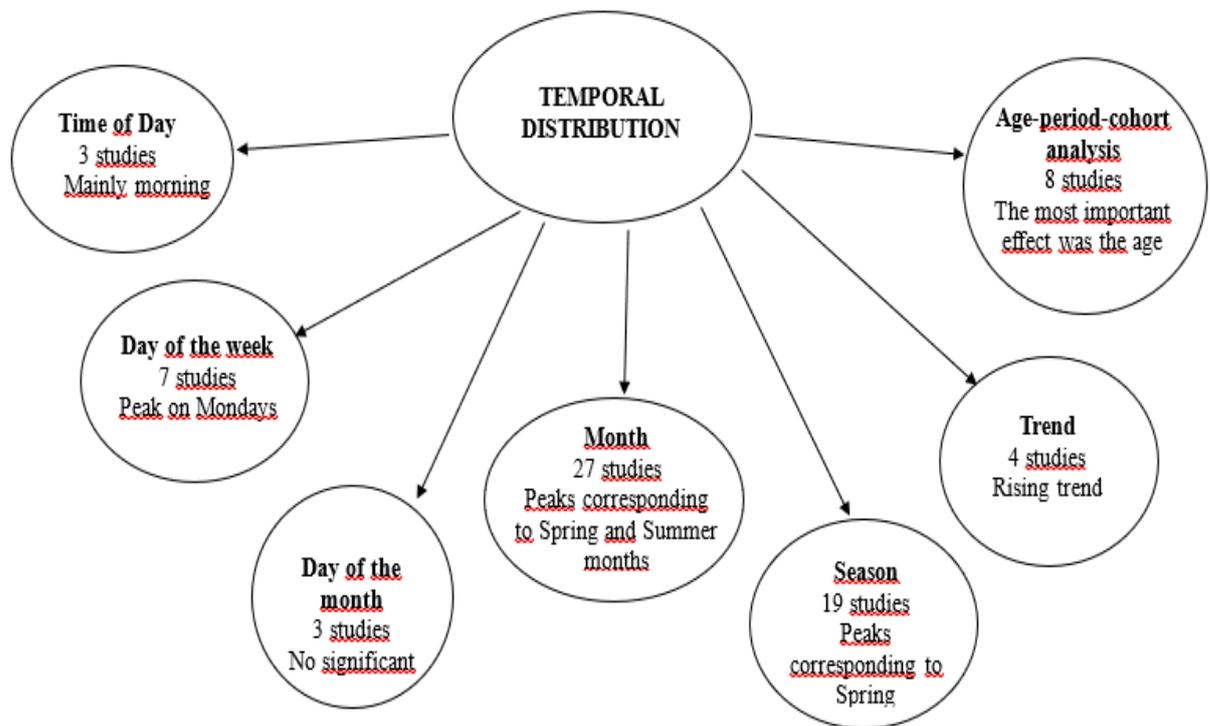


Figure 2: Most frequent temporal distribution found

Quality assessment by the Quality Criteria Checklist – Primary Research found positive overall quality in 33 (66.0%) of the studies, neutral overall quality in 10 (20.0%), because of failings on questions 6 and/or 7, and negative overall quality in 7 (14.0%) (Table 2).

Table 1: Characteristics of the studies included in the systematic review

Authorship	Site	Sample	Period	Temporal distribution	Statistical analysis	Observations
Abel and Welte, 1987	Erie, New York (USA)	716	1973-1983	Day of the week and month	Log-linear model	No significant seasonal trend by month (peak: July; trough: August) or day (peak: Tuesday; trough: Wednesday). Suicide only cause of violent death without higher frequency at weekends.
Ajdacic-Gross et al., 2006	Switzerland	ND	1881-2000	Age-period-cohort effect	Log-linear model	Age: rates among elderly of both sexes have increased recently. Period: rising trend in FSRs since end of 19 <sup>th</sup> century, while MSR rates diminished after peaking in the 1930s. World War I produced an increase in MSR rates, while World War II produced a reduction in FSRs. Cohort: cohort effects were considerable only for MSR rates.
Ajdacic-Gross et al., 2007	Switzerland	128,322	1877-2000	Month and season	ARIMA-type TSA	Peak: January (MS); February (FS). Trough: June. Model: ARIMA (0,1,1) for both sexes.
Ajdacic-Gross et al., 2008a	Switzerland	19,963	1969-2003	Day of the month	ARIMA-type TSA	Showed a fall in the number of suicides in December. Suicides declined close to public holidays and then increased. Model: ARIMA (0,0,0) for MS and ARIMA (0,1,0) for FS.
Ajdacic-Gross et al., 2003	Switzerland	37,518	1969-1994	Month and day of the month	Edwards' test and spectral analysis	Peak in May and June and trough in December. Analysis in the frequency domain confirmed a single peak in the 12-month period. Analysis by day revealed other issues: the decrease began in late November; rates were lowest at Christmas and New Year's Eve, but rise after New Year's Eve (3 to 8 January).
Araki et al., 1986	Osaka, Japan	5,547	1974-83	Month and season	T-paired test and profile analysis (F-test)	MSR: Peak: March and Spring. Trough: September and Autumn. FSR: Peak: February and November, Summer. Trough: July and Autumn. Profile analysis showed that seasonality was no different in men and women.
Araki and Murata, 1987	Japan	ND	1950-1982	Month, season and trend	Profile analysis (F-test)	Trend: MSR: rates in years 68'-74 were lower than in 50-55 and 56-67, while they were highest in 75-82. FSR: rates in 68-74 were lower than in 50-55 and 75-82. Monthly variation: MS: peak in April; FS: peak in April-May. Lowest levels were in Dec.-Jan. seasonal variation decreased in the order: Spring, Summer, Autumn and Winter.
Bando et al., 2009	São Paulo City	11,434	1979-2003	Month and season	TSA, Periodogram and Fisher test	Month: no significant difference was observed in the mean number. Season: peak in Spring and trough in Autumn. TSA: peaks at 162, 24 and 36 months, with no statistical significance.

*(continued on next page)*

Table 1 (continued)

Authorship	Site	Sample	Period	Temporal distribution	Statistical analysis	Main findings
Bando et al., 2012	São Paulo, SP, Brazil	Brazil: 98,904; SP State: 21,066; SP City: 5,589	1996-2008	Trend	JoinPoint regression	Brazil: rates increased over time. State: rates generally decreased. In the most developed region, they declined until 2000 and then stabilized. City: in the poorest areas, rates were stable; in the wealthiest areas, they declined over the whole period; and in the middleclass area they decreased until 2003 and then increased significantly.
Bando and Volpe, 2013	São Paulo State	6,916	1996-2010	Month and season	Cosinor analysis	A significant seasonal peak was found in November (end of Spring) and a trough in May-June (end of Autumn). This study found significant seasonality.
Bazas et al., 1979	Greece	ND	1956-1975	Month	Edwards test for seasonality	Strong evidence of a harmonic seasonal pattern with peak in June. No trough recorded and graph gives little information.
Bjorksten et al., 2009	Greenland, Denmark	1,351	1968-2002	Month	Rayleigh test for circular distribution	Seasonal variation with peaks at 11 June and trough from November to January in Winter, considering all cases of suicide, MS and FS.
Bramness et al., 2015	Norway	20,156	1969-2007	Month and trend	Fourier-Poisson time series regression	The long-term trend is not linear, increases until 1990, decreases and stabilises until 1995. Fitting a Fourier-Poisson time series model found significant seasonality. The temporary mean estimated over the whole 39-year seasonal period showed an overall peak in May and trough in February.
Bridges et al., 2005	United States	865,928	1971-2000	Month	$\chi^2$ test and harmonic regression	A systematic yearly cyclic pattern was observed. Monthly distribution in the 1970s was bimodal – Spring (April and May) and September – and in other decades it was similar, with a drop in Winter.
Casey et al., 2012	Eire	7,899	1980-2002	Season and year	Sinusoidal analysis	Season: Peak in late Spring and early Summer and trough in Autumn. Year: was also significant, showing increase during the study period.
Chen et al., 2010	Taiwan, China	74,064	1978-2006	Season and year	Spectral analysis and harmonic regression	Annual, semi-annual and quarterly pattern for ASSR and FSR, while MSR showed only annual and semi-annual pattern.
Christodoulou et al., 2009	Greece (Athens and Attica)	829	1996-2000	Month and year	$\chi^2$ test and Frangakis and Varadhan method	Year: no significant difference in number of suicides. Month: significant peak in May (CI: April-June). Suicide hazard increased 32% in May.

(continued on next page)

Table 1 (continued)

Authorship	Site	Sample	Period	Temporal distribution	Statistical analysis	Main findings
Doğan and Toprak, 2015	Turkey	50,642	1987-2011	Trend	JoinPoint regression	Mean annual increase was 3.19% from 1992 to 2000; FSRs increased 8.45% from 1992 to 1997 and then declined 5.41% from 1997 to 2003. Author reports MSR <sub>s</sub> held stable, with a significant increase of 2.8%.
Encrenaz et al., 2012	France	314,290	1979-2006	Month and day of the month	TSA, ARIMA	Trend: decrease in suicides. Peak: Spring. For month, the final model was SARIMA [(0,1,1) X (0,1,1) <sub>12</sub> ]. Day: the best model was ARIMA (1,1,1). Suicides decreased from 11 June and 11 July (1998 World Cup) and on the day following each game.
Flisher et al., 1997	South Africa	16,386	1980-1989	Month and season	Log-linear model	Seasonal pattern as expected, peaking in Spring (September-October) and falling in Winter (southern hemisphere).
Gad ElHak et al., 2009	Port Said, Egypt	80	1998-2004	Season	$\chi^2$ test	Higher frequency in Summer for whole population and male population; higher in Winter for female population. Seasonal distribution was not significant.
Granberg and Westerberg, 1999	Sweden and New Zealand	102,102; 8,421	1911-1993; 1975-1995	Month, season or semester	Variance analysis	Sweden: Peak in May and June. Trough from November to February. Variance analysis indicated that month was more important than season or semester. New Zealand: association between suicide and month not as strong, but suicides peaked in November, as expected.
Granizo et al., 1996	Spain	ND	1959-1991	Age-period-cohort effect	Poisson regression	Age: MRs increased exponentially. Period: MRs decreased at the start of the study until the 1970s. Cohort: those born in the 1960s and 1970s were 3 times more likely to commit suicide than the reference group (1885-1889). The most important effect was age, followed by period and cohort.
Holopainen et al., 2013	Finland and Sweden	96,159; 161,182	1750-2010	Month, season and year	Pearson product-moment coefficients	Month and season: suicide peak in May (Spring) and October (Autumn) and trough in February for both countries. Year: overall increase in MRs, followed by reduction in recent decades. In Sweden, the decline began in the 1970s and, in Finland, in the 1990s.
Jukkala et al., 2017	Russia	ND	1956-2005	Age-period-cohort effect	Log-linear Poisson model	The complete age-period-cohort model gave best fit; the age-period model gave better fit than the age-cohort model, although less so for women. The curvilinear trend was stronger than the linear trend for men, but for the women there was no difference between the two trends.

(continued on next page)

Table 1 (continued)

Authorship	Site	Sample	Period	Temporal distribution	Statistical analysis	Main findings
La Vecchia et al., 1986	Italy	ND	1955-1979	Age-period-cohort effect	Log-linear Poisson model	Age: greater effects for men in each age group and most marked increase. Period: Decreases between mid-1950s and mid-1960s, followed by rising trends of similar magnitude in the following decade. Cohort: inconsistent effects difficult to interpret.
Law and De Leo, 2013	Queensland, Australia	6,555	1996-2007	Day of the week and season	Regression	Greatest risk on Monday, particularly in Summer. Least risk: Saturday, particularly in Winter.
Lester, 1979	United States	ND	1973	Day of the week, public holidays and month	$\chi^2$ test	Most common in July and August, on Monday, infrequent on main public holidays.
Lin et al., 2008	Taiwan, China	18,130	1997-2003	Month and season	SARIMA-type TSA	Seasonality was proven, in the overall sample and in both sexes, for violent suicides, but not for non-violent suicides. The former peaked between March and May (Spring).
Massing and Angermeyer, 1985	Saxony, Germany	78,323	1968-1977	Day of the week and month	$\chi^2$ test	Month: Peak in April (MS) and June (FS) and trough in December (MS) and January (FS); Day of the week: Peak on Mondays and trough on Saturday (MS) and Sunday (FS).
Maldonado and Kraus, 1991	Sacramento, California, USA	4,190	1925-1983	Time of day, day of the week and month	$\chi^2$ test	Time of day and day of the week: from 4 to 8 a.m. and Mondays, and showed consistent pattern influenced by age, sex and year. Month: no significant pattern.
Minayo et al., 2012	Brazil; Rio de Janeiro	158,952; 8,353	1980-2006	Trend	Polynomial regression	Rising trend in suicides in Brazil (from 4,313 to 7,896.6 deaths/year) and in Rio de Janeiro State (from 250.3 to 413.4 deaths/year); more marked country trend than for Rio de Janeiro State.
Mlodozieniec et al., 2010	Poland	29,232	1999-2003	Month	ARIMA-type TSA	Seasonal pattern, ARIMA model (2,1,0)(0,1,1) <sup>12</sup> , with peaks from April to August and trough in December to February.
Nakaji et al., 2004	Japan	ND	1970-1999	Month and season	Fourier decomposition	Suicides showed two peaks (April and September) and one trough (December) and a clear pattern of seasonality in Spring.
Oravec et al., 2006	Slovenia	18,675	1971-2002	Season	Spectral analysis	Change in seasonality was observed in more recent years. Seasonality was observed in both sexes, but women are less liable to seasonal effects than men. Pattern not specified.

(continued on next page)

Table 1 (continued)

Authorship	Site	Sample	Period	Temporal distribution	Statistical analysis	Main findings
Park et al., 2016	Korea	ND	1984-2013	Age-period-cohort effect	JoinPoint regression	Age effect: greater among men than women. Period effect: MSR: diminished until 1990, increased until 2004 and stabilised for the rest of the period; FSR: diminished until 1989, increased until 2009 and diminished over the rest of the period. Cohort effect: younger cohorts were at greater risk than older ones.
Parker et al., 2001	Singapore	3,295	1989-1998	Month and day of the month	Harmonic regression and von Mises distribution	There was no consistent monthly pattern for all suicides and by sex. Men and women in isolation displayed no single strong peak. Greatest frequencies were, for MS, on 16 Feb., 24 Sept. and 26 July; and FS, 19 May, 1 Mar. and 31 Aug. The patterns found in this study were small magnitude peaks.
Partonen et al., 2004a	Finland	1,397	1987-1988	Time of day, day of the week, month	Harmonic regression	Peaks in May, on Friday and between 10 and 11 a.m. Data on season were inconclusive.
Partonen et al., 2004b	Oulu, Finland	1,658	1987-1999	Month	TSA	Despite marked fluctuations in the number of suicides in the study period, there was clearly a seasonal pattern, with peak in September and trough in December.
Phillips, 2014	United States	ND	1935-2010	Age-period-cohort effect	Log-linear model	One-factor models: age was the variable that explained the time patterns best; period was the least effective. Two-factor models: MS: age-cohort model; FS: age-period model. The model that represents the three components of change – age, period and cohort – explains the changes in suicide rates over time best.
Retamal and Humphreys, 1998	Santiago MR, Chile	5,386	1979-1994	Month	Variance analysis	Higher rates in the hot months (October to January) than in the cold months (April to July).
Rihmer et al., 1998	Gotland, Sweden	148	1981-1996	Season	Bi- and tri-dimensional $\chi^2$ test	Seasonality present in Spring (NS). Dividing the study period in two, it was found that from 1981 to 1989, seasonality was more marked in the overall sample and statistically significant.
Rock et al., 2003	Australia	57,936	1970-1999	Month and season	Spectral analysis	Overall suicide is seasonal in the past two decades (1980s and 90s), has a simple 12-month cycle and peaks at the end of Spring (November), while amplitude has increased with time.

(continued on next page)

Table 1 (continued)

Authorship	Site	Sample	Period	Temporal distribution	Statistical analysis	Main findings
Sáez Rodríguez et al., 2012	Priego de Córdoba, Spain	147	1960-1990	Time of day, day of the week, month and season	$\chi^2$ test	Seasonal differences were significant, peaking in Spring and Summer. There is no perceptible pattern by month or day of the week (NS). Most frequent time of day is from 8 a.m. to 4 p.m. (significant).
Sánchez et al., 2005	Bogota, Colombia	2,343	1997-2003	Trend	TSA, ARIMA	No clear evidence of cyclic patterns; ARIMA model (1,0,0) fitted, which showed no violation of the model assumptions.
Sun et al., 2011	Shangdong, China	14,450	1991-2009	Month and season	$\chi^2$ test, Edwards' test and Roger log method and peak/low ratios (PLR)	Peak occurred in May, June and July (Spring and early Summer), trough in November and December. No significant difference in magnitude of seasonality.
Surtees and Duffy, 1989	England and Wales	176,629	1946-1985	Age-period-cohort effect	Generalized interactive linear modelling	Age: suicide tends to increase with age, peaking with those aged from 65 to 79 years. Period: MRs peaked in 1956-1960 and there was a trough in 1971-1975, rising again thereafter. Cohort: different pattern by sex, MSR increased in the more recent cohorts, while FSRs decreased.
Tsai and Cho, 2011	Taiwan, China	47,410	1991-2008	Month	Friedman test	Rising trend in rates of mortality by suicide in Taiwan. Peak in April and May and trough in January and December, both significant.

ND: Not Described; MSR: Male Suicide Rate; FSR: Female Suicide Rate; TSA: Time Series Analysis; MS: Male Suicide; FS: Female Suicide;  $\chi^2$ : chi-square; ASSR: Age-specific suicide rate; CI: Confidence Interval; MR: mortality rate; MR: Metropolitan Region; NS: Not significant

Table 2: Quality of the studies included in the systematic review

Study	Questions										Overall quality
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
Abel and Welte, 1987	Y	Y	NA	NA	NA	N	N	Y	Y	Y	Neutral
Ajdacic-Gross et al., 2006	Y	Y	NA	NA	NA	Y	Y	Y	Y	Y	Positive
Ajdacic-Gross et al., 2007	Y	Y	NA	NA	NA	Y	Y	Y	Y	Y	Positive
Ajdacic-Gross et al., 2008a	Y	Y	NA	NA	NA	Y	Y	Y	Y	Y	Positive
Ajdacic-Gross et al., 2003	Y	Y	NA	NA	NA	Y	Y	Y	Y	Y	Positive
Araki et al., 1986	Y	Y	NA	NA	NA	Y	Y	Y	Y	Y	Positive
Araki and Murata, 1987	Y	Y	NA	NA	NA	Y	N	N	N	Y	Negative
Bando et al., 2009	Y	Y	NA	NA	NA	Y	Y	Y	Y	Y	Positive
Bando et al., 2012	Y	Y	NA	NA	NA	Y	N	Y	Y	Y	Neutral
Bando and Volpe, 2013	Y	Y	NA	NA	NA	Y	Y	Y	Y	Y	Positive
Bazas et al., 1979	Y	Y	NA	NA	NA	N	N	N	N	Y	Negative
Bjorksten et al., 2009	Y	Y	N	NA	N	Y	Y	Y	Y	Y	Positive
Bramness et al., 2015	Y	Y	NA	NA	NA	Y	Y	Y	Y	Y	Positive
Bridges et al., 2005	N	Y	NA	NA	NA	N	N	Y	N	Y	Negative
Casey et al., 2012	Y	Y	NA	NA	NA	Y	Y	Y	Y	Y	Positive
Chen et al., 2010	Y	Y	N	NA	N	Y	Y	Y	N	Y	Positive
Christodoulou et al., 2009	Y	Y	NA	NA	NA	Y	Y	Y	Y	Y	Positive
Doğan and Toprak, 2015	Y	Y	NA	NA	NA	Y	N	Y	Y	Y	Neutral
Encrenaz et al., 2012	Y	Y	NA	NA	NA	Y	Y	Y	Y	Y	Positive
Flisher et al., 1997	Y	Y	NA	NA	NA	Y	Y	Y	Y	Y	Positive
Gad ElHak et al., 2009	Y	Y	NA	NA	NA	N	N	Y	N	Y	Negative
Granberg and Westerberg, 1999	N	Y	NA	NA	NA	N	N	N	Y	Y	Negative
Granizo et al., 1996	Y	NA	NA	NA	NA	Y	Y	Y	Y	Y	Positive
Holopainen et al., 2013	Y	Y	NA	NA	NA	Y	Y	Y	Y	Y	Positive
Jukkala et al., 2017	Y	NA	NA	NA	NA	Y	Y	Y	Y	Y	Positive
La Vecchia et al., 1986	Y	Y	NA	NA	NA	Y	N	Y	Y	Y	Neutral
Law and De Leo, 2013	Y	Y	NA	NA	NA	Y	Y	Y	Y	Y	Positive
Lester, 1979	Y	Y	NA	NA	NA	N	Y	N	Y	Y	Neutral
Lin et al., 2008	Y	Y	NA	NA	NA	Y	N	Y	Y	Y	Neutral
Massing and Angermeyer, 1985	Y	Y	NA	NA	NA	N	Y	N	N	Y	Negative
Maldonado and Kraus, 1991	Y	Y	NA	NA	NA	N	Y	Y	Y	Y	Neutral
Minayo et al., 2012	Y	Y	NA	NA	NA	Y	Y	Y	Y	Y	Positive
Mlodozieniec et al., 2010	N	Y	NA	NA	NA	Y	Y	Y	N	Y	Positive
Nakaji et al., 2004	Y	Y	NA	NA	NA	Y	Y	Y	N	Y	Positive
Nayha, 1982	N	Y	NA	NA	NA	Y	N	N	N	Y	Negative
Oravecz et al., 2006	Y	Y	NA	NA	NA	Y	N	Y	Y	Y	Neutral
Park et al., 2016	Y	Y	NA	NA	NA	Y	Y	Y	Y	Y	Positive
Parker et al., 2001	Y	Y	NA	NA	NA	Y	Y	Y	Y	Y	Positive
Partonen et al., 2004a	Y	Y	NA	NA	NA	Y	Y	Y	Y	Y	Positive
Partonen et al., 2004b	Y	Y	NA	NA	NA	Y	Y	Y	Y	Y	Positive
Phillips, 2014	Y	Y	NA	NA	NA	Y	Y	Y	Y	Y	Positive
Retamal and Humphreys, 1998	Y	Y	NA	NA	NA	Y	Y	Y	Y	Y	Positive
Rihmer et al., 1998	Y	Y	NA	NA	NA	Y	Y	N	N	Y	Positive
Rock et al., 2003	Y	Y	NA	NA	NA	Y	Y	Y	Y	Y	Positive
Rodrigues and Werneck, 2005	Y	Y	NA	NA	NA	Y	Y	Y	Y	Y	Positive
Sáez Rodríguez et al., 2012	Y	Y	NA	NA	NA	Y	Y	N	Y	Y	Positive
Sánchez et al., 2005	Y	Y	NA	NA	BA	N	N	Y	Y	Y	Neutral
Sun et al., 2011	Y	Y	NA	NA	NA	Y	N	N	Y	Y	Neutral
Surtees and Duffy, 1989	Y	Y	NA	NA	NA	Y	Y	Y	Y	Y	Positive
Tsai and Cho, 2011	Y	Y	NA	NA	NA	Y	Y	Y	Y	Y	Positive

Questions: 1. Was the research question clearly stated?; 2. Was the selection of study subjects/patients free from bias?; 3. Were study groups comparable?; 4. Was method of handling withdrawals described?; 5. Was blinding used to prevent introduction of bias?; 6. Were procedures described in detail?; 7. Were outcomes clearly defined and the measurements valid and reliable?; 8. Was the statistical analysis appropriate for the study design and type of outcome indicators?; 9. Are conclusions supported by results with biases and limitations taken into consideration?; 10. Is bias due to study's funding or sponsorship unlikely? Y, Yes; N, No; NA, not applicable.

#### 4. Discussion

The study of seasonal variations in suicide is important for a series of reasons. If a clear seasonal pattern is identified, this can guide service providers in interventions during periods of greatest risk. Also, understanding the role of season in determining suicide can help understand its possible biological and sociological aetiology (Casey et al., 2012).

The theoretical concepts proposed to explain seasonal features of suicide reflect the universal nature of this phenomenon, to the extent that these are uniform. Biological and sociological explanations are applied hypothetically in the same way to all social groups and to all types of suicide. They implicitly postulate similar synchronization, at best, gradual differences of magnitude and smoothed patterns (Ajdacic-Gross et al., 2003). One reason for the existence of seasonal and circadian variations in suicide may be the ante-mortem impairment of the functions of the intrinsic time-keeping mechanisms (Partonen et al., 2004b).

Suicide prevention is an important priority. Many people who attempt suicide come from vulnerable and marginalized groups. In addition, age groups most susceptible to suicidal ideation and self-harm include the young and elderly (World Health Organization, 2013).

Studies that examined distribution over the course of the day used non-comparable intervals: the study in Finland used the distribution at each time of day, which was known in only 11% (156/1397) of cases (Partonen et al., 2004a), the study in Spain used 8-h intervals (Sáez Rodríguez et al., 2012) and in the United States it was found that this information had been unknown in a large percentage of cases and used 4-h intervals (Maldonado and Kraus, 1991). This discrepancy is explained by the fact that variation by time of day has not been adequately investigated, because, in a large percentage of cases, time of death is unknown, not recorded (Maldonado and Kraus, 1991) or even erroneously recorded.

Among studies that evaluated by day of the week, frequency was highest on Mondays and lowest at weekends (Law and De Leo, 2013; Lester, 1979; Massing and Angermeyer, 1985), although the studies were conducted in widely differing decades and locations: the United States in 1973 (Lester, 1979); Germany from 1968 to 1977 (Massing and Angermeyer, 1985); and Australia from 1996 to 2007 (Law and De Leo, 2013). Such findings have been discussed since the studies by Morselli and Durkheim: the former explaining that the decrease in suicide at the weekends results from “material well-being” and “moral quiet”, but that Monday arrives with “remorse”, “suffering” and “intolerance of work” and, accordingly, a higher number of violent deaths (Morselli, 1879); the latter seeing the weekly distribution of suicide as additional evidence of the importance of the intensity of social life, which, whether for short or long periods, creates the structure in which social factors, anomie (from societal deregulation) and lack of social integration produce effects that are decisive for the occurrence of suicide (Durkheim, 1897).

Studies reporting on seasonality by day of the month showed no specific pattern. The study in Switzerland (Ajdacic-Gross et al., 2003) examined distribution from October to February in 26 years, showing rates declining from the end of November, and then more steeply close to Christmas and New Year's Eve, but rising after 8 January. The study in France (Encrenaz et al., 2012), which observed daily distribution during the 1998 World Cup, discovered an overall 10.3% decrease over the whole period of the event and also a 19.9% decrease on the day following the French team's games. In Singapore (Parker et al., 2001), specific dates with peaks of minor magnitude were found by sex. The unique features of each study hinder joint analysis of the temporal distribution of suicide by day of the month.

Of the 27 studies of monthly distribution of suicide, 81.5% showed monthly peaks corresponding, by study hemisphere, to Spring and early Summer (Abel and Welte, 1987;

Ajdacic-Gross et al., 2003; Araki et al., 1986; Araki and Murata, 1987; Bando et al., 2009; Bando and Volpe, 2013; Bramness et al., 2015; Bridges et al., 2005; Casey et al., 2012; Christodoulou et al., 2009; Flisher et al., 1997; Granberg and Westerberg, 1999; Holopainen et al., 2014, 2013; Massing and Angermeyer, 1985; Mlodozieniec et al., 2010; Nakaji et al., 2004; Retamal and Humphreys, 1998; Rock et al., 2003; Sáez Rodríguez et al., 2012; Sun et al., 2011; Tsai and Cho, 2011). This finding is further reinforced by 13 studies that examined for distribution by season (Araki et al., 1986; Bando et al., 2009; Bando and Volpe, 2013; Casey et al., 2012; Chen et al., 2010; Flisher et al., 1997; Gad ElHak et al., 2009; Holopainen et al., 2013; Law and De Leo, 2013; Lin et al., 2008; Nakaji et al., 2004; Rock et al., 2003; Sáez Rodríguez et al., 2012). This type of seasonal pattern of suicide was found worldwide, and the studies show inverse patterns in the northern and southern hemispheres. These are found in relation to men and women, as well as in different age groups, in both rural and urban areas and in groups with different religious affiliations (Ajdacic-Gross et al., 2003). This perception of the seasonal pattern of suicide can play a role in strategic planning of prevention programmes, which can activate family and friendship networks and the systematic use of temporal frameworks as simple, feasible strategies (Ajdacic-Gross et al., 2008b).

The trend studies reflect the patterns of the countries studied. The Turkish study (Doğan and Toprak, 2015), using overall, age-standardized suicide rates, found that female rates increased at a mean 3.2% per year until the 2000s, then by 8.5% per year from 1992 to 1997, and subsequently declined at 5.4% per year from 2003 onwards, while male rates were stable throughout the study period, increasing 2.8% overall. The Brazilian study (Bando et al., 2012) estimated country, São Paulo State and São Paulo City trends, dividing each location into three areas with different economic profiles. The Colombian study (Sánchez et al., 2005) showed no perceptible seasonal pattern.

Among the studies of age-period-cohort effects, the component most strongly related with changes in mortality rates was age, at times for both sexes (Ajdacic-Gross et al., 2006; Granizo et al., 1996; Phillips, 2014; Surtees and Duffy, 1989) or for men only (Massing and Angermeyer, 1985; Park et al., 2016; Rodrigues and Werneck, 2005), with higher rates for older adults. In the study in Russia (Jukkala et al., 2017), however, age displayed good stability in suicide rates. The period effect was specific to the historical moment as experienced by each society. In Switzerland (Ajdacic-Gross et al., 2006), for example, rates were altered mainly by the effects of the World Wars, which acted differently on each sex, while in Russia (Jukkala et al., 2017) rates were observed to diminish during and immediately following the political reforms of Gorbachev (1986–1990) and to increase in the period following the dissolution of the Soviet Union. The cohort effect was the least substantial: six studies found greater risk for younger than for older cohorts, either for both sexes (Granizo et al., 1996; Jukkala et al., 2017; Park et al., 2016; Rodrigues and Werneck, 2005) or for men only (Ajdacic-Gross et al., 2006; Surtees and Duffy, 1989); and one study showed no significant results from this effect (La Vecchia et al., 1986).

## 5. Conclusion

Our study showed some very clear temporal standards: Mornings were the most commonly reported time of day for suicide, however the studies were not done using the same time division form; Considering the days of the week, Mondays showed a peak of suicides, while the weekends presented trough; No pattern is evident to the day of month; For the month and season, Spring and early Summer showed a higher frequency of suicide; Trend studies presented an rising pattern, even considering the diverse populations studied; age-period-cohort studies showed a greater effect of age for suicide mortality.

This temporal distribution of suicide is very important epidemiological information, because it can reveal risk factors inherent to the society and to the milieu in which people with suicidal ideation live.

The findings of this review further substantiate the presence of consistent temporal patterns influenced by geographical, climatic and social conditions, evidencing certain characteristics (time of day, for example) that need to be explored better and others (month and season) that are now established in the literature.

The lack of uniformity in reporting or standardization of methodology in the studies selected, which involve very different goals, methodologies and results, hindered comparison of populations with similar socioeconomic and cultural profiles, considerably limiting the scope of the results of this review. Another potential limitation was information loss from studies published in non-indexed journals and studies that could not be retrieved. In an endeavour to reduce the impact of failure to obtain certain articles and in order to avert publication bias, not only was a wide-ranging and exhaustive search made of the data bases, but – when access was not possible by searching electronic data bases and physical libraries – articles were included in Collection 3 from the lists of references in the studies selected for full-text Reading and articles were also requested directly from the authors themselves.

The heterogeneity in the temporal studies may indeed have produced a less refined and more descriptive analysis. However, given the unprecedented nature of this review, it is believed that the contributions to be found here can give direction to planning actions to prevent suicide and promote mental health, as well as ideas for additional, broader and more systematic studies to answer the questions posed, but not ideally answered here.

Lastly, one limitation that cannot be denied nor measured is that the real number of deaths by suicide is under-notified in mortality statistics, as highlighted by Ajdacic-Gross et al. (2003).

The two strong points of this review are, firstly, the wide-ranging survey of information from countries on all the continents and, secondly, the location of five Brazilian studies on the subject. These Brazilian publications reveal the situation of suicide countrywide in Brazil, although their main focus has been local (São Paulo State and City and Rio de Janeiro State). It is thus important that more local studies be made to contemplate Brazil's continental dimensions and socioeconomic and cultural differences, so as to make it possible to address this kind of non-communicable condition which is undervalued by epidemiological surveillance and Brazilian research. Seasonality is not yet a well-defined phenomenon for Brazil. In particular, we believe that the discovery of the temporal patterns defined for our country can influence the planning of preventive actions of suicide and mental health services, in order to interfere in the potential risk factors (mood disorders, depression, anxiety, impulsivity, alcoholism and drug addiction, among others).

### Acknowledgements

We thank the Coordination for the Improvement of Higher Education Personnel for the scholarship granted to the first author for the Ph.D., Dr. Mônica Arruda de Almeida and Mr. Peter Lenny for providing help with language, and Dr. Cleber Nascimento do Carmo and Dr. Liana Wernersbach Pinto for reading article proof.

### Role of the funding

This work was supported by the Department of Epidemiology and Quantitative Methods in Health of the Sergio Arouca National School of Public Health (Oswaldo Cruz Foundation).

## Funding

This systematic review was funded by the researchers themselves.

## References

- Abel, E.L., Welte, J.W., 1987. Temporal variation in violent death in Erie County, New York, 1973–1983. *Am. J. Forensic Med. Pathol.* 8, 107–111.
- Ajdacic-Gross, V., Bopp, M., Gostynski, M., Lauber, C., Gutzwiller, F., Rössler, W., 2006. Age-period-cohort analysis of Swiss suicide data, 1881–2000. *Eur. Arch. Psychiatry Clin. Neurosci.* 256, 207–214.
- Ajdacic-Gross, V., Bopp, M., Ring, M., Gutzwiller, F., Rossler, W., 2010. Seasonality in suicide - a review and search of new concepts for explaining the heterogeneous phenomena. *Soc. Sci. Med.* 1982 (71), 657–666.
- Ajdacic-Gross, V., Lauber, C., Bopp, M., Eich, D., Gostynski, M., Gutzwiller, F., Burns, T., Rössler, W., 2008a. Reduction in the suicide rate during Advent-a time series analysis. *Psychiatry Res.* 157, 139–146.
- Ajdacic-Gross, V., Lauber, C., Sansossio, R., Bopp, M., Eich, D., Gostynski, M., Gutzwiller, F., Rossler, W., 2007. Seasonal associations between weather conditions and suicide—evidence against a classic hypothesis. *Am. J. Epidemiol.* 165, 561–569.
- Ajdacic-Gross, V., Wang, J., Bopp, M., Eich, D., Rössler, W., Gutzwiller, F., 2003. Are seasonalities in suicide dependent on suicide methods? A reappraisal. *Soc. Sci. Med.* 57, 1173–1181.
- Ajdacic-Gross, V., Weiss, M.G., Ring, M., Hepp, U., Bopp, M., Gutzwiller, F., Rössler, W., 2008b. Methods of suicide: international suicide patterns derived from the WHO mortality database. *Bull. World Health Organ.* 86, 726–732.
- Araki, S., Aono, H., Murata, K., Shikata, I., Mitsukuni, Y., 1986. Seasonal variation in suicide rates by cause and sex. *J. Biosoc. Sci.* 18, 471–478.
- Araki, S., Murata, K., 1987. Suicide in Japan: socioeconomic effects on its secular and seasonal trends. *Suicide Life Threat. Behav.* 17, 64–71.
- Asirdizer, M., Yavuz, S., Avdin, S.D., Dizdar, G., 2010. Suicides in Turkey Between 1996 and 2005. *Am. J. Forensic Med. Pathol.* 31, 138–145.
- Bando, D.H., Brunoni, A.R., Benseñor, I.M., Lotufo, P.A., 2012. Suicide rates and income in Sao Paulo and Brazil: a temporal and spatial epidemiologic analysis from 1996 to 2008. *BMC Psychiatry* 12, 127.
- Bando, D.H., Scrivani, H., Morettin, P.A., Teng, C.T., 2009. Seasonality of suicide in the city of Sao Paulo, Brazil, 1979–2003. *Rev. Bras. Psiquiatr.* 31, 101–105.
- Bando, D.H., Volpe, F.M., 2013. Seasonal variation of suicide in the City of São Paulo, Brazil, 1996–2010. *Crisis* 35, 5–9.
- Bazas, T., Jemos, J., Stefanis, K., Trichopoulos, D., 1979. Incidence and seasonal variation of suicide mortality in Greece. *Compr. Psychiatry* 20, 15–20.
- Bjorksten, K.S., Kripke, D.F., Bjerregaard, P., 2009. Accentuation of suicides but not homicides with rising latitudes of Greenland in the sunny months. *BMC Psychiatry* 9, 20.
- Bramness, J.G., Walby, F.A., Morken, G., Røislien, J., 2015. Analyzing seasonal variations in suicide with fourier poisson time-series regression: a registry-based study from Norway, 1969–2007. *Am. J. Epidemiol.* 182, 244–254.
- Brewerton, T.D., 1989. Seasonal variation of serotonin function in humans: research and clinical implications. *Ann. Clin. Psychiatry* 1, 153–164.

- Bridges, F.S., Yip, P.S., Yang, K.C., 2005. Seasonal changes in suicide in the United States, 1971 to 2000. *Percept. Mot. Ski.* 100, 920–924.
- Casey, P., Gemmell, I., Hiroeh, U., Fulwood, C., 2012. Seasonal and socio-demographic predictors of suicide in Ireland: a 22 year study. *J. Affect. Disord.* 136, 862–867.
- Chen, V.C.-H., Chou, J.-Y., Lai, T.-J., Lee, C.T.-C., 2010. Suicide and unemployment rate in Taiwan, a population-based study, 1978–2006. *Soc. Psychiatry Psychiatr. Epidemiol.* 45, 447–452.
- Christodoulou, C., Douzenis, A., Papadopoulos, F.C., Papadopoulou, A., Bouras, G., Gournellis, R., Lykouras, L., 2012. Suicide and seasonality. *Acta Psychiatr. Scand.* 125, 127–146.
- Christodoulou, C., Papadopoulos, I.N., Douzenis, A., Kanakaris, N., Leukidis, C., Gournellis, R., Vlachos, K., Papadopoulos, F.C., Lykouras, L., 2009. Seasonality of violent suicides in the Athens greater area. *Suicide Life Threat. Behav.* 39, 321–331.
- Coimbra, D.G., Silva, A.C.P., Sousa-Rodrigues, C.F., Barbosa, F.T., Figueredo, D.S., Araújo Santos, J.L., Barbosa, M.R., Alves, V., de, M., Nardi, A.E., Andrade, T.G. de, 2016. Do suicide attempts occur more frequently in the spring too? A systematic review and rhythmic analysis. *J. Affect. Disord.* 196, 125–137.
- Dietitians Association of Austrália, 2009. A review of the Evidence to Address Targeted Questions to Inform the Revision of the Austrálian Dietary Guidelines 2009. Dietitians Association of Austrália, Austrália.
- Doğan, N., Toprak, D., 2015. Trends in suicide mortality rates for Turkey from 1987 to 2011: a joinpoint regression analysis. *Arch. Iran. Med.* 18, 355–361.
- Durkheim, É., 1897. O suicídio: estudo sociológico. Martin Claret, São Paulo.
- Encrenaz, G., Contrand, B., Leffondré, K., Queinec, R., Aouba, A., Jouglu, E., Miras, A., Lagarde, E., 2012. Impact of the 1998 Football World Cup on Suicide Rates in France: results from the National Death Registry: the 98 Football World Cup and Suicide in France. *Suicide Life Threat. Behav.* 42, 129–135.
- Flisher, A.J., Parry, C.D.H., Bradshaw, D., Juritzd, J.M., 1997. Seasonal variation of suicide in South Africa. *Psychiatry Res.* 66, 13–22.
- França Júnior, I., Monteiro, C.A., 2000. Estudo da tendência secular de indicadores de saúde como estratégia de investigação epidemiológica. *Rev. Saúde Pública* 34, 5–7.
- Gad ElHak, S.A., El-Ghazali, A.M., Salama, M.M., Aboelyazeed, A.Y., 2009. Fatal suicide cases in Port Said city, Egypt. *J. Forensic Leg. Med.* 16, 266–268.
- Galvão PVM, Silva HRS, Silva CMFP. Temporal distribution of suicide mortality: a systematic review. PROSPERO 2016 CRD42016038470. Available from: [http://www.crd.york.ac.uk/PROSPERO/display\\_record.php?ID=CRD42016038470](http://www.crd.york.ac.uk/PROSPERO/display_record.php?ID=CRD42016038470).
- Granberg, D., Westerberg, C., 1999. On abandoning life when it is least difficult. *Soc. Biol.* 46, 154–162.
- Granizo, J.J., Guallar, E., Rodriguez-Artalejo, F., 1996. Age-period-cohort analysis of suicide mortality rates in Spain, 1959–1991. *Int. J. Epidemiol.* 25, 814–820.
- Holopainen, J., Helama, S., Bjorkenstam, C., Partonen, T., 2013. Variation and seasonal patterns of suicide mortality in Finland and Sweden since the 1750s. *Environ. Health Prev. Med.* 18, 494–501.
- Holopainen, J., Helama, S., Partonen, T., 2014. Does diurnal temperature range influence seasonal suicide mortality? Assessment of daily data of the Helsinki metropolitan área from 1973 to 2010. *Int. J. Biometeorol.* 58, 1039–1045.
- Hunt, S.A., Kay-Lambkin, F.J., Baker, A.L., Michie, P.T., 2015. Systematic review of neurocognition in people with co-occurring alcohol misuse and depression. *J. Affect. Disord.* 179, 51–64.
- Jukkala, T., Stickley, A., Mäkinen, I.H., Baburin, A., Sparén, P., 2017. Age, period and cohort effects on suicide mortality in Russia, 1956–2005. *BMC Public Health* 17, 235.

- Kaplan, H.I., Sadock, B., Grebb, J., 2002. *Compêndio de psiquiatria: ciências de comportamento e psiquiatria clínica*. 7. ed. Artes Médicas, Porto Alegre.
- Kleinbaum, D.G., Sullivan, K.M., Barker, N.D., 2003. *ActivEpi Companion Textbook: A Supplement for Use with the ActivEpi CD-ROM*. Springer, New York.
- La Vecchia, C., Bollini, P., Imazio, C., Decarli, A., 1986. Age, period of death and birth cohort effects on suicide mortality in Italy, 1955–1979. *Acta Psychiatr. Scand.* 74, 137–143.
- Law, C., De Leo, D., 2013. Seasonal differences in the day-of-the-week pattern of suicide in Queensland, Austrália. *Int. J. Environ. Res. Public Health* 10, 2825–2833.
- Lester, D., 1979. Temporal variation in suicide and homicide. *Am. J. Epidemiol.* 109, 517–520.
- Lin, H.-C., Chen, C.-S., Xirasagar, S., Lee, H.-C., 2008. Seasonality and Climatic Associations with Violent and Nonviolent Suicide: a Population-Based Study. *Neuropsychobiology* 57, 32–37.
- Macente, L.B., Zandonade, E., 2011. Estudo da série histórica de mortalidade por suicídio no Espírito Santo (de 1980 a 2006). *J. Bras. Psiquiatr.* 60, 151–157.
- Maes, M., Scharpé, S., Verkerk, R., D’Hondt, P., Peeters, D., Cosyns, P., Thompson, P., De Meyer, F., Wauters, A., Neels, H., 1995. Seasonal variation in plasma L-tryptophan availability in healthy volunteers. Relationships to violent suicide occurrence. *Arch. Gen. Psychiatry* 52, 937–946.
- Maldonado, G., Kraus, J.F., 1991. Variation in suicide occurrence by time of day, day of the week, month, and lunar phase. *Suicide Life Threat. Behav.* 21, 174–187.
- Mars, B., Burrows, S., Hjelmeland, H., Gunnell, D., 2014. Suicidal behaviour across the African continent: a review of the literature. *BMC Public Health* 14, 606.
- Massing, W., Angermeyer, M.C., 1985. The monthly and weekly distribution of suicide. *Soc. Sci. Med.* 21, 433–441.
- Meira, K.C., 2013. *Mortalidade por câncer do colo do útero em três localidades da Região Sudeste, no período de 1980 a 2009: análise do efeito da idade-período-coorte (Dissertação)*. Escola Nacional de Saúde Pública Sergio Arouca, Rio de Janeiro.
- Meira, K.C., Guimarães, R.M., Santos, J., Cabrelli, R., 2015. Análise de efeito idade-período-coorte na mortalidade por câncer de mama no Brasil e regiões. *Rev. Panam. Salud Pública* 37, 402–408.
- Minayo, M.C.S., Pinto, L.W., Assis, S.G., Cavalcante, F.G., Mangas, R.M.N., 2012. Tendência da mortalidade por suicídio na população brasileira e idosa, 1980–2006. *Rev. Saúde Pública* 46, 300–309.
- Mlodozieniec, A., Brodniak, W.A., Polewka, A., Bembenek, A., 2010. Sezonowość samobójstw w Polsce. Analiza danych Głównego Urzędu Statystycznego z lat 1999–2003 (Seasonality of suicide in Poland. Analysis of the Main Statistical Office data for the years 1999–2003). *Psychiatr. Pol.* 44, 61–69.
- Moher, D., Liberati, A., Tetzlaff, J., Altman, D.G., PRISMA Group, 2009. Preferred reporting items for systematic reviews and meta-analyses: the PRISMA statement. *Ann. Intern. Med.* 151, 264–269 (W64).
- Morselli, E., 1879. *II suicidio*. Dumorland, Milano.
- Nakaji, S., Parodi, S., Fontana, V., Umeda, T., Suzuki, K., Sakamoto, J., Fukuda, S., Wada, S., Sugawara, K., 2004. Seasonal changes in mortality rates from main causes of death in Japan (1970–1999). *Eur. J. Epidemiol.* 19, 905–913.
- Nayha, S., 1982. Autumn incidence of suicides re-examined: data from Finland by sex, age and occupation. *Br. J. Psychiatry* 141, 512–517.
- Oravec, R., Rocchi, M.B.L., Sisti, D., Zorko, M., Marusic, A., Preti, A., 2006. Changes in the seasonality of suicides over time in Slovenia, 1971 to 2002. *J. Affect. Disord.* 95, 135–140. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jad.2006.04.027>.

- Parente, A.C.M., Soares, R.B., Araújo, A.R.F., Cavalcante, I.S., Monteiro, C.F.S., 2007. Caracterização dos casos de suicídio em uma capital do Nordeste Brasileiro. *Rev. Bras. Enferm.* 60, 377–381.
- Park, C., Jee, Y.H., Jung, K.J., 2016. Age–period–cohort analysis of the suicide rate in Korea. *J. Affect. Disord.* 194, 16–20.
- Parker, G., Gao, F., Machin, D., 2001. Seasonality of suicide in Singapore: data from the equator. *Psychol. Med.* 31, 549–553.
- Partonen, T., Haukka, J., Pirkola, S., Isometsa, E., Lonnqvist, J., 2004a. Time patterns and seasonal mismatch in suicide. *Acta Psychiatr. Scand.* 109, 110–115.
- Partonen, T., Haukka, J., Viilo, K., Hakko, H., Pirkola, S., Isometsä, E., Lönnqvist, J., Särkiöja, T., Väisänen, E., Räsänen, P., 2004b. Cyclic time patterns of death from suicide in northern Finland. *J. Affect. Disord.* 78, 11–19.
- Phillips, J.A., 2014. A changing epidemiology of suicide? The influence of birth cohorts on suicide rates in the United States. *Soc. Sci. Med.* 114, 151–160.
- Pompili, M., Innamorati, M., Forte, A., Longo, L., Mazzetta, C., Erbutto, D., Ricci, F., Palermo, M., Stefani, H., Seretti, M.E., Lamis, D.A., Perna, G., Serafini, G., Amore, M., Girardi, P., 2013. Insomnia as a predictor of high-lethality suicide attempts. *Int. J. Clin. Pract.* 67 (12), 1311–1316.
- Pretti, A., Miotto, P., 1998. Seasonality in suicide: the influence of suicide method, gender and age on suicide distribution in Italy. *Psychiatry Res.* 81, 219–231.
- Retamal, P., Humphreys, D., 1998. Occurrence of suicide and seasonal variation. *Rev. Saúde Pública* 32, 408–412.
- Rihmer, Z., Rutz, W., Pihlgren, H., Pestalicy, P., 1998. Decreasing tendency of seasonality in suicide may indicate lowering rate of depressive suicides in the population. *Psychiatry Res.* 81, 233–240.
- Rock, D., Greenberg, D.M., Hallmayer, J.F., 2003. Increasing seasonality of suicide in Australia 1970–1999. *Psychiatry Res.* 120, 43–51.
- Rodrigues, N.C.P., Werneck, G.L., 2005. Age-period-cohort analysis of suicide rates in Rio de Janeiro, Brazil, 1979–1998. *Soc. Psychiatry Psychiatr. Epidemiol.* 40, 192–196.
- Sá, N.N.B., Oliveira, M.G.C., Mascarenhas, M.D.M., Yokota, R.T.C., Silva, M.M.A., Malta, D.C., 2010. Atendimentos de emergência por tentativas de suicídio, Brasil, 2007. *Rev. Med. Minas Gerais* 20 (2), 145–152.
- Sáez Rodríguez, J., Lachica López, E., Girela López, E., 2012. Estudio epidemiológico del suicidio en el partido judicial de Priego de Córdoba durante el periodo desde el año 1960 al 1990. *Cuad. Med. Forense* 18, 103–109.
- Sánchez, R., Tejada, P., Martínez, J., 2005. Comportamiento de las Muertes Violentas em Bogotá, 1997–2003. *Rev. Salud Pública* 7, 254–267.
- Santos, C.M.C., Pimenta, C.A.M., Nobre, M.R.C., 2007. A estratégia PICO para a construção da pergunta de pesquisa busca de evidências. *Rev. Lat. -Am. Enferm.* 15, 1–4.
- Saxena, S., Krug, E.G., Chestnov, O. (Eds.), 2014. *Preventing Suicide: A Global Imperative.* World Health Organization, Geneva.
- Sun, J., Guo, X., Ma, J., Zhang, J., Jia, C., Xu, A., 2011. Seasonality of suicide in Shandong China, 1991–2009: associations with gender, age, area and methods of suicide. *J. Affect. Disord.* 135, 258–266.
- Surtees, P.G., Duffy, J.C., 1989. Suicide in England and Wales 1946–1985: an age-period-cohort analysis. *Acta Psychiatr. Scand.* 79, 216–223.
- Thorne, F.C., 1963. The clinical use of peak and nadir experience reports. *J. Clin. Psychol.* 19, 248–250.
- Tsai, J.-F., Cho, W., 2011. Re-examination of the seasonality of suicide in Taiwan during 1991–2008: a population-based study. *Psychiatry Res.* 186, 147–149.

- Turecki, G., Brent, D.A., 2016. Suicide and suicidal behaviour. *Lancet* 387, 1227–1239.
- Turecki, G., 1999. O suicídio e sua relação com o comportamento impulsive-agressivo. *Genética* 21 (2), 18–22.
- Vyssoki, B., Kapusta, N.D., Praschak-Rieder, N., Dorffner, G., Willeit, M., 2014. Direct effect of sunshine on suicide. *JAMA Psychiatry* 71, 1231–1237.
- World Health Organization, 2014. *Preventing Suicide: A Global Imperative*. World Health Organization, Geneva.
- World Health Organization, 2013. *Mental Health Action Plan 2013–2020*. World Health Organization, Geneva.
- World Health Organization, 2002. *World Report on Violence and Health*. World Health Organization, Geneva.
- Yang, Y., Schulhofer-Wohl, S., Fu, W.J., Land, K.C., 2008. . The intrinsic Estimator for age-period-cohort analysis: What it is and how to use it. *Am. J. Sociol.* 113, 1697–1736.

## 6.2 ARTIGO 2: MORTALIDADE POR SUÍCIDIO NO BRASIL DE 1979 A 2015: PERFIL DAS VÍTIMAS E ANÁLISE DE SÉRIE TEMPORAL

### RESUMO

O suicídio é reconhecidamente um grave problema de saúde pública, mas pouco se conhece da abrangência no Brasil. Assim, este estudo objetivou identificar o perfil do suicida e a distribuição temporal da mortalidade por suicídio no Brasil e Regiões, no período de 1979 a 2015. O desenho de estudo é de série temporal, com dados provenientes do Sistema de Informação sobre Mortalidade e do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. O programa estatístico utilizado foi o R, sendo calculadas taxas padronizadas na análise descritiva e, na análise de série temporal, a tendência foi calculada através do modelo de regressão de Prais-Winsten. A autocorrelação serial foi avaliada com o teste de Durbin-Watson. No período estudado, foram identificados 251.020 suicídios no Brasil, com predomínio entre homens, adultos (entre 20 e 49 anos), solteiros, com baixa escolaridade (1 a 3 anos de estudo formal), brancos e empregando principalmente o enforcamento como meio. A região com maior frequência foi a Sudeste, embora as maiores taxas tenham sido observadas na Região Sul. As taxas para o Brasil apresentaram um padrão crescente com variação de 4,69% ao ano para a população geral, 9,48% para a população masculina e um padrão estável para a população feminina (0,13%). Diante dos achados, a principal informação encontrada é que as taxas padronizadas de suicídio acumularam um aumento de 45,8% em 37 anos, demonstrando que a criação de políticas públicas expressivas de prevenção de suicídio e promoção de saúde mental tornam-se urgentes para a redução deste problema.

Palavras-chave: Suicídio; Mortalidade; Estudos de Séries Temporais.

### ABSTRACT

Suicide is admittedly a serious public health problem, but little is known of the extent in Brazil. Thus, this study aimed to identify the suicide profile and the temporal distribution of suicide mortality in Brazil and Regions, from 1979 to 2015. The study design is a time series, with data from the Mortality Information System and the Brazilian Institute of Geography and Statistics. The statistical program used was R, standardized rates were calculated in the descriptive analysis and, in the time series analysis, the trend was calculated using the Prais-Winsten regression model. Serial autocorrelation was assessed using the Durbin-Watson test. During the study period, 251,020 suicides were identified in Brazil, with predominance among males, adults (between 20 and 49 years), single, with low level of schooling (1 to 3 years of formal study), whites and employing mainly hanging as a means. The most frequent regions were the Southeast, although the highest rates were observed in the South Region. Rates for Brazil presented an increasing pattern, with a 4.69% variation per year for the general population, 9.48% for the population male pattern and a stable pattern for the female population (0.13%). According to the findings, the main information found is that standardized rates of suicide accumulated an increase of 45.8% in 37 years, demonstrating that the creation of expressive public policies for suicide prevention and promotion of mental health become urgent for the reduction of this problem.

Keywords: Suicide; Mortality; Time Series Studies.

## INTRODUÇÃO

Estima-se que, em todo mundo, 804 mil pessoas morrem anualmente devido ao suicídio. Isto representa uma morte a cada 40 segundos, uma tentativa a cada 2-3 segundos e a taxa de mortalidade global de 11,4 mortes por 100 mil habitantes<sup>1,2</sup>, sendo reconhecido pela Organização Mundial da Saúde (OMS) como uma prioridade da saúde pública e que necessita ser encarado abertamente e de uma maneira tão bem informada quanto possível<sup>3</sup>.

E o problema não se encerra nestas estatísticas: em linhas gerais, a cada 100 pessoas, 17 pensam, 5 planejam, 3 tentam e apenas uma pessoa chega a ser atendida em um pronto-socorro devido à uma tentativa de suicídio<sup>4</sup>. O problema das tentativas não se restringe apenas na quantidade de casos. Ele abarca também a questão das reincidências, já que de 15 a 25% dos indivíduos que atentam contra a própria vida retornarão no ano seguinte e cerca de 10% conseguem consumir o suicídio ao longo dos próximos 10 anos<sup>5</sup>. Além disso, cada pessoa que se mata deixa para trás muitas outras - família e amigos - cujas vidas são profundamente afetadas emocional, social e economicamente<sup>6</sup>.

O suicídio é um ato individual, embora ele ocorra dentro de um contexto de uma dada sociedade e certos fatores sociodemográficos podem estar associados a ele, tais como gênero, idade, migração, habitação, estado civil e ocupação, entre outros<sup>3</sup>. Pode ser considerado um ato de desespero de um indivíduo que não faz mais questão de viver<sup>7</sup> ou mesmo um fenômeno complexo e universal de etiologia multivariada que envolve elementos biológicos, genéticos, sociais, psicológicos, culturais, e ambientais relacionados a vida pessoal e coletiva<sup>8</sup>, além de história pessoal, histórico familiar, eventos circunstanciais, religião e contexto socioeconômico<sup>9</sup>.

As situações que levam a este desfecho são as mais variadas. Conflitos enfrentados, desastres, violência, abuso ou perda e uma sensação de isolamento são fortemente associados com o comportamento suicida<sup>10</sup>. Outra questão importante é o forte impacto econômico gerado pela perda de vidas de adultos jovens em idade produtiva que conseguem consumir o ato e pelo custo com as internações e tratamento das sequelas decorrentes das tentativas mal sucedidas<sup>10,11</sup>.

Há de se considerar que o suicídio não atinge apenas os países desenvolvidos: 75% dos casos ocorre em países de baixa e média renda, principalmente porque os recursos e serviços de suporte psicossocial são escassos, limitados ou ineficientes, quando existem<sup>2</sup>, que é o caso do Brasil. De acordo com o ranking da OMS, o país encontra-se na 113<sup>a</sup> posição mundial e é o 4<sup>o</sup> em crescimento de taxas na América Latina<sup>12</sup>. Por muitos anos, o Brasil teve taxas de suicídio menos significativas quando comparado a outros países<sup>13</sup>. Nesta década, no entanto, as taxas variaram de 5,3 a 5,7, o que já é uma taxa considerada média<sup>14</sup>. O fenômeno brasileiro causa mais preocupação, pois ocorre concomitantemente ao aumento do número de homicídios, ambos dilapidando o grupo etário dos jovens<sup>13</sup>.

Assim, este estudo objetivou identificar o perfil dos suicidas e a distribuição temporal da mortalidade por suicídio na população brasileira e por Regiões, no período de 1979 a 2015.

## MÉTODOS

Trata-se de um estudo ecológico de série temporal onde foram analisados os registros referentes a mortes por suicídio no Brasil e por região, ocorridas entre 1979 e 2015. Os dados analisados foram obtidos das Declarações de Óbitos (DO) registradas no Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM) e nas estimativas populacionais no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), obtidos no website do Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (Datasus). Foram considerados os óbitos por suicídios de indivíduos

com idade igual ou superior a 5 anos, conforme preconização da OMS<sup>15</sup>.

Os dados de causa básica foram codificados em 11 grupos de acordo com as categorias diagnósticas da 9ª e 10ª revisão da Classificação Estatística Internacional de Doenças e Problemas Relacionados à Saúde – CID-9 e CID-10. Os métodos utilizados foram: autointoxicação intencional (E950-E952 da CID-9 e X60-X69 da CID-10); enforcamento (E953 da CID-9 e X70 da CID-10); afogamento (E954 da CID-9 e X71 da CID-10); disparo de arma de fogo e explosivos (E955 da CID-9 e X72-X75 da CID-10); fumaça, fogo, chama, gases, vapores e objetos quentes (X76-X77 da CID-10); objeto cortante ou penetrante (E956 da CID-9 e X78 da CID-10); objeto contundente (X79 da CID-10); precipitação por lugar elevado ou objeto em movimento (E957 da CID-9 e X80-X81 da CID-10); impacto de veículo a motor (X82 da CID-10); outras causas (E958 da CID-9 e X83-X84 da CID-10); sequelas de tentativas (E959 da CID-9 e Y87.0 da CID-10).

Para caracterização sociodemográfica das vítimas de suicídio foram consideradas as variáveis sexo (masculino e feminino), idade (5-9 anos, 10-14 anos, 15-19 anos, 20-29 anos, 30-39 anos, 40-49 anos, 50-59 anos, 60-69 anos, 70-79 anos, 80 anos ou mais), estado civil (solteiro, casado, viúvo, separado/ divorciado, união estável), escolaridade (nenhuma, 1 a 3 anos, 4 a 7 anos, 8 a 11 anos, 12 anos ou mais), cor da pele (branca, preta, parda, indígena e não informada) e método (já descrito acima). Os dados foram compilados no software R e organizados em tabelas de frequências absolutas e relativas.

Calcularam-se as taxas de mortalidade bruta e padronizada para cada ano, a primeira sendo calculada pela razão entre o número de óbitos por suicídio em indivíduos com idade igual ou superior a 5 anos e a população com a mesma idade, na mesma região e período, multiplicado por 100 mil e a segunda sendo calculada pelo método direto e utilizando a população padrão recomendada pela OMS<sup>16</sup>, para possibilitar a comparação das taxas por ano. Para o cálculo das taxas mensais foi empregado o cálculo da população em cada mês por interpolação geométrica.

Para auxiliar na modelagem, a variável ano foi centralizada. Este recurso foi escolhido por não gerar qualquer impacto sobre  $\beta_1$ , apenas modifica o intercepto ( $\beta_0$ )<sup>17</sup>.

Na análise de série temporal, a tendência foi investigada. Inicialmente, o modelo linear foi empregado e seus resíduos foram testados para autocorrelação serial, sendo encontrado significância estatística. Assim, o método de Prais-Winsten para regressão linear generalizada foi utilizado para expressar os parâmetros da regressão em função da autocorrelação serial presente nas séries temporais<sup>17,18</sup>. O procedimento considera a correlação serial do tipo AR(1), ou seja, de primeira ordem, em um modelo linear e trata-se de um método iterativo que estima recursivamente os coeficientes betas e a autocorrelação do erro de um modelo específico até a convergência do  $\rho$ . Todos estes parâmetros são obtidos por métodos dos mínimos quadrados<sup>19</sup>. Partindo destes parâmetros foi calculada a variação percentual anual estimada (EAPC)<sup>20</sup>, para facilitar o entendimento e a comparação<sup>17,20</sup>. Os respectivos intervalos de confiança (95%) foram calculados. A autocorrelação serial foi testada usando o teste de Durbin-Watson. A seleção entre os modelos de melhor ajuste foi feita empregando o teste da razão de máxima verossimilhança. O programa utilizado na análise estatística foi o R, versão 3.4.3<sup>21</sup>, e o pacote empregado para análise foi o *prais*<sup>19</sup>.

## RESULTADOS

Ocorreram 251.020 suicídios no Brasil nos 37 anos estudados, perfazendo uma média de 6.784,3 suicídios por ano. Considerando as regiões, o Sudeste foi a de maior frequência entre mortes por suicídio (102.356 mortes, 40,8% de todas os suicídios no período estudado), enquanto o Norte e Centro-Oeste os de menores frequências (13.497, 5,4% e 21.173, 8,4%, respectivamente). A média de suicídios por ano foi de: Norte – 364,8; Nordeste – 1250,6;

Centro-Oeste – 572,2; Sul – 1829,8; Sudeste – 2766,4 (dados não tabulados).

Para o Brasil, o perfil das vítimas neste período foi de indivíduos do sexo masculino (77,7%), entre 20 e 49 anos (63,5%), solteiro (49,9%), com 1 a 3 anos de estudos (41,5%), branco (56,9%) e o meio mais utilizado foi o enforcamento (52,6%). Entretanto, algumas variáveis apresentaram incompletude no preenchimento, gerando perda de 0,01% para a região de ocorrência, 0,03% para o sexo, 6,0% para o estado civil, 38,4% para a escolaridade e 41,1% para a cor da pele (fato explicado pois este dado só foi registrado após 1994 nas Declarações de Óbito). A distribuição das mortes por suicídio quanto ao sexo, faixa etária e escolaridade nas regiões encontrou o mesmo padrão do país, com valores de 76,6 a 78,7% para o acometimento de homens, de 20,3 a 33,5% de suicídios ocorridos entre 20 e 29 anos e entre 34,2 e 47,1% em indivíduos com 1 a 3 anos de estudo formal. Quanto ao estado civil, apenas a Região Sul apresentou maior frequência entre indivíduos casados (45,9%). A cor da pele foi a característica que gerou mais discrepância: as Regiões Sul e Sudeste acompanham o padrão encontrado para a população brasileira como um todo entre indivíduos brancos, embora a primeira supere a porcentagem encontradas para os mesmos, já que 89,5% dos indivíduos que cometeram suicídio no Sul eram brancos, enquanto no Sudeste e Brasil as porcentagens foram de 64,9 e 56,9%; para as demais regiões, o suicídio acometeu mais os pardos (Norte e Nordeste: 73,0% cada; Centro-Oeste: 52,1%). Da mesma forma que para o país, o principal meio empregado foi o enforcamento, seguido do disparo de arma de fogo e autointoxicação para a maioria das regiões, exceto o Nordeste (onde a autointoxicação e o disparo de arma de fogo invertem a ordem de frequência (Tabela 1).

As taxas padronizadas para o Brasil apresentaram valores entre 4,33 a 5,76 mortes por 100 mil habitantes para a população geral enquanto por Regiões as maiores taxas foram encontradas na Região Sul (entre 8,15 e 10,46 mortes por 100 mil habitantes) e as menores taxas nas regiões Nordeste (entre 1,83 e 5,60 mortes por 100 mil habitantes) e Norte (2,48 e 5,60 mortes por 100 mil habitantes). Quando se considera por sexo, as taxas padronizadas repercutiram os mesmos padrões encontrados para a população geral. Entretanto cabe salientar que as taxas padronizadas masculinas variam 6,63 a 9,35 mortes por 100 mil habitantes, enquanto as femininas encontram-se entre 1,83 a 2,52 mortes por 100 mil habitantes para a população brasileira como um todo (Tabela 02).

Comparando as taxas padronizadas para a população geral, pode-se observar que durante todo o período estudado a Região Sul apresentou taxas mais altas que o país todo, enquanto só partir de 1985 a Região Centro-Oeste superou as taxas nacionais. Estas duas regiões apresentaram as taxas mais altas por volta de 1995 e declínio subsequente. A Região Sudeste, que no início do seguimento possuía taxas um pouco acima das taxas nacionais, inverteu desde 1985 e mantém em valores próximos e inferiores durante todo o período estudado. As regiões Norte e Nordeste apresentaram sempre valores menores que a média para o Brasil, mas tem apresentado durante todo o seguimento, um comportamento crescente que as aproxima no ano de 2015 da taxa nacional. Outra questão importante de salientar é que em linhas gerais as tendências das taxas são de crescimento (Figura 1a). Para as taxas masculinas este comportamento se repete com valores mais altos (Figura 1b). Para as taxas femininas, um padrão diferente pode ser visualizado: as taxas referentes a Região Sul apresentam decréscimo praticamente durante todo o período de seguimento, apenas ascendendo a partir de 2010; para o Sudeste e para a taxa nacional, a tendência de decréscimo acontece até os anos 2000, sendo seguido de um padrão de ascensão; o Centro-Oeste apresenta taxas menores que a nacional até 1990, ascendendo no período de 1985 até 1995 e apresentando declínios desde então, mas em valores superiores ao da taxa nacional; as regiões Norte e Nordeste apesar de apresentarem taxas menores que a nacional, apresentaram um padrão crescente (Figura 1c).

Tabela 1 - Características sociodemográficas de mortes devido a suicídio por região, Brasil, 1979-2015.

Variável	Norte		Nordeste		Centro-Oeste		Sul		Sudeste		Total	
	N	%	N	%	N	%	N	%	N	%	N	%
Sexo (perda = 0,03%; p < 0,001*)												
Masculino	10.515	77,9	35.970	77,8	16.212	76,6	53.253	78,7	79.005	77,2	194.970	77,7
Feminino	2.978	22,1	10.283	22,2	4.946	23,4	14.443	21,3	23.330	22,8	55.987	22,3
Total	13.493	100,0	46.253	100,0	21.158	100,0	67.696	100,0	102.335	100,0	250.957	100,0
Grupo etário (perda = 0,0%; p < 0,001*)												
5-9 anos	22	0,2	31	0,1	9	0,0	20	0,0	15	0,0	97	0,0
10-14 anos	467	3,5	666	1,4	465	2,2	799	1,2	961	0,9	3.359	1,3
15-19 anos	1.945	14,4	3.941	8,5	2.211	10,4	4.592	6,8	7.009	6,9	19.699	7,9
20-29 anos	4.526	33,5	11.835	25,6	5.835	27,6	13.745	20,3	25.800	25,2	61.746	24,6
30-39 anos	2.743	20,3	9.928	21,4	4.601	21,7	12.676	18,7	23.446	22,9	53.399	21,3
40-49 anos	1.759	13,0	7.688	16,6	3.389	16,0	12.847	19,0	18.504	18,1	44.189	17,6
50-59 anos	1.014	7,5	5.407	11,7	2.237	10,6	10.278	15,2	12.944	12,7	31.882	12,7
60-69 anos	573	4,3	3.603	7,8	1.350	6,4	6.945	10,2	7.516	7,3	19.992	8,0
70-79 anos	334	2,5	2.182	4,8	734	3,5	4.131	6,1	4.345	4,2	11.726	4,7
80 anos ou mais	114	0,8	990	2,1	342	1,6	1.668	2,5	1.816	1,8	4.931	2,0
Total	13.497	100,0	46.271	100,0	21.173	100,0	67.701	100,0	102.356	100,0	251.020	100,0
Estado civil (perda = 6,0%; p < 0,001*)												
Solteiro	8.442	66,9	23.945	56,7	10.564	53,8	25.602	40,1	49.228	50,4	117.791	49,9
Casado	3.037	24,1	14.900	35,3	6.512	33,1	29.339	45,9	35.898	36,8	89.692	38,0
Viúvo	302	2,4	1.577	3,7	741	3,8	4.314	6,8	4.785	4,9	11.719	5,0
Separado/Divorciado	233	1,8	1.033	2,5	994	5,1	3.247	5,0	5.988	6,2	11.495	4,9
União estável	600	4,8	758	1,8	837	4,2	1.379	2,2	1.687	1,7	5.261	2,2
Total	12.614	100,0	42.213	100,0	19.648	100,0	63.881	100,0	97.586	100,0	235.958	100,0
Escolaridade (perda = 38,4%; p < 0,001)												
Nenhuma	1.118	11,3	6.586	22,5	1.483	12,3	4.564	11,0	4.121	6,7	17.873	11,5
De 1 a 3 anos	3.391	34,2	10.728	36,7	4.360	36,1	19.480	47,1	26.173	42,3	64.133	41,5
De 4 a 7 anos	3.018	30,5	6.601	22,6	3.239	26,8	9.634	23,2	14.561	23,5	37.054	24,0
De 8 a 11 anos	1.849	18,6	3.876	13,2	2.023	16,8	5.412	13,1	11.770	19,0	24.930	16,1
12 anos ou mais	530	5,4	1.468	5,0	971	8,0	2.312	5,6	5.307	8,5	10.588	6,9
Total	9.906	100,0	29.256	100,0	12.076	100,0	41.402	100,0	61.932	100,0	154.578	100,0

\*Teste qui-quadrado de Pearson; Fonte: Pesquisa própria, 2019. Continua...

Continuação: Tabela 1 - Características sociodemográficas de mortes devido a suicídio, Brasil, 1979-2015.

Variável	Norte		Nordeste		Centro-Oeste		Sul		Sudeste		Total	
	N	%	N	%	N	%	N	%	N	%	N	%
Cor (perda = 39,6%, p < 0,001*)												
Branca	1.499	15,8	5.875	19,8	5.013	37,2	35.332	89,5	38.529	64,9	86.248	56,9
Preta	480	5,0	1.920	6,5	716	5,3	1.322	3,3	3.937	6,7	8.375	5,5
Amarela	21	0,2	166	0,5	57	0,4	108	0,3	673	1,1	1.025	0,7
Parda	6.948	73,0	21.709	73,0	7.035	52,1	2.694	6,8	16.149	27,2	54.535	36,0
Indígena	572	6,0	71	0,2	675	5,0	59	0,1	39	0,1	1.416	0,9
Total	9.520	100,0	29.741	100,0	13.496	100,0	39.515	100,0	59.327	100,0	151.599	100,0
Meios (perda = 0,0%, p < 0,001*)												
Enforcamento	8.170	60,5	25.614	55,4	9.962	47,1	41.967	62,0	46.357	45,3	132.077	52,6
Disparo de arma de fogo e explosivo	2.158	16,0	5.931	12,8	4.374	20,7	12.544	18,5	14.452	14,1	39.465	15,7
Autointoxicação	2.017	14,9	8.676	18,8	4.300	20,3	7.265	10,7	14.159	13,8	36.420	14,5
Precipitação	130	1,0	938	2,0	554	2,6	1.056	1,6	4.404	4,3	7.082	2,8
Objeto cortante ou penetrante	338	2,5	697	1,5	425	2,0	1.046	1,5	1.774	1,7	4.281	1,7
Fumaça, fogo, chama, gases, vapores e objetos quentes	66	0,5	745	1,6	266	1,3	424	0,6	1.975	1,9	3.476	1,4
Afogamento	84	0,6	498	1,1	170	0,8	1.049	1,5	1.635	1,6	3.436	1,4
Objeto contundente	58	0,4	345	0,7	76	0,4	85	0,1	1.589	1,6	2.153	0,9
Impacto de veículo a motor	14	0,1	77	0,2	40	0,2	48	0,1	445	0,4	624	0,3
Outras causas	461	3,4	2.739	5,9	997	4,7	2.175	3,2	15.534	15,2	21.876	8,7
Sequelas das tentativas	1	0,0	11	0,0	9	0,0	42	0,1	32	0,0	130	0,05
Total	13.497	100,0	46.271	100,0	21.173	100,0	67.701	100,0	102.356	100,0	251.020	100,0

\*Teste qui-quadrado de Pearson; Fonte: Pesquisa própria, 2019.

Tabela 2 – Taxas padronizadas de mortes por suicídio para a população geral, masculina e feminina, para o Brasil e regiões, 1980-2015.

Variável	Taxas padronizadas*					
	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sul	Sudeste	Brasil
<b>População Geral</b>						
1980	3,12	1,87	4,01	8,56	4,81	4,51
1985	2,48	1,83	4,41	9,25	4,25	4,33
1990	2,72	2,21	4,38	8,77	4,27	4,36
1995	3,48	3,06	8,01	10,46	4,97	5,42
2000	3,58	2,98	7,29	9,38	3,89	4,37
2005	4,12	4,69	7,12	9,48	4,63	5,54
2010	4,44	4,43	6,28	8,15	4,75	5,29
2015	5,60	5,60	6,58	8,57	5,12	5,76
<b>População Masculina</b>						
1980	4,59	2,71	5,33	12,76	7,10	6,63
1985	3,96	2,95	6,84	14,45	6,62	6,78
1990	4,13	3,52	6,72	13,47	6,70	6,78
1995	5,51	5,02	12,59	17,40	8,09	8,86
2000	5,67	4,91	11,72	15,91	6,54	7,89
2005	6,53	7,73	11,17	16,25	7,66	9,17
2010	7,04	7,21	9,91	13,60	7,68	8,59
2015	8,93	8,23	10,47	13,99	8,21	9,35
<b>População Feminina</b>						
1980	1,63	1,10	2,58	4,56	2,70	2,52
1985	0,95	0,82	1,85	4,36	2,10	2,04
1990	1,26	1,04	2,01	4,43	2,05	2,11
1995	1,39	1,27	3,34	4,02	2,09	2,22
2000	1,44	1,24	2,97	3,38	1,49	1,83
2005	1,63	1,93	3,22	3,29	1,91	2,22
2010	1,82	1,91	2,79	3,21	2,07	2,25
2015	2,22	2,02	2,87	3,52	2,22	2,42

\* Anuais, padronizada com a população recomendada pela OMS<sup>16</sup>

Fig. 1a) População Geral

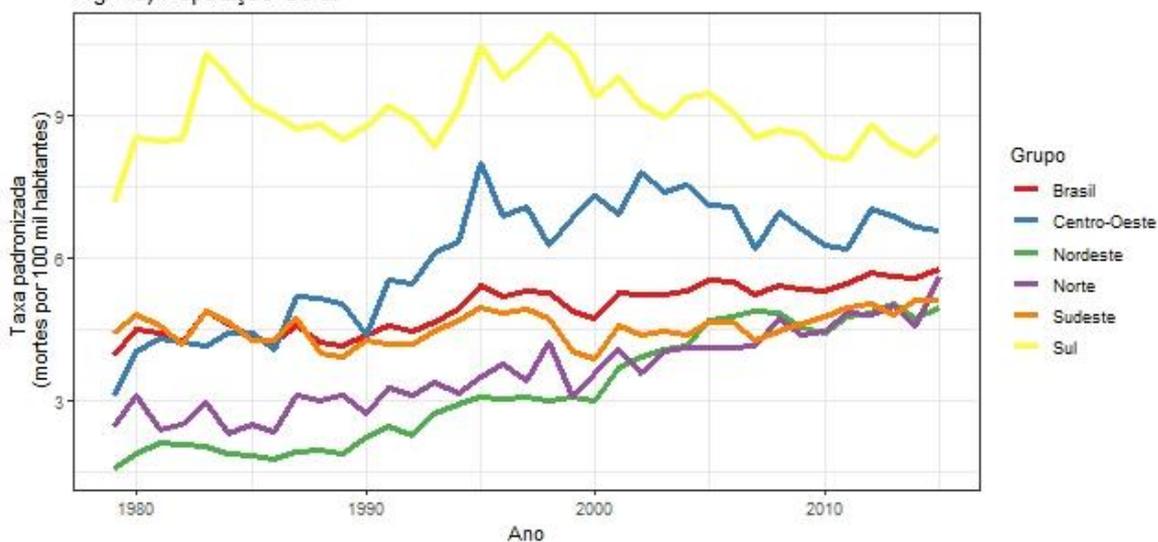


Fig. 1b) População Masculina

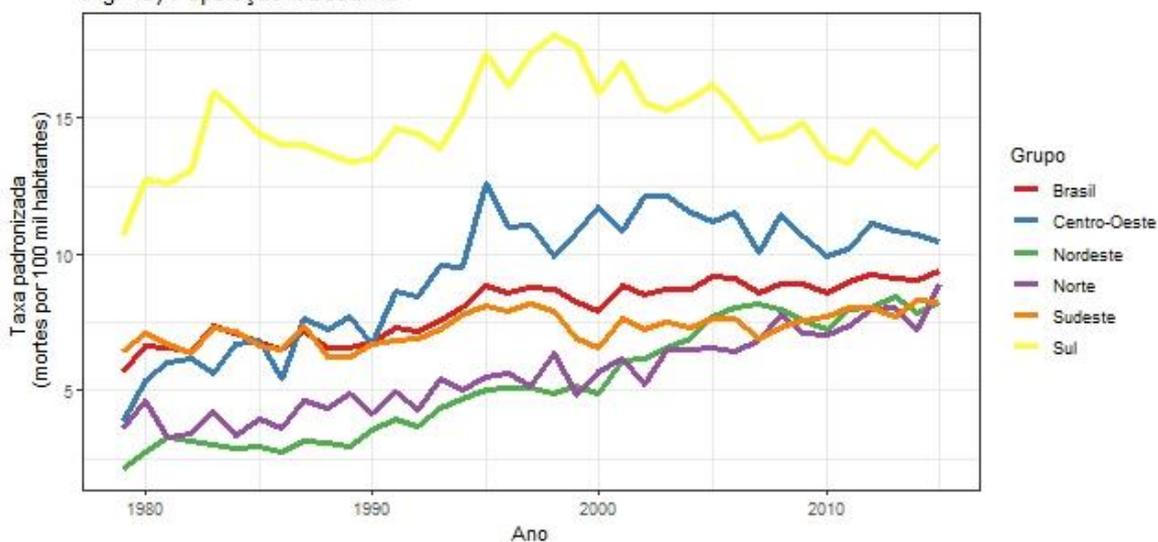


Fig. 1c) População Feminina

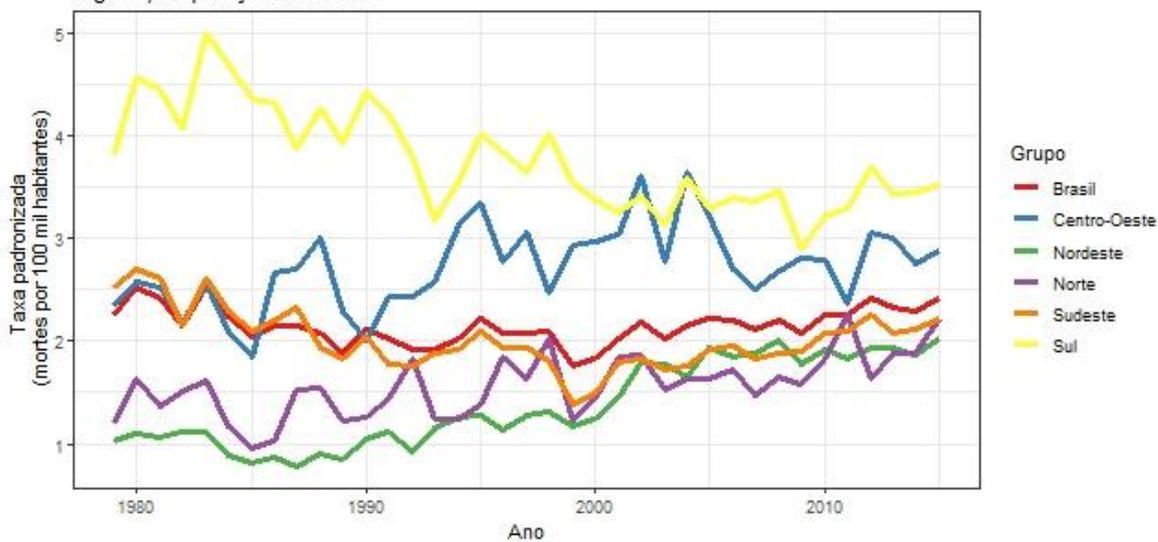


Figura 1: Taxas padronizadas da mortalidade por suicídio, Brasil e Regiões (1979 a 2015): a) população geral; b) população masculina; c) população feminina

Ao analisar as taxas anuais padronizadas para a população geral, o Brasil apresentou um incremento de 4,69% a ano. As Regiões Nordeste, Centro-Oeste e Norte também apresentaram um padrão de crescimento das taxas de 10,75%, 9,88% e 7,60% ao ano, respectivamente. As Regiões Sul e Sudeste apresentaram um padrão estável, visto que os incrementos apresentados são pequenos e o intervalo de confiança variam entre incrementos negativos (que produzem decréscimo nas taxas) e positivos (que produzem aumento das taxas), produzindo uma estagnação no crescimento das taxas padronizadas. Já as taxas anuais padronizadas para a população masculina, os valores foram mais altos que a da população geral em todos os casos analisados. Apenas para a Região Sul, a tendência foi considerada estável quando analisados o EAPC e seus intervalos de confianças. As maiores variações ocorreram para a Região Nordeste e a Centro-Oeste (19,84 e 19,73% ao ano, respectivamente, enquanto a menor variação ocorreu para a Região Sudeste (3,88% ao ano). A análise estatística da tendência confirma a condição ímpar das taxas na população feminina: o Brasil e a Região Sudeste apresentaram um comportamento estável das taxas; a região Sul apesar de apresentar valores mais altos, claramente apresenta um padrão de decréscimo nas taxas; ademais a Região Nordeste foi a que apresentou o maior aumento (3,31% ao ano), como ocorreu para a população geral e masculina (Tabela 3).

O teste de Durbin-Watson não demonstrou a presença de autocorrelação serial para as taxas anuais e mensais, há normalidade nos resíduos e um aparente padrão aleatório no gráfico de resíduos versus valores ajustados. Isso quer dizer, que a modelagem de Prais-Winsten corrigiu a autocorrelação serial dos resíduos do modelo, o que não aconteceu para o modelo linear clássico.

Tabela 3 - Tendências das séries temporais de suicídio no Brasil e Regiões, 1979-2015.

	Equação	R <sup>2</sup> adj	p	EAPC	IC 95%	Interpretação
<b>População Geral</b>						
Brasil	$\hat{Y} = 4,9522 + 0,0430Ano$	0,9946	<0,001	4,69%	[3,29%; 5,51%]	Aumento
Norte	$\hat{Y} = 3,5978 + 0,0732Ano$	0,9958	<0,001	7,60%	[6,82%; 8,39%]	Aumento
Nordeste	$\hat{Y} = 3,2383 + 0,1021Ano$	0,9413	<0,001	10,75%	[8,33%; 13,22%]	Aumento
Centro-Oeste	$\hat{Y} = 5,8611 + 0,0943Ano$	0,9170	<0,001	9,88%	[4,71%; 15,37%]	Aumento
Sul	$\hat{Y} = 8,9465 + 0,0043Ano$	0,9732	<0,001	0,43%	[-3,62; 4,65%]	Estável
Sudeste	$\hat{Y} = 4,5495 + 0,0124Ano$	0,9877	<0,001	1,25%	[-0,22%; 2,75%]	Estável
<b>População Masculina</b>						
Brasil	$\hat{Y} = 7,9552 + 0,0906Ano$	0,9910	<0,001	9,48%	[7,11%; 11,89%]	Aumento
Norte	$\hat{Y} = 5,5703 + 0,1297Ano$	0,9960	<0,001	13,86%	[12,60%; 15,12%]	Aumento
Nordeste	$\hat{Y} = 5,2643 + 0,1810Ano$	0,9531	<0,001	19,84%	[15,91%; 23,91%]	Aumento
Centro-Oeste	$\hat{Y} = 9,0655 + 0,1801Ano$	0,9052	<0,001	19,73%	[10,35%; 29,90%]	Aumento
Sul	$\hat{Y} = 14,4011 + 0,0534Ano$	0,9345	<0,001	5,49%	[-4,45%; 16,47%]	Estável
Sudeste	$\hat{Y} = 7,2849 + 0,0381Ano$	0,9912	<0,001	3,88%	[1,82%; 5,98%]	Aumento
<b>População Feminina</b>						
Brasil	$\hat{Y} = 2,1643 + 0,0014Ano$	0,9757	<0,001	0,13%	[-0,82%; 1,10%]	Estável
Norte	$\hat{Y} = 1,5669 + 0,0179Ano$	0,9746	<0,001	1,81%	[1,03%; 2,59%]	Aumento
Nordeste	$\hat{Y} = 1,3951 + 0,0326Ano$	0,9288	<0,001	3,31%	[2,20%; 4,43%]	Aumento
Centro-Oeste	$\hat{Y} = 2,7292 + 0,0172Ano$	0,9699	<0,001	1,73%	[0,30%; 3,18%]	Aumento
Sul	$\hat{Y} = 3,7634 - 0,0342Ano$	0,9885	<0,001	-3,35%	[-4,52%; -2,18%]	Diminuição
Sudeste	$\hat{Y} = 2,0590 - 0,0104Ano$	0,9173	<0,001	-1,04%	[-2,66%; 0,61%]	Estável

R<sup>2</sup>adj = Coeficiente de Determinação ajustado; EAPC = Variação percentual anual estimadas; IC 95% = Intervalo de Confiança de 95%.

## DISCUSSÃO

Lidar com a morte nos remete a nossa própria finitude, principalmente quando a

mesma acontece através do suicídio. A morte voluntária assusta mais já que ela contraria o fluxo natural da vida, inquieta e deixa um incômodo no ambiente onde é revelada, por suscitar ideias, sentimentos e fantasias de conteúdo terrorífico<sup>22</sup>. Por mais que atualmente se entenda a relação do suicídio com a depressão e transtornos mentais, psicológicos e, algumas vezes, fatores genéticos, biológicos e até metabólicos, esse evento carrega ainda um forte estigma e é marcado por tabus, pelo “não dito”, vergonha e raiva<sup>10,23-24</sup>.

O Brasil é um país grande, caracterizado por diferentes regiões cujos níveis de desenvolvimento são muito diferentes. A análise epidemiológica do suicídio entre brasileiros de diferentes regiões é importante para o desenvolvimento de políticas de saúde pública<sup>24</sup>.

Desde a criação de um sistema para monitorar a mortalidade do país (o SIM), em 1979, 251.020 suicídios foram registrados até o ano de 2015, com um padrão crescente já estabelecido na literatura<sup>3,24-26</sup>, com a seguinte distribuição regional: Sudeste: 40,8%; Sul: 27,0%; Nordeste: 18,4%; Centro-Oeste: 8,4%; Norte: 5,4%. Em termos de taxas padronizadas de mortalidade, colocando as taxas em ordem decrescente a distribuição das Regiões é Sul, Centro-Oeste, Sudeste, Norte e Nordeste. Esses achados são convergentes com outros estudos realizados: Em um estudo desenvolvido no período de 1980 a 2006, as taxas médias mais altas foram encontradas nas regiões Sul (9,3) e Centro-Oeste (6,0)<sup>25</sup>, enquanto em outro estudo desenvolvido de 2000 a 2010 as taxas decresceram de 8,5 a 9,3 mortes por 100 mil habitantes na Região Sul e aumentaram no Centro-Oeste de 6,1 a 6,5 mortes por 100 mil habitantes. As taxas das Regiões Sudeste, Norte e Nordeste foram próximas de 4,0, 3,5 e 4,2 mortes por 100 mil habitantes<sup>27</sup>. Estudos desenvolvidos regionalmente confirmam a diminuição das taxas da Região Sul, seja pela questão de estados isolados<sup>28,29</sup> ou a Região como um todo<sup>30,31</sup>. Meneghel et al.<sup>30</sup> encontraram em seu estudo (desenvolvido entre 1980 e 1999) taxas padronizadas médias de 10,2, 7,9 e 7,1 mortes por 100 mil habitantes para os estados de Rio Grande do Sul, Santa Catarina e Paraná, respectivamente, salientando que para o mesmo período a taxa média brasileira foi de 4,3 mortes por 100 mil habitantes. Uma hipótese levantada é que regiões de implantação de imigrantes europeus têm apresentado um maior número de suicídios devido a combinações de fatores genéticos e ambientais atrelados ao distanciamento de familiares, resultando em desordens psicológicas e mentais, tais como esquizofrenia<sup>31</sup>.

Quanto ao padrão de tendência encontrado por regiões, os dados encontrados foram condizentes com os estudos anteriores<sup>24-25,27</sup>, que destacaram que as regiões Sul e Centro-Oeste apresentaram decréscimo para as regiões Sul e Centro-Oeste, enquanto as regiões Sudeste, Norte e Centro-Oeste tiveram aumento. Para a população geral, os achados deste estudo só divergiram na questão das taxas do Sul e Sudeste apresentarem-se estáveis ao longo do período estudado, mas é possível que esta divergência se encontre na investigação em período diferente e mais abrangente realizado aqui.

O maior crescimento nas taxas de suicídio foi encontrado para a Região Nordeste (10,75%) no período estudado (1979-2015), fato também encontrado em outro estudo de tendência realizado para o período entre 1996 e 2015, que empregou a mesma metodologia de análise (regressão de Prais-Winsten). Neste caso, a Região Nordeste também apresentou a maior taxa de crescimento com 2,30%, enquanto, nas regiões Norte e Sudeste, as taxas de crescimento foram de 1,73% e 1,41%, respectivamente. O decréscimo ocorrido na região Sul foi de -0,57%. A região Centro-Oeste apresentou uma tendência estacionária, com -0,22%<sup>32</sup>. Provavelmente, a diferença na magnitude evidenciada pela mesma técnica empregada acontece devido a diferença dos períodos estudados (1979-2015 e 1996-2015).

O estudo de Lovisi et al.<sup>25</sup> também investigou as tendências das taxas na população masculina e feminina, evidenciando um padrão crescente para a primeira e estável na segunda, padrão confirmados nos nossos achados quando analisamos as taxas nacionais. Nossos achados evidenciaram uma variação de 63,5% para as taxas masculinas e de 7,1%

das taxas femininas, muito embora o comportamento desta última possa ser considerado estável quando observamos os intervalos de confiança estimados.

Ao longo de 37 anos, as taxas de mortalidade padronizada por suicídio aumentaram 45,8% considerando todo o país. Este achado é um dado inédito, já que a maioria dos estudos que refletem a evolução das taxas de mortalidade<sup>24-27,32</sup> não trabalharam com taxas padronizadas, apenas com taxas brutas e, por isso, não são comparáveis entre si. Apenas o estudo de Abuabara et al.<sup>3</sup> padronizou as taxas, mas a população de referência foi a dos Estados Unidos. Regionalmente, a maior variação percentual acumulada foi encontrada no Nordeste (222%, passando de 1,54 para 4,97 mortes por 100 mil habitantes), seguido do Norte (127,6%, de 2,46 para 5,60 mortes por 100 mil habitantes), Centro-Oeste (110,9%, de 3,12 para 6,58 mortes por 100 mil habitantes), Sul (18,8%, de 7,21 para 8,57 mortes por 100 mil habitantes) e Sudeste (15,6%, de 4,43 para 5,12 mortes por 100 mil habitantes). Machado e Santos<sup>24</sup> encontraram variações regionais, no período de 2000 a 2012, de 72,4% para o Nordeste, 37,2% para o Norte, 34,8% para o Sudeste e decréscimo para o Sul e o Centro-Oeste de 0,5% e 1,8%, respectivamente. Lovisi et al.<sup>25</sup>, no período de 1980 a 2006, encontraram um aumento de 130% para o Nordeste, 68% para o Centro-Oeste, 59,2% para o Norte, 21% para o Sul e 4,25% para o Sudeste. No entanto, cabe salientar que o período estudado por estes fatores é apenas parte do período deste estudo. O estudo de D'Eça Junior et al.<sup>32</sup> é suscinto quanto a informação sobre como o cálculo das taxas de mortalidade foram feitas e não cita nenhuma forma de padronização.

Para a população masculina, a variação percentual acumulada por região seguiu a seguinte distribuição: Nordeste (291,9%, passando de 2,10 para 8,23 mortes por 100 mil habitantes); Centro-Oeste (171,2%, de 3,86 para 10,47 mortes por 100 mil habitantes); Norte (146,0%, de 3,63 para 8,93 mortes por 100 mil habitantes); Sul (30,1%, de 10,75 para 13,99 mortes por 100 mil habitantes, padrão considerável estável); Sudeste (27,5%, de 6,44 para 8,21 mortes por 100 mil habitantes). Já para a população feminina, a variação percentual acumulada por região apresentou a seguinte distribuição: Nordeste (96,1%, passando de 1,03 para 2,02 mortes por 100 mil habitantes); Norte (85,0%, de 1,20 para 2,22 mortes por 100 mil habitantes); Centro-Oeste (22,6%, de 2,34 para 2,87 mortes por 100 mil habitantes); Sul (decréscimo de 7,9%, de 3,82 para 3,52 mortes por 100 mil habitantes); Sudeste (decréscimo de 11,90%, de 2,52 para 2,22 mortes por 100 mil habitantes, padrão considerado estável a partir dos intervalos de confiança estimados).

Para o estudo de Machado e Santos<sup>24</sup>, a Região Norte apresentou o crescimento de 47,3% entre os homens, enquanto entre as mulheres, de apenas 4,4%. No Nordeste o aumento se deu entre homens e mulheres, com 77,8% e 56%, respectivamente. No Sudeste, foi maior o crescimento entre mulheres, 57,6%, comparado com 29,5% entre homens. No Sul, o suicídio decresceu entre os homens 3,65, enquanto entre as mulheres se verificou aumento de 14,6%. No Centro-Oeste verificou-se a maior queda nacional da mortalidade por suicídio, ocorrendo quase na mesma proporção para homens e mulheres, 1,5% e 1,7%, respectivamente, dado que não corrobora os nossos achados.

O método empregado para a análise de tendência é um diferencial para se acreditar na precisão das análises realizadas. Estudos epidemiológicos têm sido enfáticos em indicar que a regressão de Prais-Winsten é a mais indicada quando se trata de analisar uma série temporal e evitar a autocorrelação serial dos erros (que comprometeria a qualidade da análise pela superestimação das medidas de qualidade do ajuste)<sup>17,18</sup>. Esta regressão possibilita avaliar se as tendências são crescentes, decrescentes ou estacionárias, além de quantificar as taxas de variações anuais, sem necessidade de readequar os modelos analisados pois presta-se a corrigir a autocorrelação serial<sup>32</sup>.

Quanto ao perfil dos suicidas, o sexo predominante foi o masculino, fato bem documentado em outros estudos desenvolvidos no Brasil<sup>13,24,26,30-38</sup> e no mundo<sup>1,6,39-46</sup>. No

entanto, a razão homem:mulher varia de país para país<sup>3</sup>. Uma possível explicação para a diferença na distribuição por sexo é que mulheres tendem a tentar suicídio mais vezes, enquanto os homens obtêm mais êxito, sugerindo que estes têm uma maior intenção de morrer e usam meios mais letais e mais agressivos<sup>24,26-28,47</sup>. As mulheres também tendem a ser mais protegidas por apresentarem menor prevalência de alcoolismo, maior religiosidade, apoio social e disposição na procura de tratamento para transtornos mentais e ideações suicidas<sup>48</sup>. Cabe salientar que este estudo optou por usar o termo “sexo” ao invés de “gênero” porque na Declaração de Óbito há o registro apenas do sexo biológico e o gênero é um constructo social que extrapola esta questão.

A faixa etária predominante foi entre adultos jovens em idade economicamente ativa (20 e 49 anos) como em alguns estudos<sup>49-52</sup>. A maioria dos estudos, no entanto, evidenciaram um predomínio entre os mais jovens<sup>26,30,53-56</sup> ou em idosos<sup>26,41,54,57-60</sup>. As explicações para esta distinção de achados reverberam no panorama econômico e social a que o Brasil está enfrentando. Adultos em idade economicamente ativa que enfrentam desemprego, problemas econômicos, tem baixa escolaridade e estresse social tem um risco aumentado de suicídio. Já nos adolescentes e jovens, há outros fatores que podem impulsionar e são mais de contexto social, repercutindo suicídio de celebridades, suicídios em grupos (como o desafio da Baleia Azul) e outros problemas, como o *bullying* e abuso de substâncias. Os idosos, no entanto, enfrentam os desafios da depressão, isolamento social e as perdas sociais<sup>15</sup>.

Quanto ao estado civil que mais acometeu as vítimas de suicídio no Brasil foi o de solteiros, como em outros estudos<sup>24,35,50,61-62</sup>, exceto para Região Sul, com predomínio entre indivíduos casados. Isto também é visto em estudo no Chile, que apresentou maior prevalência de solteiros e viúvos<sup>42</sup>. O estudo de Lovisi et al<sup>24</sup> encontrou um predomínio entre indivíduos sem companheiro(a) de 44.8%. Uma potencial explicação reside no isolamento social decorrente da falta de uma relação afetiva<sup>35</sup>. Já estudos realizados em Santa Catarina<sup>28</sup> e Rio Grande do Sul<sup>29</sup>, apresentaram uma maior ocorrência entre pessoas casadas, sugerindo a causa possível de perda de controle e instabilidade dos relacionamentos atuais e a falta da consciência de individualidade<sup>28</sup>. Um estudo de Agerbo et al.<sup>39</sup> afirma que um aumento de 1% dos casamentos reduz o suicídio em 0,8% para homens e 0,6% em mulheres, informação que já havia sido hipotetizada por Durkheim<sup>7</sup>. Um estudo ecológico desenvolvido no Rio Grande do Sul evidenciou uma relação entre maiores taxas de divórcio e separação e menores taxas de casamentos e um aumento nas taxas de suicídio<sup>29</sup>.

Este estudo evidenciou um maior acometimento entre indivíduos com baixa escolaridade, como em alguns estudos<sup>24,25,63</sup>. Viana et al.<sup>31</sup> encontrou através de análise multivariada um efeito protetivo da escolaridade: quanto maior a escolaridade, menor o risco de suicídio, fato que tem sido evidenciado em estudos internacionais<sup>57,58,64</sup>. A perda do dado também não é uma novidade, um estudo com dados nacionais no período de 2000 a 2012 evidenciou uma perda da informação de 42,7% dos casos<sup>24</sup>. A grande questão sobre esta temática tem sido se o suicídio tem acometido mais os com menor escolaridade no Brasil ou trata-se de um reflexo da baixa escolarização da população do país. Esta é uma conclusão difícil de se chegar adequadamente, pela falta de historicidade nesta análise e seria mais adequado um estudo aprofundado do caso. Entretanto nossos achados não foram isolados na literatura, principalmente quando tratou-se de Brasil, corroborando os dados encontrados por Machado e Santos<sup>24</sup>, que observaram que 75% dos que cometeram suicídio em 2000 possuíam escolaridade precária (até 7 anos de estudo), 15% tinham entre 8 e 11 anos de estudo, enquanto apenas 7,4% frequentaram a escola por 12 anos ou mais. Outro estudo também desenvolvido no Brasil discordou dos mesmos, evidenciando que microrregiões com menor escolaridade tiveram forte associação negativa com os casos de suicídio. Já nas microrregiões com maior escolaridade, notou-se que os suicídios ocorrem em regiões com

perfis eminentemente rurais e com boas taxas de escolaridade<sup>65</sup>.

Algumas inferências têm sido encontradas na literatura para explicar estes fenômenos: indivíduos com escolaridade mais baixa são os primeiros cortes dentro de cenários econômicos de crise, e existem estudos que tem evidenciado que grandes alterações econômicas tem produzido um aumento importante nas taxas de suicídio<sup>66-68</sup>. O estudo de Harper et al.<sup>68</sup> evidenciou que o impacto destas mudanças econômicas reverberaram num cenário de desigualdades entre os grupos sociais, sempre mais concentrados entre homens, grupos de meia-idade e aqueles com menor escolaridade. Entretanto, ainda não há um consenso sobre a temática e, por isso, deve-se incentivar que o registro em dados oficiais, prontuários e censos, da escolaridade de forma padronizada e precisa é importante para que seja possível a análise adequada desta característica.

A cor da pele foi um dado complicado de se analisar. Apenas a partir de 1994 este dado começa a ser registrado na declaração de óbito. Esbarra também em questões mais complexas sobre a composição racial de um país proveniente de uma miscigenação muito antiga, que apesar de misturar principalmente europeus, negros e índios, ainda faz com que os negros e índios tenham uma questão de marginalização e precarização de acesso a serviços de saúde. Neste estudo, os brancos foram aqueles que mais cometeram suicídio, entretanto este achado não é evidente na literatura. No estudo de Abuabara et al.<sup>3</sup>, não foi possível comparar os grupos raciais porque enquanto os dados nos Estados Unidos registram apenas dois grupos raciais (brancos e pretos), no Brasil um grande número de pessoas é agrupado como pardo. Já no estudo de Machado e Santos<sup>24</sup> as taxas de mortalidade foram maiores entre os indígenas, amarelos e brancos, enquanto em boletim oficial para o período de 2011 a 2015, as maiores taxas foram evidenciadas para os indígenas e brancos<sup>14</sup>.

O meio mais utilizado foi enforcamento como em outras pesquisas brasileiras<sup>24,25,28,29,35,36,48,56,69</sup> e internacionais<sup>39,40,43,45,49,51,53,54,59,70,71</sup>. Não há uma explicação clara para o motivo desta escolha por método, mas é provável que aspectos culturais e antropológicos estejam envolvidos<sup>69</sup>. Para melhorar os esforços de prevenção, é essencial um melhor conhecimento dos padrões nacionais, regionais e locais de suicídio, e uma melhor compreensão dos mecanismos subjacentes é absolutamente crucial<sup>71</sup>. Tem sido evidenciado que os métodos de suicídio têm diferido entre homens e mulheres<sup>28,46,70-71</sup> e para a população brasileira os métodos mais empregados entre homens tem sido enforcamento e arma de fogo e entre as mulheres enforcamento e autointoxicação por medicamentos e drogas<sup>28,70</sup>. Conhecer os métodos mais empregados é um processo importante para identificar os mecanismos da ideação suicida e para influenciar as políticas de prevenção do suicídio através principalmente da restrição do meio e estratégias que limitem a introdução de novos métodos<sup>72</sup>. Um exemplo de que a disponibilidade do método influencia fortemente o suicídio é o estudo desenvolvido nos Estados Unidos entre 2008 e 2009, que identificou que taxas mais altas de posse de armas de fogo foram fortemente associadas a taxas mais altas de suicídio geral e através de armas de fogo. Os pesquisadores concluíram que estes resultados apoiam a hipótese de que armas de fogo em casa impõem risco de suicídio acima e além do risco de base e ajudam a explicar por que, ano após ano, vários milhares de americanos morrem por suicídio em estados com posse de arma de fogo doméstica em comparação com estados com menor posse média de armas de fogo domésticas<sup>73</sup>. Outro estudo foi desenvolvido com dados de 2005 a 2015, também nos Estados Unidos e comparou suicídios com armas de fogo e o empregando outros métodos. Seus resultados demonstraram que os 25 estados que reforçaram o controle de armas tiveram redução de 3,3% nas taxas dos suicídios por arma de fogo<sup>74</sup>.

É fato de que a análise de qualquer tipo de mortalidade depende dos dados oriundos do SIM e a qualidade dos dados garante a fidedignidade dos achados<sup>75</sup>. A subnotificação nas estimativas de suicídio é talvez o problema mais referido nas pesquisas sobre o tema<sup>1,25,32</sup>.

As potenciais causas elencadas são relacionadas a comoção decorrente do ato suicida, ilegalidade em alguns países, dificuldade de classificação da causa de morte, burocracia de registro (por envolver diversas autoridades e aplicações das leis)<sup>1</sup>, preenchimento incorreto da Declaração de Óbito, cemitérios clandestinos, pedidos da família para modificar a causa de morte<sup>25</sup>, além de questões referentes ao estigma social, religiosas, jurídicas e de ordem financeira como seguros. É possível que o registro de outras causas de morte por despreparo dos profissionais no preenchimento das Declarações de Óbito referindo o método de suicídio como causa básica de morte, além do registro como morte por causa indefinida dificultem a abrangência real do problema<sup>32</sup>.

Conhecer potenciais fatores de risco são bastante importantes para poder implantar medidas efetivas para a prevenção deste tipo de agravo<sup>3</sup>. Esta tarefa é especialmente difícil quando tratamos do suicídio como causa de morte por uma série de fatores objetivos e subjetivos. O suicídio representa um dos comportamentos humanos mais enigmáticos e perturbadores, pois parece irremediavelmente destrutivo e traz consigo um conjunto de sentimentos, como culpa e vergonha, perplexidade, medo e revolta, dentre outros<sup>76</sup>.

#### Limitações do estudo

1. Não se pode excluir que há outras variáveis aqui não estudadas que podem contribuir para a frequência dos suicídios, tal como presença de transtorno mental e tentativa anterior de suicídio;
2. Devido ao desenho do estudo e a fonte dos dados, é impossível agregar informações de múltiplos fatores externos e internos, tais como variáveis genéticas, saúde mental, abuso de substâncias ilícitas, características familiares, fatores sociais e características comunitárias;
3. Devido ao desenho metodológico do estudo (estudo de série temporal de dados agregados) não se pode provar causalidade.

## CONCLUSÕES

No Brasil, o perfil predominante entre os suicidas foi de homem, adulto (entre 20 e 49 anos), solteiro, com baixa escolaridade (1 a 3 anos de estudo formal) e branco. Em linhas gerais, as regiões repercutem este perfil, exceto quando se considera o estado civil na Região Sul, com predomínio de casados, e da cor da pele nas Regiões Norte e Nordeste, com predomínio de pardos. Os principais meios utilizados foram enforcamento, disparo de arma de fogo e autointoxicação. Quanto a distribuição temporal, verificou-se uma tendência com um padrão crescente, onde as taxas anuais acumularam um aumento de 45,8% em 37 anos e uma variação média de 4,7% ao ano para o Brasil. Muito embora apresente as maiores taxas, a Região Sul apresentou um padrão de estabilização das taxas para a população geral e masculina e diminuição das mesmas para a população feminina. A Região Sudeste apresentou também um padrão estável para as taxas da população geral e feminina. As maiores variações ocorreram nos estados do Nordeste (para todos os casos), seguido do Centro-Oeste para a população geral e masculina e do Norte para a população feminina.

Estes achados demonstram que a criação de políticas públicas expressivas de prevenção de suicídio e promoção de saúde mental tornam-se urgentes para a redução deste problema. Apesar do Sul e Sudeste do Brasil contribuírem com a maior quantidade absoluta de mortes por suicídio, bem como de taxas mais altas, há de se considerar que hoje estas áreas contam com um maior preparo do sistema de saúde para intervir em problemas de saúde mental e conseqüentemente mostram isso nas taxas atuais. Regiões menos assistidas,

como o Nordeste, Centro-Oeste e o Norte tem se tornado um campo fecundo para o desenvolvimento de problemas mentais e psicológicos, que aliados a carência de serviços capazes de suprir a assistência, resultam em um claro aumento nas taxas de suicídio. Esta situação pode ser revertida. Estudos epidemiológicos evidenciaram que conhecendo onde o problema do suicídio tem sido mais frequente e a quem ele atinge, a aplicação dos recursos profissionais e financeiros pode ser mais efetiva e diminuir substancialmente as taxas de suicídio.

## REFERÊNCIAS

1. World Health Organization (WHO). Preventing suicide: a global imperative. Geneva: WHO; 2014. 89 p.
2. WHO. Suicide - Fact sheet [Internet]. WHO. 2018 [citado 12 de fevereiro de 2018]. Disponível em: <http://www.who.int/mediacentre/factsheets/fs398/en/>
3. Abuabara A, Abuabara A, Tonchuk CAL. Comparative analysis of death by suicide in Brazil and in the United States: descriptive, cross-sectional time series study. *São Paulo Med J.* 2017; 135(2): 150-6.
4. Botega NJ, Marín-León L, Oliveira HB, Barros MBA, Silva VF, Dalgalarrondo P. Prevalências de ideação, plano e tentativa de suicídio: um inquérito de base populacional em Campinas, São Paulo, Brasil. *Cad Saúde Pública.* 2009; 25(12): 2632-8.
5. Werlang BSG, Botega NJ. Comportamento suicida. Porto Alegre: Artmed; 2004.
6. WHO. World report on violence and health. 3 ed. Genebra: WHO; 2002.
7. Durkheim É. O suicídio: estudo sociológico. São Paulo: Martin Claret; 1897.
8. Werlang BSG, Borges VR, Fensterseifer L. Fatores de Risco ou Proteção para a Presença de Ideação Suicida na Adolescência. *Rev Interam Psicol.* 2005; 39(2): 259-66.
9. Minayo MCS, Cavalcante FG, Souza ER. Methodological proposal for studying suicide as a complex phenomenon. *Cad Saúde Pública.* 2006; 22(8): 1587-96.
10. Turecki G. O suicídio e sua relação com o comportamento impulsivo-agressivo. *Genética.* 1999; 21(2): 18-22.
11. Sá NNB, Oliveira MGC, Mascarenhas MDM, Yokota RTC, Silva MMA. Atendimentos de emergência por tentativas de suicídio, Brasil, 2007. *Rev Med Minas Gerais.* 2010; 20(2): 145-52.
12. Waiselfisz JJ. Os jovens do Brasil: mapa da violência 2014. Brasília - DF: Secretária Nacional da Juventude; 2014.
13. Souza ER, Minayo MCS, Malaquias JV. Suicídio de jovens nas principais capitais do Brasil. *Cad Saúde Pública.* 2002; 18(3): 673-83.
14. Brasil. Ministério da Saúde. Secretaria de Vigilância em Saúde. Perfil epidemiológico das tentativas e óbitos por suicídio no Brasil e a rede de atenção à saúde. *Bol Epidemiológico.* 2017; 48(30): 1-14.

15. WHO. Prevenção do suicídio: um manual para médicos e clínicos gerais. Genebra: WHO; 2000.
16. Ahmad OB, Boschi-Pinto C, Lopez AD, Murray CJ, Lozano R, Inoue M. Age standardization of rates: a new WHO standard. *GPE Discuss Pap Ser.* 2001; 9(31): 1-14.
17. Antunes JLF, Cardoso MRA. Uso da análise de séries temporais em estudos epidemiológicos. *Epidemiol Serv Saúde.* 2015; 24(3): 565-76.
18. Canjels E, Watson MW. Estimating deterministic trends in the presence of serially correlated errors. *Rev Econ Stat.* 1997; 79(2): 184-200.
19. Mohr F. Package prais: Prais-Winsten Estimation Procedure for AR(1) Serial Correlation [Internet]. 2015. Disponível em: <https://cran.r-project.org/web/packages/prais/prais.pdf>
20. Instituto Nacional de Câncer (INCA), Sociedade Brasileira de Oncologia Pediátrica (SOBOPE) (Orgs). Câncer na criança e no adolescente no Brasil: dados dos registros de base populacional e de mortalidade. Rio de Janeiro, RJ: Ministério da Saúde, INCA, SOBOPE; 2008. 220 p.
21. R Core Team. R: A language and environment for statistical computing. Vienna: R Foundation for Statistical Computing; 2017. Disponível em: <https://www.R-project.org/>.
22. Barbosa FO, Macedo PCM, Silveira RMC. Depressão e o suicídio. *Rev SBPH.* 2011; 14(1): 233-43.
23. Abasse MLF, Oliveira RC, Silva TC, Souza ER. Análise epidemiológica da morbimortalidade por suicídio entre adolescentes em Minas Gerais, Brasil. *Ciênc Saúde Colet.* 2009;14(2):407-16.
24. Machado DB, Santos DN. Suicídio no Brasil, de 2000 a 2012. *J Bras Psiquiatr.* 2015; 64(1): 45-54.
25. Lovisi GM, Santos SA, Legay L, Abelha L, Valencia E. Análise epidemiológica do suicídio no Brasil entre 1980 e 2006. *Rev Bras Psiquiatr.* 2009; 31(Supl II): S86-93.
26. Mello-Santos C, Bertolote JM, Wang Y-P. Epidemiology of suicide in Brazil (1980-2000): characterization of age and gender rates of suicide. *Rev Bras Psiquiatr.* 2005; 27(2): 131-4.
27. Calixto Filho M, Zerbini T. Epidemiologia do suicídio no Brasil entre os anos de 2000 e 2010. *Saúde, Ética & Justiça.* 2016; 21(2):45-51.
28. Sehnem SB, Palosqui V. Características epidemiológicas do suicídio no estado de Santa Catarina. *Fractal, Rev Psicol.* 2014; 26(2): 365-78.
29. Faria NMX, Victora CG, Meneghel SN, Carvalho LA, Falk JW. Suicide rates in the State of Rio Grande do Sul, Brazil: association with socioeconomic, cultural, and agricultural factors. *Cad Saúde Pública.* 2006; 22(12):2611-2621.
30. Meneghel SN, Victora CG, Faria NMX, Carvalho LA, Falk JW. Características epidemiológicas do suicídio no Rio Grande do Sul. *Rev Saúde Públ.* 2004; 38(6): 804-10.

31. Viana GN, Zenkner FM, Sakae TM, Escobar BT. Prevalência de suicídio no Sul do Brasil, 2001-2005. *J Bras Psiquiatr.* 2008;57(1):38-43.
32. D'Eça Junior A, Rodrigues LS, Meneses Filho EP, Costa LDLN, Rêgo AS, Costa LC, Batista RFL. Mortalidade por suicídio na população brasileira, 1996-2015: qual é a tendência predominante? *Cad Saúde Coletiva.* 2019; 27(1):20-4.
33. Bando DH. Padrões espaciais do suicídio na cidade de São Paulo e seus correlatos socioeconômico-culturais. São Paulo: Universidade de São Paulo; 2008.
34. Bando DH, Scrivani H, Morettin PA, Teng CT. Seasonality of suicide in the city of Sao Paulo, Brazil, 1979-2003. *Rev Bras Psiquiatr.* 2009; 31(2): 101-5.
35. Parente ACM, Soares RB, Araújo ARF, Cavalcante IS, Monteiro CFS. Caracterização dos casos de suicídio em uma capital do Nordeste Brasileiro. *Rev Bras Enferm.* 2007; 60(4): 377-81.
36. Rocha FF, Sousa KCA, Paulino N, Castro JO, Correa H. Suicide in Belo Horizonte between 2004 and 2006. *Rev Bras Psiquiatr.* 2007; 29(2): 190-1.
37. Ambros MC, Recchia A, Recchia JA. Estudo Epidemiológico dos Casos de Suicídio Registrados no Instituto Médico Legal de Santa Maria, RS. *Saúde St Maria.* 2011; 36(1): 69-70.
38. Carmo EA, Santos PHS, Ribeiro BS, Soares CJ, Santana MLAD'A, Bonfim ES, Oliveira BG, Oliveira JS. Características sociodemográficas e série temporal da mortalidade por suicídio em idosos no estado da Bahia, 1996-2013. *Epidemiol Serv Saúde.* 2018; 27(1): e20171971.
39. Agerbo E, Stack S, Petersen L. Social integration and suicide: Denmark, 1906-2006. *Soc Sci J.* 2011; 48(4): 630-40.
40. Mohanty S, Sahu G, Mohanty MK, Patnaik M. Suicide in India – A four years retrospective study. *J Forensic Leg Med.* 2007; 14(4): 185-9.
41. Pavia M, Nicotera G, Scaramuzza G, Angelillo IF. Suicide mortality in Southern Italy: 1998–2002. *Psychiatry Res.* 2005; 134(3): 275-9.
42. Ajdacic-Gross V, Wang J, Bopp M, Eich D, Rössler W, Gutzwiller F. Are seasonalities in suicide dependent on suicide methods? A reappraisal. *Soc Sci Med.* 2003; 57(7): 1173-81.
43. Álvaro-Meca A, Kneib T, Gil-Prieto R, Gil de Miguel A. Epidemiology of suicide in Spain, 1981–2008: A spatiotemporal analysis. *Public Health.* 2013; 127(4): 380-5.
44. Tamosiunas A, Reklaitiene R, Virviciute D, Sopagiene D. Trends in suicide in a Lithuanian urban population over the period 1984–2003. *BMC Public Health.* 2006; 6(184): 1-7.
45. Stark C, Hopkins P, Gibbs D, Rapson T, Belbin A, Hay A. Trends in suicide in Scotland 1981 – 1999: age, method and geography. *BMC Public Health.* 2004; 4(49): 1-10.
46. Ortega PA, Manrique RD, Tovilla Zarate CA, López Jaramillo C, Cuartas JM. Clinical

and epidemiological characteristics of suicides committed in Medellin, Colombia. *Rev Colomb Psiquiatr.* 2014; 43(2): 106-12.

47. Nock MK, Borges G, Bromet EJ, Cha CB, Kessler RC, Lee S. Suicide and Suicidal Behavior. *Epidemiol Rev.* 2008; 30(1): 133-54.

48. Stack S. Suicide: a 15-year review of the sociological literature. Part II: modernization and social integration perspectives. *Suicide Life Threat Behav.* 2000; 30(2): 163-76.

49. Baptista MN, Borges A. Suicídio: aspectos epidemiológicos em Limeira e adjacências no período de 1998 a 2002. *Estud Psicol.* 2005; 22(4): 425-33.

50. Baader MT, Urra PE, Millán AR, Yáñez ML. Algunas consideraciones sobre el intento de suicidio y su enfrentamiento. *Rev Médica Clínica Las Condes.* 2011; 22(3): 303-9.

51. Salve H, Kumar R, Sinha S, Krishnan A. Suicide an emerging public health problem: evidence from rural Haryana, India. *Indian J Public Health.* 2013; 57(1): 40-2.

52. Stark K, Joubert G, Struwig M, Pretorius M, Merwe NV, Botha H, et al. Suicide cases investigated at the state mortuary in Bloemfontein, 2003–2007. *South Afr Fam Pract.* 2010; 52(4): 332-5.

53. Mittendorfer-Rutz E. Trends of youth suicide in Europe during the 1980s and 1990s—gender differences and implications for prevention. *J Mens Health Gend.* 2006; 3(3): 250-7.

54. Vidal-Rodeiro CL, Santiago-Pérez MI, Paz-Esquete J, López-Vizcaíno ME, Cerdeira-Caramés S, Hervada-Vidal X, et al. Distribución geográfica y temporal del suicidio en Galicia (1976–1998). *Gac Sanit.* 2001; 15: 389-97.

55. Cantor CH, Neulinger K, De Leo D. Australian suicide trends 1964-1997: youth and beyond? *Med J Aust.* 1999; 171(3): 137-41.

56. Waiselfisz JJ. Mapa da violência 2006: os jovens do Brasil. Brasília - DF: Organização dos Estados Ibero-Americanos para a Educação, a Ciência e a Cultura - OEI; 2006.

57. Minayo MCS, Pinto LW, Assis SG, Cavalcante FG, Mangas RMN. Trends in suicide mortality among Brazilian adults and elderly, 1980-2006. *Rev Saúde Pública.* 2012; 46(2): 300-9.

58. Cheong K-S, Choi M-H, Cho B-M, Yoon T-H, Kim C-H, Kim Y-M, et al. Suicide rate differences by sex, age, and urbanicity, and related regional factors in Korea. *J Prev Med Pub Health.* 2012; 45(2): 70-7.

59. Kim M-H, Jung-Choi K, Jun H-J, Kawachi I. Socioeconomic inequalities in suicidal ideation, parasuicides, and completed suicides in South Korea. *Soc Sci Med.* 2010; 70(8): 1254-61.

60. Byard RW, Hanson KA, Gilbert JD. Suicide methods in the elderly in South Australia 1981–2000. *J Clin Forensic Med.* 2004; 11(2): 71-4.

61. Vidal CEL, Gontijo ECDM, Lima LA. Tentativas de suicídio: fatores prognósticos e estimativa do excesso de mortalidade. *Cad Saúde Pública.* 2013; 29: 175-87.

62. Bezerra Filho JG, Werneck GL, Almeida RLF, Oliveira MIV, Magalhães FB. Estudo ecológico sobre os possíveis determinantes socioeconômicos, demográficos e fisiográficos do suicídio no Estado do Rio de Janeiro, Brasil, 1998-2002. *Cad Saúde Pública*. 2012; 28(5): 833-44.
63. Whitley E, Gunnell D, Dorling D, Smith GD. Ecological study of social fragmentation, poverty and suicide. *BMJ*. 1999; 319(7216): 1034-7.
64. Agerbo E, Nordentoft M, Mortensen PB. Familial, psychiatric, and socioeconomic risk factors for suicide in young people: nested case-control study. *BMJ* 2002; 325:1-5.
65. Gonçalves LRC, Gonçalves E, Oliveira Júnior LB. Determinantes espaciais e socioeconômicos do suicídio no Brasil: uma abordagem regional. *Nova Econ*. 2011; 21(2): 281-316.
66. Reeves A, Stuckler D, McKee M, Gunnell D, Chang SS, Basu S. Increase in state suicide rates in the USA during economic recession. *Lancet*. 2012; 380: 1813-14.
67. Chang SS, Stuckler D, Yip P, Gunnell D. Impact of 2008 global economic crisis on suicide: time trends study in 54 countries. *BMJ*. 2013; 347: f5239.
68. Harper S, Charters TJ, Strumpf EC, Galea S, Nandi A. Economic downturns and suicide mortality in the USA, 1980-2010: observational study. *Int J Epidemiol*. 2015; 44(3): 956-66.
69. Schmitt R, Lang MG, Quevedo J, Colombo T. Perfil epidemiológico do suicídio no extremo oeste do estado de Santa Catarina, Brasil. *Rev Psiquiatr RS*. 2008; 30(2): 115-23.
70. Henderson JP, Mellin C, Patel F. Suicide – A statistical analysis by age, sex and method. *J Clin Forensic Med*. 2005; 12(6): 305-9.
71. Ajdacic-Gross V, Weiss MG, Ring M, Hepp U, Bopp M, Gutzwiller F, et al. Methods of suicide: international suicide patterns derived from the WHO mortality database. *Bull World Health Organ*. 2008; 86(9): 726-32.
72. Thomas K, Gunnell D. Suicide in England and Wales 1861-2007: a time-trends analysis. *Int J Epidemiol*. 2010; 39(6): 1464-75.
73. Miller M, Barber C, White RA, Azrael D. Firearms and suicide in the United States: is risk independent of underlying suicidal behavior? *Am J Epidemiol*. 2013; 178(9): 946-55.
74. Ghiani M, Hawkins SS, Baum CF. Associations between gun laws and suicides. *Am J Epidemiol*. 2019; 188(7):1254-61.
75. Boing AF, Rossi TF. Tendência temporal e distribuição espacial da mortalidade por câncer de pulmão no Brasil entre 1979 e 2004: magnitude, padrões regionais e diferenças entre sexos\*. *J Bras Pneumol*. 2007; 33(5): 544-51.
76. Morais SRS, Souza CMC. Representações sociais do suicídio pela comunidade de dormentes-PE. *Psicol, Ciênc Prof*. 2011; 31(1): 160-75.

### 6.3 ANÁLISE DO EFEITO IDADE-PERÍODO-COORTE NA MORTALIDADE POR SUICÍDIO NO BRASIL E REGIÕES

#### RESUMO

**Objetivo:** Estimar o efeito da idade, período e coorte de nascimento na mortalidade por suicídio no Brasil e por regiões, para a população geral e por sexo.

**Métodos:** Estudo de desenho ecológico de tendência temporal. Dados nacionais e regionais de mortalidade por suicídio de 1981 a 2015 foram analisados para a população geral e por sexo. O efeito da idade, período e coorte foi calculado através do modelo de Regressão de Poisson, empregando funções estimáveis, por meio do pacote Epi do programa estatístico R versão 3.4.3.

**Resultados:** Exceto para a Região Norte e para a população feminina da Região Centro-Oeste, o modelo que melhor se ajusta aos dados analisados foi o modelo completo, seguido dos modelos de Idade-Período na maioria das análises realizadas.

**Conclusões:** As taxas de mortalidade por suicídio têm apresentando um padrão crescente para a população brasileira com o avançar da idade, independentemente do sexo. O comportamento do efeito do período e da coorte no entanto tem dependido da população analisada e sua distribuição regional.

**Palavras-chave:** mortalidade; efeito de coortes; efeito período; efeito idade; Brasil; análise idade-período-coorte.

#### ABSTRACT

**Aim:** To estimate the effect of age, period and birth cohort on mortality by suicide in Brazil and regions, for the general population and by sex.

**Methods:** Ecological design study of temporal trend. National and regional data on suicide mortality from 1981 to 2015 were analyzed for the general population and by sex. The effect of age, period and cohort was calculated using the Poisson Regression model, using estimative functions, using the Epi package of the statistical program R version 3.4.3.

**Results:** Except for the North Region and for the female population of the Center-West Region, the model that best fits the data analyzed was the complete model, followed by Age-Period models in most of the analyzes performed.

**Conclusions:** Mortality rates due to suicide have shown an increasing pattern for the Brazilian population with the advancing age, regardless of sex. The behavior of the effect of the period and the cohort however has depended on the analyzed population and its regional distribution

**Keywords:** Mortality; cohort effect; period effect; age effect; Brazil; age-period-cohort analysis

#### INTRODUÇÃO

Anualmente 804 mil pessoas morrem por suicídio em todo o mundo<sup>1,2</sup>, enquanto no Brasil este evento dizima cerca de 6.784 vidas no mesmo período. De acordo com o ranking da Organização Mundial da Saúde (OMS), o país encontra-se na 113<sup>a</sup> posição mundial e é o 4<sup>o</sup> em crescimento de taxas na América Latina<sup>3</sup>.

Por muitos anos, o Brasil teve taxas de suicídio menos significativas quando comparado a outros países<sup>4</sup>. A partir da segunda metade do século XX, a população brasileira sofreu diversas transformações, iniciando o processo de transição demográfica. Primeiramente, as taxas de mortalidade infantil decaíram e a expectativa de vida ao nascer se elevou, ao mesmo tempo que as taxas de natalidade e fecundidade ainda eram elevadas. Em meados de 1960, estas taxas começam a decair, processo intensificado na década de 1970. Desde então, as doenças infecto-parasitárias começam a ter seu impacto diminuído

nas causas de adoecimento e morte da população brasileira, enquanto as causas externas e doenças crônicas fazem mais vítimas<sup>5</sup>. Na esteira desse fenômeno, as últimas cinco décadas têm registrado um aumento significativo (60%) nas taxas de suicídio brasileiro<sup>6,7</sup>. Apesar de por muitos anos, as taxas de suicídio terem sido consideradas baixas, a partir de 2001, no entanto, as taxas atingiram valores de 5,3 a 5,7 mortes por 100 mil habitantes, o que já é considerado um valor moderado<sup>8</sup>.

Estas mudanças nas taxas de suicídio, bem como, no perfil etário dos indivíduos que se suicidam tem fomentado novas questões de pesquisa. Estudos preliminares têm evidenciado direta ou indiretamente os efeitos da coorte de nascimento, ou seja, diferenças geracionais no risco de suicídio<sup>9</sup>. Tem sido objeto de estudo da Epidemiologia buscar influências sobre as diferentes formas de adoecer e de morrer ao longo do tempo<sup>10,11</sup> e uma das abordagens empregadas quando se quer entender o comportamento do suicídio em uma sociedade tem sido a modelagem idade-período-coorte (*Age-period-cohort* ou APC)<sup>9,12-18</sup>. Esta modelagem é uma ferramenta descritiva para observação de registro de doença e efeito temporal da ocorrência de um evento<sup>19-21</sup>, muito útil para modelar taxas de incidência e de mortalidade<sup>22</sup>.

Esta análise tem a capacidade única de descrever comedidamente todo o complexo de fatores sociais, históricos e ambientais que afetam simultaneamente indivíduos e populações de indivíduos e é amplamente utilizado para abordar questões de importância duradoura para os estudos de mudança social, etiologia de doenças, envelhecimento e processos e dinâmicas populacionais<sup>19</sup>. Ela serve para separar os efeitos diferentes de idade (efeitos de idade), circunstâncias históricas (efeitos de período) e sucessão geracional (efeitos de coorte de nascimento)<sup>9,19</sup>. Entretanto, a análise APC é impedida pela redundância entre os efeitos lineares da idade, período e coorte, pois qualquer duas das três dimensões fixa a terceira e este é o chamado problema de identificabilidade, fato bastante debatido<sup>9,22</sup>.

Este estudo objetivou modelar a série de dados de suicídio brasileiro e regionais usando a abordagem APC, considerando a população de forma geral e segundo sexo.

## MATERIAIS E MÉTODOS

Estudo ecológico desenvolvido sobre a mortalidade por suicídio no Brasil entre os anos de 1981 a 2015. Os dados analisados foram obtidos das Declarações de Óbitos (DO) registradas no Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM) e nas estimativas populacionais no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), obtidos no website do Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (Datasus).

No período estudado, foram registrados 243.694 suicídios. Foram incluídos neste estudo os óbitos de indivíduos com idade maior ou igual a 20 anos e menor de 80 anos (devido a necessidade de faixas etárias de intervalos regulares). Assim, 27.047 suicídios ocorridos em indivíduos que não preencheram os critérios de elegibilidade foram removidos da amostra, resultando em 216.647 suicídios elegíveis para a modelagem proposta.

Os dados foram compilados no software R versão 3.4.3<sup>23</sup> e a modelagem feita com auxílio do pacote Epi<sup>24</sup>, ggplot2<sup>25</sup> e gridExtra<sup>26</sup>.

Calcularam-se as taxas de mortalidade bruta e padronizada para cada ano, a primeira sendo calculada pela razão entre o número de óbitos por suicídio em indivíduos com idade igual ou superior a 5 anos e a população com a mesma idade, na mesma região e período, multiplicado por 100 mil e a segunda sendo calculada pelo método direto e utilizando a população padrão recomendada pela OMS<sup>27</sup>, para possibilitar a comparação das taxas por ano.

Para a modelagem idade-período-coorte (APC), o número de óbitos e a população em risco foram agrupados em 12 faixas etárias (20-24 anos; 25-29 anos; 30-34 anos; 35-39 anos; 40-44 anos; 45-49 anos; 50-54 anos; 55-59 anos; 60-64 anos; 65-69 anos; 70-74 anos;

75-79 anos), para 7 períodos (1981-1985; 1986-1990; 1991-1995; 1996-2000; 2001-2005; 2006-2010; 2011-2015) e para 18 coortes (1906-1910; 1911-1915; 1916-1920; 1921-1925; 1926-1930; 1931-1935; 1936-1940; 1941-1945; 1946-1950; 1951-1955; 1956-1960; 1961-1965; 1966-1970; 1971-1975; 1976-1980; 1981-1985; 1986-1990; 1991-1995). As coortes não foram fornecidas, a função selecionada faz o cálculo da coorte partindo do período e da idade.

Os efeitos de idade, período e coorte foram modelados com *splines* naturais para cada um dos termos, sendo calculados por meio do modelo de regressão de Poisson, expresso por:

$$\ln(E[r_{ij}]) = \ln\left(\frac{\theta_{ij}}{N_{ij}}\right) = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_k$$

onde o logaritmo do valor esperado da taxa é uma função linear do efeito da idade do período e coorte;  $E[r_{ij}]$  representa a taxa de mortalidade esperada na idade  $i$  e período  $j$ ;  $\theta_{ij}$  e  $N_{ij}$  representa o número de mortes e população em risco, respectivamente, na idade  $i$  e período  $j$ ;  $\mu$  representa a média do efeito;  $\alpha_i$ , o efeito da idade  $i$ ;  $\beta_j$ , o efeito do período  $j$ ; e  $\gamma_k$ , o efeito da coorte  $k$ <sup>28-32</sup>.

Esta modelagem apresenta como limitação o problema de identificabilidade. Um dos recursos utilizados para minorar este problema é o uso de funções estimáveis nos modelos. Dados que o modelo de efeito principal de idade proporciona um ajuste distinto melhor que os modelos de efeito principal de período e de coorte, a idade foi implementada como um componente mandatório em modelos preliminares de dois fatores, e, além disso, como o fator alvo para restrições subsequentes. Modelos preliminares de idade-período (AP) e idade-coorte (AC) serviram para desenvolver um modelo APC completo<sup>9</sup>. Assim, as funções estimáveis limitam-se a analisar as combinações lineares e as curvaturas (ou desvios da linearidade) da idade, do período e da coorte de nascimento. As curvaturas são passíveis de estimação e permanecem constantes independentemente da parametrização empregada na análise, enquanto as combinações lineares dividem-se em dois componentes distintos, o efeito linear da idade e o efeito *drift* (correspondente ao efeito linear de período e coorte combinados). O primeiro *drift* descrito no modelo representa a tendência linear do logaritmo das taxas específicas por idade e é igual à soma das inclinações de período e coorte ( $\beta L + \gamma L$ ), onde  $\beta L$  e  $\gamma L$  são as tendências lineares de período e coorte respectivamente, enquanto o segundo *drift* representa a tendência longitudinal da idade e a soma da idade e a inclinação do período ( $\alpha L + \beta L$ ), onde  $\alpha L$  e  $\beta L$  são respectivamente as tendências lineares de idade e período<sup>20,30-32</sup>.

O ajuste do modelo foi realizado através da *deviance*, definida como duas vezes o logaritmo da função de verossimilhança do modelo completo em relação ao logaritmo da função de verossimilhança do modelo estimado<sup>28,29</sup>. A contribuição dos efeitos foi avaliada pela comparação da *deviance* do modelo com o efeito específico em relação ao modelo completo. Foram considerados estatisticamente significativos os resultados com  $P < 0,05$ <sup>28</sup>. O modelo com o *deviance* mais baixo é o que melhor se ajusta<sup>29</sup>. A coorte de referência adotada foi 1946 e o período de referência foi o ano de 1998, por estarem mais centralizados na análise. A medida de associação gerada pelo modelo APC é o Risco Relativo (RR)<sup>28</sup>, sendo calculado automaticamente pela função *apc.fit* do pacote Epi, juntamente com os respectivos Intervalos de Confiança de 95% (IC<sub>95%</sub>)<sup>28,33</sup>.

## RESULTADOS

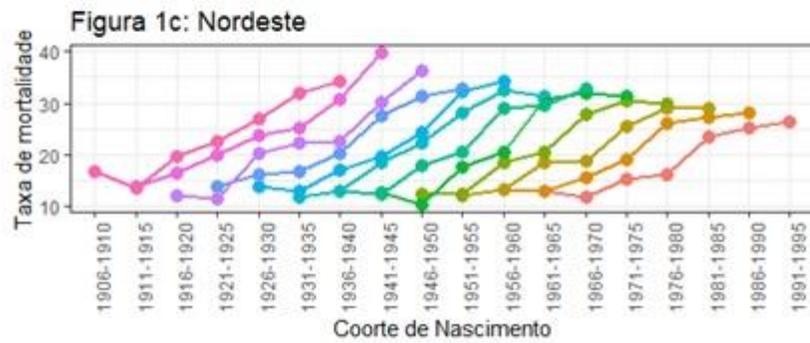
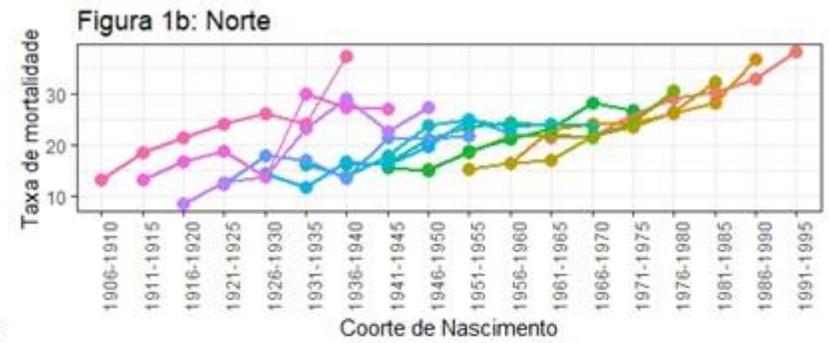
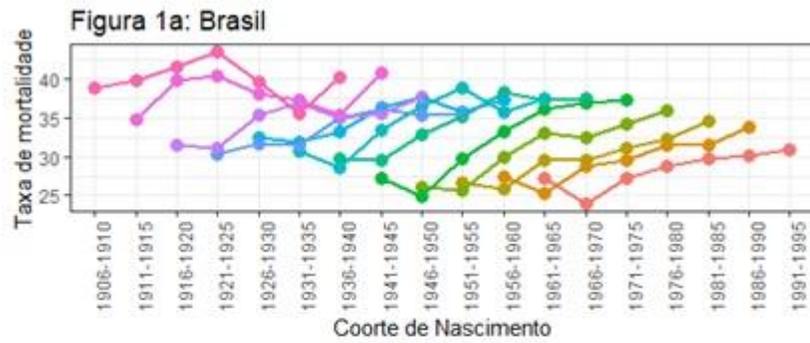
De 1981 a 2015, 216.647 suicídios ocorreram em indivíduos entre 20 e 80 anos no Brasil, sendo que 79,2% destes suicídios ocorreram em homens. A maioria dos óbitos ocorreram na Região Sudeste (41,3%), seguido pelo Sul (27,1%), Nordeste (18,5%), Centro-

Oeste (8,2%) e Norte (5,0%) (dados não tabulados).

A população brasileira apresentou para o período estudado uma taxa média padronizada de 4,99 mortes por 100 mil habitantes (variando entre 4,13 e 5,76), enquanto para a população masculina a média foi de 8,08 mortes por 100 mil habitantes (6,43-9,35) e a feminina, de 2,14 mortes por 100 mil habitantes (1,76-2,54). Independentemente se avaliarmos a população como um todo ou por sexo, as maiores taxas foram encontradas nas Regiões Sul (taxa média de 9,10, taxa masculina média de 14,90 e feminina, 3,74 mortes por 100 mil habitantes) e Centro-Oeste (6,12; 9,55; e 2,73 mortes por 100 mil habitantes). As taxas de mortalidade das Regiões Sudeste, Nordeste e Norte apresentaram-se mais baixas que a brasileira (dados não tabulados).

As taxas de mortalidade por suicídio têm apresentando um padrão crescente para a população brasileira com o avançar da idade, sendo expressivamente maiores a partir dos 70 anos, assim como as mais antigas coortes as que apresentam as taxas mais elevadas. As faixas etárias entre 50 e 70 anos não têm apresentado um padrão específico, enquanto as menores faixas etárias (entre 20 e 50 anos) têm apresentado um padrão de elevação nas taxas (Figura 1a). Para a Região Norte, as taxas de mortalidade por suicídio entre jovens têm tido uma maior elevação que demais. O padrão para as faixas etárias entre 20 e 34 anos tem sido eminentemente crescente, enquanto as entre 35 a 69 anos tem apresentado um leve decréscimo nestes últimos 5 anos. As faixas de 70 a 74 anos e 75 a 79 anos apresentaram um padrão bem distinto das demais, alternando períodos de declínio e subsequente elevação. As coortes com maiores taxas foram de 1991 a 1995, 1936 a 1940 e 1986 a 1990 (Figura 1b). Para a Região Nordeste, a maioria das taxas se apresentaram eminentemente crescente, exceto na faixa entre 30 e 59 anos que apresentaram um pequeno declínio no final do período. As coortes com taxas mais altas foram entre 1930 e 1960 (Figura 1c). Para a Região Centro-Oeste, pode-se verificar que as faixas etárias a partir de 70 anos têm taxas mais altas que as demais. Nos últimos 10 anos do período de seguimento, as taxas têm apresentado um declínio geral. As coortes mais altas foram as de 1921 a 1925 e 1931 a 1935 (Figura 1d). Na Região Sul, com as taxas mais elevadas do país, o padrão tem sido eminentemente decrescente, tanto para o período quanto para as faixas etárias, com as coortes mais antigas (1906 a 1930) apresentando taxas mais altas que as demais (Figura 1e). Para a Região Sudeste, as coortes que apresentaram taxas mais altas foram entre 1906 e 1925. As faixas etárias entre 20 e 45 anos apresentaram um padrão crescente nestes últimos tempos, enquanto no grupo de indivíduos a partir de 70 anos voltaram a subir após intenso declínio das taxas (Figura 1f).

A análise da razão da verossimilhança evidenciou que para quase todas as análises realizadas o modelo APC (completo) apresentou melhor ajuste aos dados ( $p < 0,001$ ) do que os demais modelos, exceto quando se considera a Região Norte cujo melhor ajuste é encontrado para o modelo de Idade-*drift*\* (efeito não linear da idade) para a população em geral e a masculina, enquanto para a população feminina foi o modelo Idade-Coorte, o mesmo ocorrendo para a população feminina do Centro Oeste. Para o Brasil, este estudo evidenciou um efeito de coorte mais ajustado, visto que o segundo melhor modelo foi o de Idade-Coorte quando considera toda a população combinada, mas quando se analisa por sexo o efeito de período explica melhor o comportamento das taxas, já que o segundo melhor modelo é o de Idade-Período. Por Região brasileira, a Região Nordeste evidenciou um efeito de período mais ajustado para as situações estudadas, o mesmo ocorrendo com a população geral e masculina das Regiões Centro-Oeste e Sul e população feminina da Região Sudeste, enquanto na população geral e masculina do Sudeste e feminina do Sul prevaleceram os efeitos de coorte (Tabela 1).



**Faixa etária**

- 20 a 24 anos
- 25 a 29 anos
- 30 a 34 anos
- 35 a 39 anos
- 40 a 44 anos
- 45 a 49 anos
- 50 a 54 anos
- 55 a 59 anos
- 60 a 64 anos
- 65 a 69 anos
- 70 a 74 anos
- 75 a 79 anos

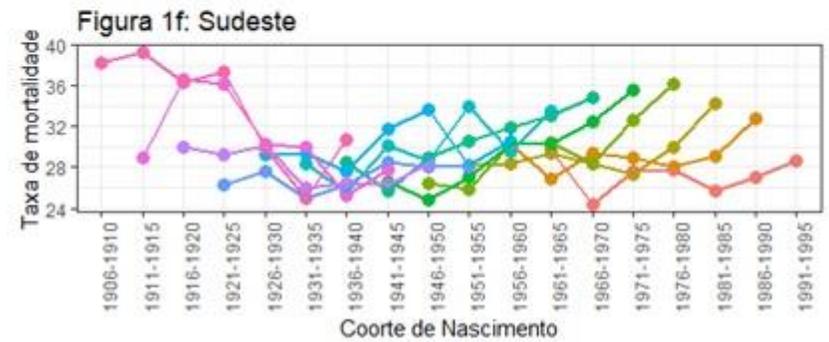
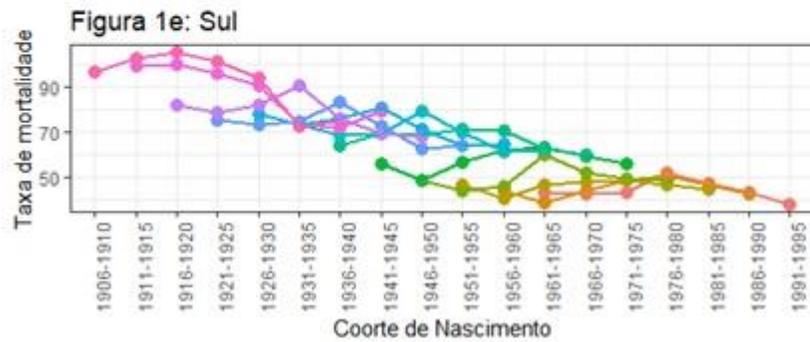
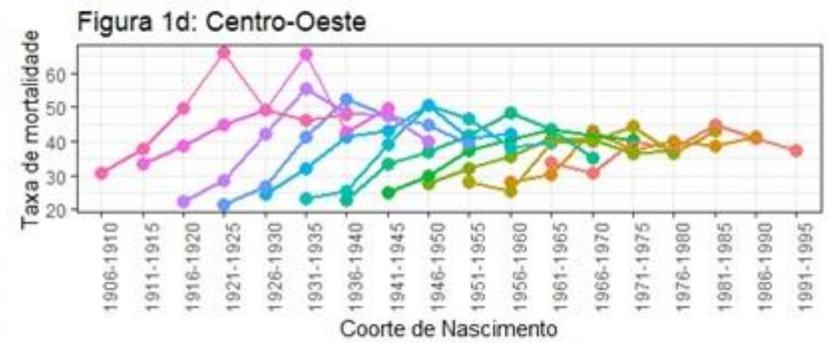


Figura 1: Taxas de mortalidade por suicídio conforme faixa etária e coorte de nascimento, Brasil e Regiões, 1981 a 2015.

Tabela 1: Ajustes para o modelo de análise APC subsequente de dados de suicídio no Brasil e Regiões, 1981 a 2015, na população geral e por sexo.

Modelo	Brasil			Norte			Nordeste			Centro-Oeste			Sul			Sudeste		
	gl	DR	p	gl	DR	p	Gl	DR	p	gl	DR	p	gl	DR	p	gl	DR	p
<b>População Geral</b>																		
Idade	79	1936,7		79	476,3		79	3881,7		79	413,5		79	481,0		79	736,7	
Idade-drift*	78	606,3	<0,001	78	94,5	<0,001	78	360,4	<0,001	78	289,7	<0,001	78	446,4	<0,001	78	564,8	<0,001
Idade-Coorte	75	499,1	<0,001	75	92,8	0,637	75	321,5	<0,001	75	274,4	0,002	75	368,0	<0,001	75	446,9	<0,001
Idade-Período-Coorte	72	417,9	<0,001	72	89,3	0,314	72	166,6	<0,001	72	116,4	<0,001	72	170,0	<0,001	72	389,3	<0,001
Idade-Período	75	535,6	<0,001	75	91,8	0,471	75	189,9	<0,001	75	122,7	0,099	75	263,5	<0,001	75	503,7	<0,001
Idade-drift**	78	606,3	<0,001	78	94,5	0,435	78	360,4	<0,001	78	289,7	<0,001	78	446,4	<0,001	78	564,8	<0,001
<b>População Masculina</b>																		
Idade	79	2153,0		79	500,7		79	3358,1		79	444,7		79	501,8		79	683,3	
Idade-drift*	78	669,2	<0,001	78	95,2	<0,001	78	328,2	<0,001	78	284,1	<0,001	78	497,6	0,038	78	446,9	<0,001
Idade-Coorte	75	629,0	<0,001	75	92,9	0,152	75	264,6	<0,001	75	271,9	0,007	75	468,9	<0,001	75	360,5	<0,001
Idade-Período-Coorte	72	393,7	<0,001	72	90,3	0,282	72	148,3	<0,001	72	101,4	<0,001	72	163,7	<0,001	72	329,6	<0,001
Idade-Período	75	453,8	<0,001	75	97,1	0,080	75	184,3	<0,001	75	109,3	0,048	75	207,0	<0,001	75	417,6	<0,001
Idade-drift**	78	669,2	<0,001	78	98,2	0,588	78	328,2	<0,001	78	284,1	<0,001	78	497,6	<0,001	78	446,9	<0,001
<b>População Feminina</b>																		
Idade	79	448,5		79	93,0		79	635,9		79	116,2		79	281,8		79	437,2	
Idade-drift*	78	418,5	<0,001	78	74,0	<0,001	78	165,6	<0,001	78	113,4	0,095	78	218,8	<0,001	78	436,6	0,473
Idade-Coorte	75	303,8	<0,001	75	66,0	0,045	75	156,6	0,029	75	93,315	<0,001	75	138,2	<0,001	75	352,6	<0,001
Idade-Período-Coorte	72	169,4	<0,001	72	62,4	0,313	72	111,7	<0,001	72	87,481	0,119	72	115,7	<0,001	72	150,1	<0,001
Idade-Período	75	299,6	<0,001	75	70,8	0,039	75	122,7	0,011	75	102,9	0,001	75	193,7	<0,001	75	259,0	<0,001
Idade-drift**	78	418,5	<0,001	78	74,0	0,353	78	165,6	<0,001	78	113,4	0,015	78	218,8	<0,001	78	436,6	<0,001

gl = graus de liberdade; DR = *Deviance* residual; \*tendência linear para o período e a coorte; \*\*tendência longitudinal da idade.

Para a população geral, as taxas de mortalidade ajustadas pelo modelo para a idade para o suicídio apresentaram um padrão de crescimento com o aumento da idade para o Brasil, Centro-Oeste, Nordeste e Norte, principalmente. O padrão da Região Sul demonstra que as taxas aumentaram rapidamente a partir da terceira década de vida, desacelerando seu aumento na sexta década de vida. Já a Região Sudeste demonstrou uma amplitude menor na variação das taxas de mortalidade ao longo da vida, encontrando uma estabilização a partir da quinta década de vida (Figura 2a). A razão de risco de morte (expressada pelo RR) para a coorte na população brasileira aumentou a partir da coorte de 1946 (referência), encontrando na coorte mais recente o maior risco associado de 1,54 (IC<sub>95%</sub> 1,50; 1,58) e na coorte mais antiga o menor risco associado de 0,88 (IC<sub>95%</sub> 0,84;0,91). Este fenômeno também aconteceu para o Norte (coorte de 1991-1995 RR = 2,53, IC<sub>95%</sub> 2,26;2,83; coorte de 1906-1910 RR = 0,46, IC<sub>95%</sub> 0,38;0,55), Nordeste (Corte de 1991-1995 RR = 4,22, IC<sub>95%</sub> 3,93;4,52; Corte de 1906-1910 RR = 0,24, IC<sub>95%</sub> 0,22;0,27); e Centro-Oeste (Corte de 1991-1995 RR = 1,59, IC<sub>95%</sub> 1,45;1,74; Corte de 1906-1910 RR = 0,62, IC<sub>95%</sub> 0,53;0,72). A Região Sul e a Sudeste têm a maioria de suas coortes com RR maior que na coorte de referência. O RR é menor ou igual a 1 apenas entre os nascidos entre 1951 a 1965 e 1991 a 1995 (coorte mais jovem estudada) na Região Sul e entre os nascidos em 1941 a 1945 na região Sudeste, entretanto enquanto para o Sul as coortes mais recentes tem se mostrado com risco menor que as mais antigas, no Sudeste distribui-se inversamente (RR maior entre as coortes mais recentes), chegando a 1,30 na coorte de 1991 a 1995 (IC<sub>95%</sub> 1,24;1,35) (Figura 2b). Em relação ao efeito de período, a população brasileira teve o maior risco no período de 2001-2005 (RR = 1,01, IC<sub>95%</sub> 1,00;1,02), fato ocorrido também no Nordeste (RR = 1,12, IC<sub>95%</sub> 1,09;1,15) e Sul (RR = 1,004; IC<sub>95%</sub> 0,99; 1,01). Os demais períodos evidenciaram um risco menor que o período de referência (1996-2000) para o Brasil e Sul. Para a Região Norte e Centro-Oeste, todos os períodos evidenciaram um risco menor que o de referência, enquanto no Nordeste no período de 1981-1985 e 2006-2010 os riscos foram maiores que o de referência. No Sudeste, os períodos anteriores ao de referência e o último intervalo estudado ofereceram maior risco para o suicídio, entretanto chama a atenção que o risco voltou a aumentar no período de 2011 a 2015 (RR = 1,05; IC<sub>95%</sub> 1,03;1,07) (Figura 2c).

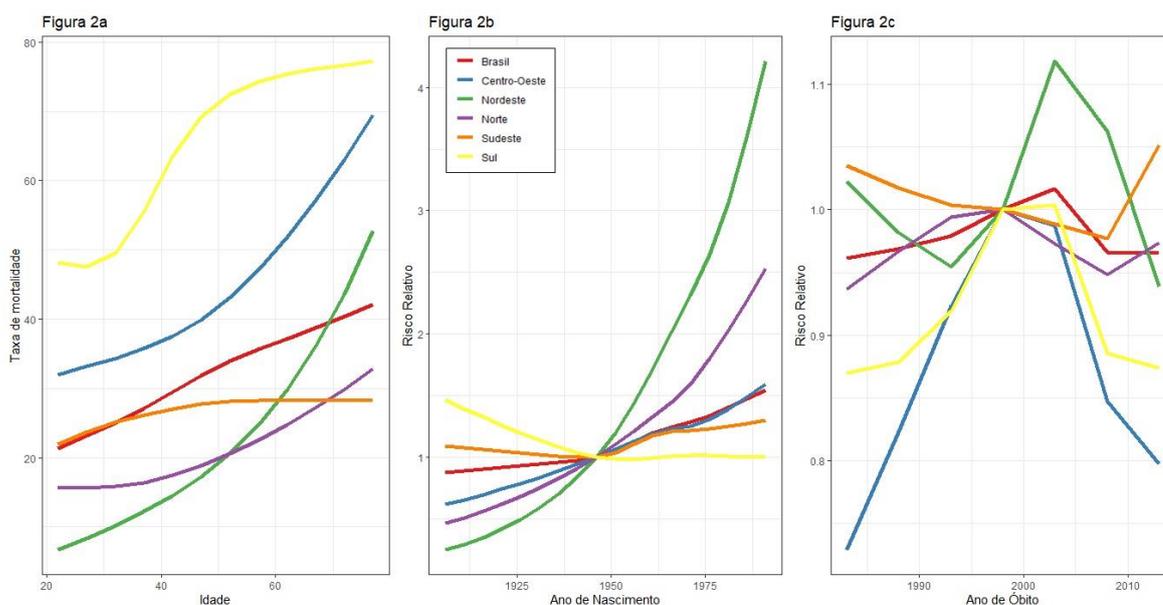


Figura 2 – Modelos ajustado por idade, período e coorte para mortalidade por suicídio para a população geral, Brasil e Regiões, 1981 a 2015.

Considerando a população masculina (principal vítima do suicídio consumado), as

taxas de mortalidade ajustadas para o suicídio apresentaram um padrão de crescimento com o aumento da idade para o Brasil e todas as suas regiões, com um aumento mais expressivo na Região Nordeste (Figura 3a). Da mesma forma que para a população geral, o RR da população masculina aumentou a partir da coorte de 1946 (referência), encontrando na coorte mais recente o maior risco associado de 1,67 (IC<sub>95%</sub> 1,62;1,72) e na coorte mais antiga o menor risco associado de 0,79 (IC<sub>95%</sub> 0,75;0,82) e de mesma foram para o Norte (coorte de 1991-1995 RR = 3,02, IC<sub>95%</sub> 2,66;3,43; coorte de 1906-1910 RR = 0,44, IC<sub>95%</sub> 0,35;0,54), Nordeste (coorte de 1991-1995 RR = 4,35, IC<sub>95%</sub> 4,02;4,70; coorte de 1906-1910 RR = 0,20, IC<sub>95%</sub> 0,18;0,23); Centro-Oeste (coorte de 1991-1995 RR = 1,86, IC<sub>95%</sub> 1,67;2,07; coorte de 1906-1910 RR = 0,55, IC<sub>95%</sub> 0,46;0,65) e Sudeste (coorte de 1991-1995 RR = 1,42, IC<sub>95%</sub> 1,36;1,49; coorte de 1906-1910 RR = 1,06, IC<sub>95%</sub> 0,99;1,14). A inversão do comportamento do Risco para os nascidos na Região Sul novamente acontece, tendo como RR o valores de 1,06 (IC<sub>95%</sub> 1,00;1,12) para a coorte de 1991 a 1995, enquanto para as coortes mais antigas foi encontrado RR = 1,27 (IC<sub>95%</sub> 1,17;1,38) (Figura 3b). Sobre o efeito de período, a população masculina teve o maior risco no período de 2001-2005 (RR = 1,01, IC<sub>95%</sub> 0,99;1,02), bem como no Nordeste (RR = 1,07, IC<sub>95%</sub> 1,05;1,09) e Sul (RR = 1,008; IC<sub>95%</sub> 0,99; 1,02). Os demais períodos evidenciaram um risco menor que o período de referência (1995-2000) para o Brasil e Sul. Para a Região Norte, Centro-oeste e Sudeste, todos os períodos evidenciaram um risco menor que o de referência, enquanto no Nordeste, apenas no período de 2006-2010, os riscos foram maiores que o de referência (Figura 3c).

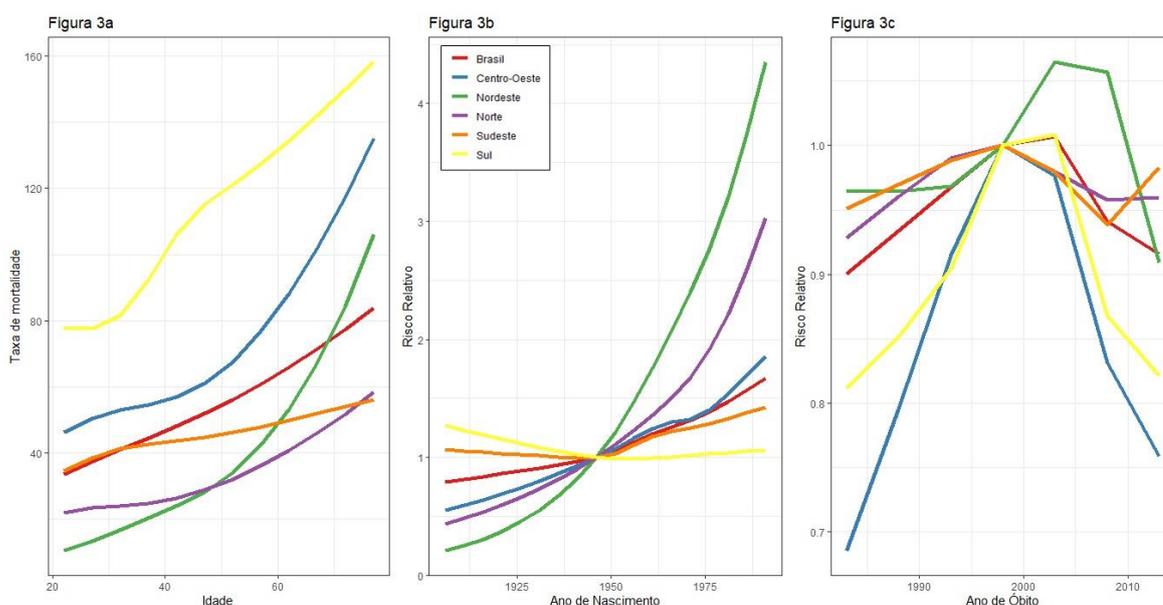


Figura 3: Modelos ajustado por idade, período e coorte para mortalidade por suicídio para a população masculina, Brasil e Regiões, 1981 a 2015

Para a população feminina brasileira e do Nordeste, as taxas de mortalidade ajustadas permanecem em crescimento ao longo da idade. Na Região Norte, um padrão atípico foi evidenciado: a maior taxa foi encontrada entre 20 e 24 anos, seguido de diminuição no grupo etário subsequente e lento crescimento ao longo das idades. Para o Centro-Oeste, Sul e Sudeste, as maiores taxas são evidenciadas entre 45 e 69 anos, diminuindo no fim da vida (Figura 4a). O RR para a coorte na população brasileira evidenciou um risco de 1,07 (IC<sub>95%</sub> 0,98;1,16) nas coortes de 1906-1910 seguido por diminuição do risco até a coorte de referência e subsequente aumento até a coorte de 1966-1970 (RR = 1,23, IC<sub>95%</sub> 1,19; 1,28), e diminuição a partir de então. Na Região Norte, o risco aumentou ao longo das coortes, com pico na coorte de 1981-1985 (RR = 1,58, IC<sub>95%</sub> 1,32;1,89), mesmo comportamento para o

Centro-Oeste cujo pico de risco foi entre as mulheres nascidas entre 1971 e 1975 (RR = 1,18; IC<sub>95%</sub> 1,04; 1,33) e para o Nordeste entre as nascidas entre 1991 e 1995 (RR = 3,26; IC<sub>95%</sub> 2,84;3,73). Entre as mulheres do Sul e Sudeste, as coortes mais recentes têm apresentado menor risco do seguimento (0,77, IC<sub>95%</sub> 0,69; 0,87; 0,91; IC<sub>95%</sub> 0,83; 0,99, respectivamente) (Figura 4b). Em relação ao efeito de período, a população feminina brasileira teve o maior risco no período de 1981 -1985 (RR = 1,19; IC<sub>95%</sub> 1,15;1,23) e 2011-2015 (RR = 1,13, IC<sub>95%</sub> 1,11;1,16), o mesmo ocorrendo no Norte (RR = 1,00; IC<sub>95%</sub> 0,83;1,21 e RR = 1,03, IC<sub>95%</sub> 0,93;1,15), Sul (RR = 1,07; IC<sub>95%</sub> 1,01;1,14 e RR = 1,08, IC<sub>95%</sub> 1,03;1,14) e Sudeste (RR = 1,36; IC<sub>95%</sub> 1,30;1,42 e RR = 1,29, IC<sub>95%</sub> 1,25;1,34). No Nordeste e Centro-Oeste, o período de maior risco foi 2001-2005 (RR = 1,19, IC<sub>95%</sub> 1,13;1,26 e RR = 1,04; IC<sub>95%</sub> 0,96;1,12, respectivamente) (Figura 4c).

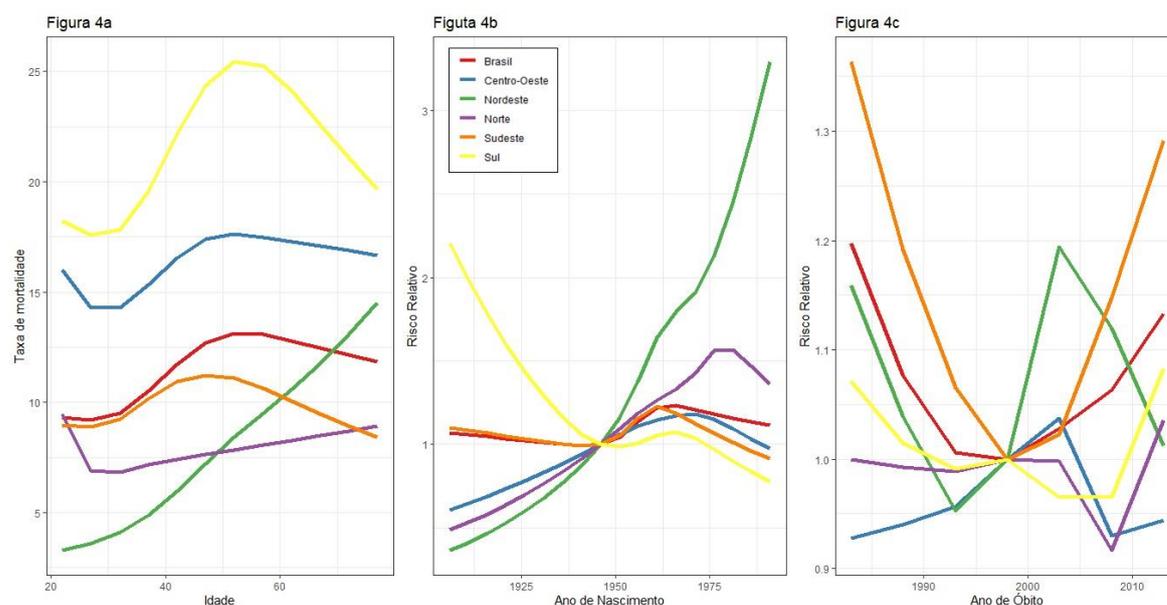


Figura 4: Modelos ajustado por idade, período e coorte para mortalidade por suicídio para a população feminina, Brasil e Regiões, 1981 a 2015

## DISCUSSÃO

Os principais achados deste estudo evidenciam a dimensão do problema do suicídio na sociedade brasileira: a cada ano o suicídio tem ceifado mais vidas no Brasil, sendo frequente em todas as faixas etárias da vida adulta (a partir dos 20 anos), mas o crescimento entre a população idosa tem ganhado destaque. E apesar das mulheres apresentarem taxas quatro vezes menores que as taxas masculinas, o suicídio tem frequentemente atingido-as em idades mais jovens. Tem-se ainda que destacar as diferenças no comportamento das taxas de mortalidade regionais: a região Sul que por muitos anos foi apontada como a que continha o maior número de casos e maiores taxas<sup>34-37</sup> tem apresentado um padrão de diminuição nas taxas ao longo do período estudado e do risco relativo sobre as coortes mais recentes. Enquanto isso, o Nordeste tem evidenciado um crescimento alarmante nas taxas de suicídio e o Sudeste tem aumentado o risco de suicídio nos últimos anos investigados.

Este estudo pretendeu estimar o comportamento suicida ao longo do tempo para a sociedade brasileira. Ele reforça questões que já têm sido levantadas em outros estudos e traz luz sobre possíveis estratégias de prevenção de suicídio.

A idade sempre tem sido aventada como relacionada ao adoecer e morrer, seu efeito sempre sendo relacionado com desfechos de interesse em saúde<sup>21,38</sup>, devido às mudanças fisiológicas, acúmulo de experiência social, papel social ou mudanças de status, ou uma combinação dessas. Refletem, portanto, os processos biológicos e sociais de envelhecimento

interno aos indivíduos e representam mudanças no desenvolvimento ao longo da vida<sup>11</sup>. Para o suicídio, é considerado um dos principais fatores de risco<sup>39,40</sup>, relacionando os grupos etários extremos – os mais jovens<sup>35,39,41-45</sup> e os idosos<sup>35,40,44,46-50</sup> – como os mais acometidos. Neste estudo, foi possível perceber a relação clara do crescimento das taxas de suicídio durante a vida em praticamente todos os subconjuntos testados. Apenas as mulheres entre 20-24 anos da Região Norte apresentaram taxas mais altas de suicídio que as demais faixas etárias.

Optou-se por não trabalhar indivíduos abaixo de 20 anos, pois percebeu-se que o impacto entre os mais jovens (crianças e adolescentes) tem sido pequeno em comparação as demais taxas e a visualização de taxas muito extremas dificultaria a análise da modelagem proposta. Entretanto, as mulheres têm sido vitimadas mais precocemente que os homens e isso deve ser considerado numa estratégia de enfrentamento do problema. O suicídio em jovens está intimamente relacionado com a fase da vida que estão efetuando escolhas e definindo destinos e projetos na vida<sup>51</sup> e causam impactos econômicos intensos. Diversos fatores são elencados como potenciais causas para o suicídio entre jovens e adolescentes: desemprego, dificuldades econômicas, desmembramento familiar e mudanças na sociedade, tais como diminuição da religiosidade, os novos papéis do gênero, aumento da competição na escola, aumento da presença feminina nas universidades e a mudança da estrutura rural tradicional para uma estrutura urbana e industrializada<sup>43</sup>. O país apresentou, entre 1980 e 2000, um aumento impressionante de 1900% nas taxas de suicídio na população jovem<sup>35</sup>, corroborando os nossos achados, muito embora a Região Sul tenha evidenciado uma diminuição clara nas taxas dos mesmos.

O aumento das taxas de suicídio entre pessoas idosas evidenciado neste estudo repercute os achados encontrados em outros países, e apresenta-se com uma perspectiva grave visto que a população mundial tem aumentado a expectativa de vida e, conseqüentemente, a proporção de população idosa na composição das sociedades<sup>17</sup>. Ademais, o método escolhido por esta população tem sido por meio de autointoxicação, seja por pesticidas ou fármacos, e como o acesso de medicamentos é facilitado nesta faixa etária por diversas condições clínicas mais frequentes na mesma. O fato consolidado é que pessoas mais idosas têm apresentado um risco maior sob dois aspectos, a idade e a geração. Pela questão etária, os motivos relacionam-se a impossibilidade de lidar com a vida do mesmo jeito que anteriormente, perdas de companheiros, incapacidades instaladas devido a doenças ou próprias do envelhecimento tem sido referida como motivos para o desenvolvimento da ideação suicida<sup>52</sup>. A realidade de muitos idosos é permeada por doenças crônicas e estas provocam alterações emocionais e diminuição da capacidade funcional na maioria das vezes. Além disso, a saída do mundo do trabalho, afastamento dos companheiros de profissão e perda de entes queridos, deixando-o num não-lugar social potencializa o impacto da doença<sup>53</sup>.

Este estudo mostrou que o sexo e a idade foram fatores de principal importância para explicar as taxas de suicídio no Brasil, como no único estudo de modelagem APC desenvolvido no Brasil<sup>18</sup> e em outros países<sup>9,14,16,17</sup>.

O aspecto da geração é ainda mais grave e pouco estudado. O efeito de coorte ou geracional é a mudança em torno dos grupos que experimentam um evento inicial como o nascimento no mesmo ano ou anos<sup>21</sup> e têm exposições diversas a fatores de risco socioeconômicos, comportamentais e ambientais em vários ciclos de vida<sup>11</sup>. A sociedade brasileira encontra-se num processo acelerado de transição demográfica onde as relações pessoais se alteraram enormemente: a fertilidade tem diminuído, ao mesmo tempo em que a idade fértil inicia-se mais precocemente com a maturação sexual dando-se mais cedo e perdura por mais tempo devido a tecnologia médica em torno da manutenção da viabilidade biológica de gestações em mulheres mais velhas, bem como, de procedimentos que tem

mantido a vida sexual dos homens mais longeva com medicamentos; o núcleo familiar não possui uma configuração perpétua, o casamento não é mais indissolúvel e as relações são mais rápidas e menos burocráticas, não sendo mantido aquela hierarquia do patriarcado presente até o século passado; e, apesar da existência de redes sociais e da dinâmica do mundo moderno, o indivíduo sente-se cada vez mais isolado e distante das relações pessoais. Esse processo de mudança social atrelado principalmente a uma população mais idosa, mais limitada física, econômica e tecnologicamente, consolida processos de isolamento e depressão, levando a ideação suicida muito mais frequentemente que para outros grupos etários. Os nossos achados mostram que para praticamente todas as regiões e para o país como um todo as coortes mais recentes (1991 a 1995) evidenciaram um maior risco quando avaliando a população geral. Apenas a região Sul apresentou risco maior para a coorte mais antiga (1906 a 1910).

Em geral, outros estudos têm mostrado uma maior importância destes efeitos nas taxas de suicídio, em especial quando se referem a coortes. Na Suíça, os efeitos de coorte foram similares tanto para a população masculina quanto a feminina, apesar que nesta última os efeitos foram mais suaves, mas foram determinantes para entender o comportamento das taxas de suicídio nesse país<sup>9</sup>. Na Espanha, foi evidenciado um efeito de período para a população feminina, enquanto que na masculina o efeito de coorte foi mais presente<sup>14</sup>. Na Coreia do Sul, foi evidenciado que os efeitos de coorte foram determinantes nas mudanças das taxas no período de 1984 a 2013<sup>17</sup>. No estado do Rio de Janeiro, de 1979 a 1998, as taxas ajustadas por idade evidenciaram um crescimento, mais presente na população masculina que na feminina, enquanto um fraco efeito de período foi demonstrado para o aumento das taxas no período de 1983 e 1984 e o efeito de coorte evidenciou uma diminuição das taxas entre as coortes mais antigas em relação as mais jovens<sup>14</sup>. Nosso estudo, no entanto, encontrou um efeito maior do período que o da coorte na influência das taxas de suicídio para a maioria das situações investigadas. O efeito de coorte foi mais forte apenas quando analisamos a população geral brasileira, a população geral e masculina da Região Sudeste e as populações femininas das Regiões Norte, Centro-Oeste e Sul.

O efeito de período vem a ser a variação sobre o período de tempo que afetam todos os grupos simultaneamente, representando a mudança na taxa em sucessivos períodos de tempo<sup>21,39</sup>, resumindo um conjunto complexo de eventos históricos e fatores ambientais, como guerras mundiais, expansões e contrações econômicas, fome e pandemias de doenças infecciosas, intervenções de saúde pública e descobertas tecnológicas<sup>11</sup>. Há relatos na literatura da associação entre suicídio e crises econômicas, que resultaram em períodos de recessão econômica e desemprego em diversas regiões do mundo<sup>17,54,55</sup>.

O caso brasileiro específico tem demonstrado que as taxas têm crescido ao longo dos anos<sup>47,55,56</sup> e aventa-se a possibilidade que a situação econômica tem sido um forte indicativo como responsável pelo problema, juntamente com o processo de evolução nas relações pessoais e sociais existentes já abordados neste texto. Sabe-se que a economia brasileira tem alternado pequenos ciclos de crescimento com desacelerações econômicas, geralmente abruptas, desde a década de 1980, quando se finalizava a Ditadura e o país caminhava no processo de redemocratização. Este padrão de crescimento persistiu ao longo dos anos 2000: neste ano o Produto Interno Bruto (PIB) brasileiro atingiu a marca de 4,3% de crescimento ao ano, mas os anos seguintes (2001 a 2003) a desaceleração da economia provocou forte impacto, o PIB elevou-se apenas 1,7% ao ano. Este cenário econômico foi seguido de anos de fatura e crescimento até meados de 2014, a exceção claro de um tênue período de 2009, onde o Brasil sofreu o impacto da crise mundial<sup>58</sup>. Nossos achados demonstraram que um aumento no risco de suicídios relacionados ao período de 2001 a 2005 para a população brasileira e algumas de suas regiões, sugeriram que este período de transição econômica e social vivido por mudanças no perfil político resultou em condições de instabilidades

emocionais que propiciaram terreno fértil para o comportamento autodestrutivo. Esta análise é importante porque novamente a economia brasileira entrou em forte e prolongada recessão a partir de 2015 puxado por crises nos setores de serviços e indústria e ainda não dá sinais de recuperação<sup>58</sup>. Assim, é possível inferir que as taxas de suicídio a partir de 2015 possam sofrer forte influência deste panorama e é necessário que estratégias viáveis sejam pensadas para minimizar os danos do impacto econômico na Saúde Mental da população brasileira.

Este achado de efeito do período é condizente com o estudo desenvolvido na Espanha, que afirmou que mudanças socioeconômicas e estruturais foram responsáveis pelo aumento de depressão, alcoolismo e ideação suicida no período da década de 1980<sup>14</sup>. Da mesma forma, na Suíça, as Guerras Mundiais e problemas econômicos foram os fatores que interferiram nas taxas de suicídio em ambos os sexos<sup>9</sup> e na Rússia, com a dissolução da União Soviética, Guerra Fria e os planos de Mikail Gorbachev foram o pano de fundo para o aumento das taxas de suicídio entre russos<sup>16</sup>. A preocupação com o impacto deste efeito deve-se, principalmente, as dúvidas quanto a repercussão deste cenário nas futuras taxas de suicídio, visto que o país sofre os efeitos da crise econômica mundial e da globalização do consumo que repercute em custos mais baratos de importação do que para produção interna, atrelado ao cenário político desfavorável oriundo da descobertas de esquemas de corrupção em grandes empresas estatais, mudanças drásticas no governo e diminuição de investimentos na área social. Esta conjunção de fatores concorre para agravar as mudanças na sociedade e prenunciam o aumento no sofrimento os íquico, depressão e outros transtornos mentais que podem ser o estopim para o cometimento do suicídio.

Exceto para a Região Norte e para as mulheres da Região Centro-Oeste, o modelo que melhor se ajusta aos dados foi o modelo completo (idade-período-coorte). Na Tabela 1 é possível visualizar que o efeito de coorte teve maior influência que o de período para a população geral do Brasil, Centro-Oeste e Sudeste, na população masculina do Sudeste e feminina do Sul. Nos demais casos, o efeito de período foi o mais influente.

Uma questão que não pode ser dissociada é que possivelmente este aumento no número de suicídios e, conseqüentemente, nas taxas resida na melhoria da qualidade de informação sobre a mortalidade. Lidar com a morte nos remete a nossa própria finitude e este aspecto é aumentado exponencialmente quando se trata de suicídio<sup>59</sup>. Sabe-se que sobre o suicídio muito de tabu e preconceito ainda resistem e impedem a procura da ajuda na existência da ideação, mas hoje este problema tem tido maior debate. Então, acaba fazendo parte do raciocínio lógico subentender que a subnotificação pode ocorrer, muito embora acredita-se que a qualidade dos dados oficiais esteja melhorando. Mas admitir que o suicídio tocou a família, a comunidade ou a sociedade não é ainda um passo rotineiro e desmistificado. Admitir o suicídio é muitas vezes admitir que o sofrimento psíquico existe e não está adequadamente tratado para não resultar em tal comportamento, que os esforços políticos não estão sendo bem empregados. Só que este na verdade é o primeiro passo para mudar a situação, fato este confirmado pela mudança que a Região Sul do país vem passando. Apesar desta região ainda ter taxas elevadas de suicídio, nosso estudo evidenciou que as coortes mais jovens possuem risco menor de suicídio e que ao longo do tempo as taxas vêm diminuindo. Esta mudança não surge do nada: é o resultado de diversos estudos<sup>34-37,60</sup> que relatavam o maior acometimento do comportamento suicida nesta população e, partindo disso, exigir políticas adequadas de prevenção do suicídio que ao longo do tempo tem mostrado estes novos resultados.

Ademais, foi possível perceber a magnitude do impacto do suicídio entre os sexos. Sem nenhuma surpresa, o sexo predominante no perfil dos suicidas foi o masculino, fato bem documentado em outros estudos desenvolvidos no Brasil<sup>4,7,8,34,35,42,60-62</sup> e no mundo<sup>1,46,63-69</sup>. Entretanto, o comportamento acerca do suicídio feminino chama a atenção, no tocante a mulheres serem acometidas mais precocemente. Há de se considerar ainda que

nas tentativas de suicídio, a maior frequência ocorre entre as mulheres<sup>70-72</sup>. Este comportamento ainda pode estar sendo mascarado devido a escolha de métodos menos efetivos e menos violentos pelas mulheres<sup>73</sup>. Outra teoria relata que, em geral, como os homens tendem a ser mais instruídos que as mulheres, estas teriam taxas de suicídio mais baixas. Com o passar dos anos, esta diferença educacional tem se reduzido, mas as mulheres continuaram protegidas por ter uma baixa prevalência de alcoolismo, uma maior religiosidade, flexibilidade nas aptidões sociais e papéis durante a vida, reconhecem sinais de risco para depressão mais precocemente, participam mais das redes de apoio social<sup>74-77</sup> buscando auxílio para os transtornos mentais mais precocemente. Nossos achados evidenciaram que as mulheres têm tido um padrão crescente nas taxas de suicídio ao longo da vida adulta, até por volta dos 50 anos quando tem diminuído, exceto para o Nordeste e o Sudeste que permaneceu crescente.

O tipo de dado empregado (registro de Declarações de Óbitos) e a incerteza da qualidade deste devem ser elencados como possíveis limitações. Além disso, o desenho do estudo (ecológico) não permite a individualização dos achados, sendo difícil correlacionar o evento do suicídio com a ocorrência de depressão e transtornos mentais na população brasileira e assim se aproximar das possíveis causas deste agravo.

Na questão do método empregado, a própria modelagem não é corriqueira e simples de se analisar. Em estudos encontrados empregando a análise APC em dados de suicídio não houve um consenso entre a melhor forma de analisar este dado<sup>12-18</sup>. Este estudo compartilha as limitações comuns da análise de APC. Por um lado, eles são determinados pela falta de modelos reais definitivos, de modo que alguma ambiguidade dos resultados não possa ser excluída. Por outro lado, os efeitos da APC representam dimensões formais relacionadas ao tempo e à idade, que são insignificantes em si, mas fornecem instrumentos úteis para examinar as variáveis do mundo real. Além disso, a análise foi restrita aos efeitos principais e deixa algum espaço para modelos mais complexos, por exemplo, modelos não lineares ou modelos incluindo efeitos de interação.

Apesar dessas possíveis limitações, acredita-se que a modelagem idade-período-coorte é capaz de descrever as tendências de suicídio mais acuradamente que outras abordagens. É óbvio que não encerra toda a necessidade de outros estudos epidemiológicos, mas direciona onde a atenção tem se mostrado mais urgente e aonde as intervenções devem começar.

## Conclusões

As taxas de mortalidade por suicídio têm apresentando um padrão crescente para a população brasileira com o avançar da idade, independentemente do sexo. O comportamento do efeito do período e da coorte no entanto tem dependido da população analisada e sua distribuição regional. Nossos achados evidenciaram que a maioria das regiões brasileiras foi mais influenciada por um efeito de período e as oscilações nos padrões sendo condizente com os períodos de crescimento e recessão enfrentados pela economia. Isto traça uma diretriz que pode ser seguida para promover uma política pública efetiva para a Saúde Mental.

Hoje, a prevenção ao suicídio no Brasil ainda é uma política pública de baixa prioridade. Nos últimos anos foi instituído o “Setembro Amarelo” como parte da estratégia de prevenção, mas a precariedade da assistência à Saúde Mental nos municípios ainda permanece como um entrave para o acesso a este tipo de serviço. Fazem-se necessários mais espaços e mais profissionais para tratar todos os aspectos pertinentes ao sofrimento psíquico, desde a Atenção Básica, perpassando os Centros de Apoio Psicossociais (CAPS) e hospitais de suporte aos tratamentos mentais. É importante que tabus e preconceitos arraigados sejam

derrubados e se entenda que o processo de sofrimento que leva da ideação ao suicídio consumado pode ser interrompido, evitando assim perdas precoces de vidas e demais sequelas de tentativas malsucedidas.

## REFERÊNCIAS

1. World Health Organization (WHO). Preventing suicide: a global imperative. Geneva: WHO; 2014. 89 p.
2. WHO. Suicide – Fact sheet [Internet]. WHO. 2018 [citado 12 de fevereiro de 2018]. Disponível em: <http://www.who.int/mediacentre/factsheets/fs398/en/>
3. Waiselfisz JJ. Os jovens do Brasil: mapa da violência 2014. Brasília - DF: Secretária Nacional da Juventude; 2014.
4. Souza ER, Minayo MCS, Malaquias JV. Suicídio de jovens nas principais capitais do Brasil. *Cad Saúde Pública*. 2002;18(3):673-83.
5. Vasconcelos AMN, Gomes MMF. Transição demográfica: a experiência brasileira. *Epidemiol Serv Saúde*. 2012;21(4):539-48.
6. Macente LB, Zandonade E. Spatial distribution of suicide incidence rates in municipalities in the state of Espírito Santo (Brazil), 2003-2007: spatial analysis to identify risk areas. *Rev Bras Psiquiatr*. 2012;34(3):261-9.
7. Parente ACM, Soares RB, Araújo ARF, Cavalcante IS, Monteiro CFS. Caracterização dos casos de suicídio em uma capital do Nordeste Brasileiro. *Rev Bras Enferm*. 2007; 60(4):377-81.
8. Brasil. Ministério da Saúde. Secretaria de Vigilância em Saúde. Perfil epidemiológico das tentativas e óbitos por suicídio no Brasil e a rede de atenção à saúde. *Bol Epidemiológico*. 2017;48(30):1-14.
9. Ajdacic-Gross V, Bopp M, Gostynski M, Lauber C, Gutzwiller F, Rössler W. Age-period-cohort analysis of Swiss suicide data, 1881–2000. *Eur Arch Psychiatry Clin Neurosci*. 2006; 256(4):207-14.
10. Byington MRL. A evolução da mortalidade por câncer do colo do útero no Brasil: uma discussão sobre idade, período e coorte [Tese]. [Rio de Janeiro]: Escola Nacional de Saúde Pública Sergio Arouca, Fundação Oswaldo Cruz; 2016.
11. Yang Y, Land KC. Age-Period-Cohort Analysis: New Models, Methods, and Empirical Applications. Boca Raton: CRC Press; 2013.
12. Surtees PG, Duffy JC. Suicide in England and Wales 1946–1985: an age-period-cohort analysis. *Acta Psychiatr Scand*. 1989; 79(3):216-23.
13. Phillips JA. A changing epidemiology of suicide? The influence of birth cohorts on suicide rates in the United States. *Soc Sci Med*. 2014; 114:151-60.
14. Granizo JJ, Guallar E, Rodriguez-Artalejo F. Age-period-cohort analysis of suicide mortality rates in Spain, 1959–1991. *Int J Epidemiol*. 1996;25(4):814-20.
15. Massing W, Angermeyer MC. The monthly and weekly distribution of suicide. *Soc Sci Med*. 1985; 21:433-41.
16. Jukkala T, Stickley A, Mäkinen IH, Baburin A, Sparén P. Age, period and cohort effects on suicide mortality in Russia, 1956–2005. *BMC Public Health*. 2017; 17:235.
17. Park C, Jee YH, Jung KJ. Age-period-cohort analysis of the suicide rate in Korea. *J Affect Disord*. 2016;194:16-20.
18. Rodrigues NCP, Werneck GL. Age-period-cohort analysis of suicide rates in Rio de Janeiro, Brazil, 1979-1998. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol*. 2005;40(3):192-6.
19. Carstensen B. Demography and epidemiology: Age-Period-Cohort models in the computer age. Copenhagen: Department of Biostatistics, University of Copenhagen; 2005.
20. Meira KC, Silva GA, Silva CMFP, Valente JG. Efeito idade-período-coorte na

- mortalidade por câncer do colo uterino. *Rev Saúde Pública*. 2013; 47(2): 274-82.
21. Yang Y, Schulhofer-Wohl S, Fu WJ, Land KC. The Intrinsic Estimator for Age-Period-Cohort Analysis: What It Is and How to Use It. *Am J Sociol*. 2008;113(6):1697-736.
  22. Rutherford MJ, Lambert PC, Thompson JR. Age-period-cohort modeling. *Stata J*. 2010;10(4):606-27.
  23. Team R. R: A language and environment for statistical computing. Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing; 2014.
  24. Carstensen B, Plummer M, Laara E, Hills M. Epi: A Package for Statistical Analysis in Epidemiology. R package version 2.30 [Internet]. 2018. Disponível em: <https://CRAN.R-project.org/package=Epi>
  25. Wickham H. ggplot2: Elegant Graphics for Data Analysis. Springer-Verlag New York, 2016.
  26. Auguie B. gridExtra: Miscellaneous Functions for "Grid" Graphics. R package version 2.3. 2017. Disponível em: <https://CRAN.R-project.org/package=gridExtra>
  27. Ahmad OB, Boschi-Pinto C, Lopez AD, Murray CJ, Lozano R, Inoue M. Age standardization of rates: a new WHO standard. *GPE Discuss Pap Ser*. 2001;9(31):1-14.
  28. Meira KC, Guimarães RM, Santos J, Cabrelli R. Análise de efeito idade-período-coorte na mortalidade por câncer de mama no Brasil e regiões. *Rev Panam Salud Publica*. 2015;37(6):402-8.
  29. González JR, Llorca FJ, Moreno V. Algunos aspectos metodológicos sobre los modelos edad-período-cohorte. Aplicación a las tendencias de mortalidad por cáncer. *Gac Sanit*. 2002;16:267-73.
  30. Robertson B, Boyle P. Age period-cohort analysis of chronic disease rates I: Modelling approach. *J Start Med*. 1998; 17(12):1305-23.
  31. Holford TR. Understanding the effects of age, period, and cohort on incidence and mortality rates. *Annu Rev Public Health*. 1991; 12(1):425-57.
  32. Holford TR. The estimation of age, period, and cohort effects for vital rates. *Biometrics*. 1983; 39(2): 311-24.
  33. Torres KDP, Cunha GM, Valente JG. Tendências de mortalidade por doença pulmonar obstrutiva crônica no Rio de Janeiro e em Porto Alegre, 1980-2014. *Epidemiol Serv Saúde*. 2018; 27(3): e2017139.
  34. Lovisi GM, Santos SA, Legay L, Abelha L, Valencia E. Análise epidemiológica do suicídio no Brasil entre 1980 e 2006. *Rev Bras Psiquiatr*. 2009; 31(Supl II): S86-93.
  35. Mello-Santos C, Bertolote JM, Wang Y-P. Epidemiology of suicide in Brazil (1980-2000): characterization of age and gender rates of suicide. *Rev Bras Psiquiatr*. 2005; 27(2): 131-4.
  36. Calixto Filho M, Zerbini T. Epidemiologia do suicídio no Brasil entre os anos de 2000 e 2010. *Saúde, Ética & Justiça*. 2016; 21(2):45-51.
  37. Viana GN, Zenkner FM, Sakae TM, Escobar BT. Prevalência de suicídio no Sul do Brasil, 2001-2005. *J Bras Psiquiatr*. 2008;57(1):38-43.
  38. Robertson C, Gandini S, Boyle P. Age-Period-Cohort Models: A Comparative Study of Available Methodologies. *J Clin Epidemiol*. 1999;52(6):569-83.
  39. Abasse MLF, Oliveira RC de, Silva TC, Souza ER de. Análise epidemiológica da morbimortalidade por suicídio entre adolescentes em Minas Gerais, Brasil. *Ciênc Saúde Coletiva*. 2009;14(2):407-16.
  40. Carmo ÉA, Santos PHS, Ribeiro BS, Soares CJ, Santana MLAD, Bomfim ES, et al. Características sociodemográficas e série temporal da mortalidade por suicídio em idosos no estado da Bahia, 1996-2013. *Epidemiol Serv Saúde*. 2018;27(1):e20171971.
  41. Cantor CH, Neulinger K, De Leo D. Australian suicide trends 1964-1997: youth and beyond? *Med J Aust*. 1999;171(3):137-41.

42. Meneghel SN, Victora CG, Faria NMX, Carvalho LA, Falk JW. Características epidemiológicas do suicídio no Rio Grande do Sul. *Rev Saúde Pública*. 2004;38(6):804-10.
43. Mittendorfer-Rutz E. Trends of youth suicide in Europe during the 1980s and 1990s-gender differences and implications for prevention. *J Mens Health Gend*. 2006;3(3):250-7.
44. Vidal-Rodeiro CL, Santiago-Pérez MI, Paz-Esquete J, López-Vizcaíno ME, Cerdeira-Caramés S, Hervada-Vidal X, et al. Distribución geográfica y temporal del suicidio en Galicia (1976–1998). *Gac Sanit*. 2001;15:389-97.
45. Waiselfisz JJ. Mapa da violência 2006: os jovens do Brasil. Brasília - DF: Organização dos Estados Ibero-Americanos para a Educação, a Ciência e a Cultura - OEI; 2006.
46. Pavia M, Nicotera G, Scaramuzza G, Angelillo IF. Suicide mortality in Southern Italy: 1998–2002. *Psychiatry Res*. 2005;134(3):275-9.
47. Minayo MCS, Pinto LW, Assis SG, Cavalcante FG, Mangas RMN. Tendência da mortalidade por suicídio na população brasileira e idosa, 1980-2006. *Rev Saúde Pública*. 2012;46(2):300-9.
48. Cheong K-S, Choi M-H, Cho B-M, Yoon T-H, Kim C-H, Kim Y-M, et al. Suicide Rate Differences by Sex, Age, and Urbanicity, and Related Regional Factors in Korea. *J Prev Med Pub Health*. 2012;45(2):70-7.
49. Kim M-H, Jung-Choi K, Jun H-J, Kawachi I. Socioeconomic inequalities in suicidal ideation, parasuicides, and completed suicides in South Korea. *Soc Sci Med*. 2010;70(8):1254-61.
50. Byard RW, Hanson KA, Gilbert JD. Suicide methods in the elderly in South Australia 1981–2000. *J Clin Forensic Med*. 2004;11(2):71-4.
51. Dutra E. Suicídio de universitários: o vazio existencial de jovens na contemporaneidade. *Estud E Pesqui Em Psicol*. 2012;12(3):924-37.
52. Kjølseth I, Ekeberg Ø, Steihaug S. Why suicide? Elderly people who committed suicide and their experience of life in the period before their death. *Int Psychogeriatr*. 2010;22(02):209-18.
53. Sousa GS, Silva RM, Figueiredo AEB, Minayo MCS, Vieira LJES. Circunstâncias que envolvem o suicídio de pessoas idosas. *Interface - Comun Saúde Educ*. 2014;18(49):389-402.
54. Yoon JH, Junger W, Kim BW, Kim YJ, Koh SB. Investigating the time lag effect between economic recession and suicide rates in agriculture, fisheries and forestry worker in Korea. *Saf Health Work*. 2012; 3(4): 294-7.
55. Hong J, Knapp M. Geographical inequalities in suicide rates and area deprivation in South Korea. *J Ment Health Policy Econ*. 2013; 16(3):109-19.
56. Machado DB, Santos DN. Suicídio no Brasil, de 2000 a 2012. *J Bras Psiquiatr*. 2015;64(1):45-54.
57. Pinto LW, Pires TO, Silva CMFP, Assis SG. Evolução temporal da mortalidade por suicídio em pessoas com 60 anos ou mais nos estados brasileiros, 1980 a 2009. *Ciênc Saúde Colet*. 2012;17(8):1973-81.
58. Paula LF, Pires M. Crise e perspectivas para a economia brasileira. *Estudos Avançados*. 2017; 31(89): 125-44.
59. Barbosa FO, Macedo PCM, Silveira RMC. Depressão e o suicídio. *Rev SBPH*. 2011;14(1):233-43.
60. Ambros MC, Recchia A, Recchia JA. Estudo epidemiológico dos casos de suicídio registrados no Instituto Médico Legal de Santa Maria, RS. *Saúde St Maria*. 2011;36(1):69-70.
61. Bando DH, Scrivani H, Morettin PA, Teng CT. Seasonality of suicide in the city of Sao Paulo, Brazil, 1979-2003. *Rev Bras Psiquiatr*. 2009;31(2):101-5.
62. Rocha FF, Sousa KCA, Paulino N, Castro JO, Correa H. Suicide in Belo Horizonte

- between 2004 and 2006. *Rev Bras Psiquiatr.* 2007;29(2):190-1.
63. Agerbo E, Stack S, Petersen L. Social integration and suicide: Denmark, 1906–2006. *Soc Sci J.* 2011;48(4):630-40.
64. Mohanty S, Sahu G, Mohanty MK, Patnaik M. Suicide in India – A four years retrospective study. *J Forensic Leg Med.* 2007;14(4):185-9.
65. Ajdacic-Gross V, Wang J, Bopp M, Eich D, Rössler W, Gutzwiller F. Are seasonalities in suicide dependent on suicide methods? A reappraisal. *Soc Sci Med.* 2003;57(7):1173-81.
66. Álvaro-Meca A, Kneib T, Gil-Prieto R, Gil de Miguel A. Epidemiology of suicide in Spain, 1981–2008: A spatiotemporal analysis. *Public Health.* 2013;127(4):380-5.
67. Tamosiunas A, Reklaitiene R, Virviciute D, Sopagiene D. Trends in suicide in a Lithuanian urban population over the period 1984–2003. *BMC Public Health.* 2006;6(184):1-7.
68. Stark C, Hopkins P, Gibbs D, Rapson T, Belbin A, Hay A. Trends in suicide in Scotland 1981 – 1999: age, method and geography. *BMC Public Health.* 2004;4(49):1-10.
69. Ortega PA, Manrique RD, Tovilla Zarate CA, López Jaramillo C, Cuartas JM. Clinical and Epidemiological Characteristics of Suicides Committed in Medellin, Colombia. *Rev Colomb Psiquiatr.* 2014;43(2):106-12.
70. Bernardes SS, Turini CA, Matsuo T. Perfil das tentativas de suicídio por sobredose intencional de medicamentos atendidas por um Centro de Controle de Intoxicações do Paraná, Brasil. *Cad Saúde Pública.* 2010;26(7):1366-72.
71. Shirazi HG, Hosseini M, Zoladl M, Malekzadeh M, Momeninejad M, Noorian K, et al. Suicide in the Islamic Republic of Iran: an integrated analysis from 1981 to 2007. *East Mediterr Health J.* 2012;18(6):607-13.
72. Silva LF. Saúde das mulheres: o gênero, determinante cultural de saúde. *Rev Epidemiol.* 1999;13(Supl 5):31-4.
73. Nock MK, Borges G, Bromet EJ, Cha CB, Kessler RC, Lee S. Suicide and Suicidal Behavior. *Epidemiol Rev.* 2008;30(1):133-54.
74. Andrés AR. Income inequality, unemployment, and suicide: a panel data analysis of 15 European countries. *Appl Econ.* 2005;37(4):439-51.
75. Koo J, Cox WM. An economic interpretation of suicide cycles in Japan [Internet]. Federal Reserve Bank of Dallas; 2006 [citado 26 de outubro de 2018]. (Working Papers). Report No.: 0603. Disponível em: <https://ideas.repec.org/p/fip/feddwp/0603.html>
76. Rodriguez A. Inequality and Suicide Mortality: A Cross-Country Study [Internet]. Institute for Advanced Development Studies; 2006 out [citado 26 de outubro de 2018]. (Development Research Working Paper Series). Report No.: 13/2006. Disponível em: <https://ideas.repec.org/p/adv/wpaper/200613.html>
77. Stack S. Suicide: a 15-year review of the sociological literature. Part II: modernization and social integration perspectives. *Suicide Life Threat Behav.* 2000;30(2):163-76.

## 6.4 EFEITO IDADE-PERÍODO-COORTE NOS PRINCIPAIS MÉTODOS DE SUICÍDIO NO BRASIL E REGIÕES

### RESUMO

O Suicídio é um grave problema de saúde pública em todo o mundo e que tem atingido cada vez mais a sociedade brasileira. Com vistas a entender alguns fatores que influenciem o aumento das taxas de suicídio que vem acontecendo nos últimos anos, este estudo ecológico de tendência temporal, realizado com base de dados secundários oficiais, objetivou estimar o efeito da idade, do período e da coorte de nascimento para os três métodos mais utilizados para o suicídio – enforcamento, disparo de arma de fogo e autointoxicação. O período estudado compreendeu de 1981 a 2015, entre indivíduos com idades entre 20 e 80 anos. Utilizando o software estatístico R (versão 3.4.3), os efeitos da idade, do período e da coorte foram calculados por regressão de Poisson e funções estimáveis. Neste período, 63,8% suicídios foram por enforcamento, 18,9% por arma de fogo e 17,3% por autointoxicação. Para todos os métodos de suicídio estudados, o modelo que melhor se ajustou aos dados foi o modelo completo, exceto para o suicídio por enforcamento e disparo de arma de fogo na região Norte, cujo melhor modelo foi o de Idade-*drift*.

Palavras-chave: mortalidade; efeito de coortes; efeito período; efeito idade; Brasil; análise idade-período-coorte.

### ABSTRACT

Suicide is a serious public health problem throughout the world and has increasingly reached Brazilian society. In order to understand some factors that influence the increase in suicide rates that have been occurring in recent years, this ecological study of temporal trend, based on official secondary data, aimed to estimate the effect of age, period and birth cohort for the three most commonly used methods for suicide - hanging, firing and autointoxication. The study period comprised between 1981 and 2015 between individuals aged between 20 and 80 years. Using the statistical software R (version 3.4.3), the effects of age, period and cohort were calculated by Poisson regression and estimable functions. In this period, 63.8% were suicides by hanging, 18.9% by firearm and 17.3% by autointoxication. For all the suicide methods studied, the model that best fit the data was the complete model, except for the suicide by hanging and firing of firearm in the North region, whose best model was the Age-drift model.

Keywords: mortality; cohort effect; effect period; age effect; Brazil; age-period-cohort analysis.

### INTRODUÇÃO

O suicídio é um fenômeno complexo, multidimensional e universal de etiologia multivariada que envolve inúmeros fatores relativo ao indivíduo e à sociedade que o mesmo se insere, tais como elementos biológicos, genéticos, epidemiológicos, sociais, psicológicos, familiares, culturais e ambientais relacionados à vida pessoal e coletiva<sup>1-3</sup>.

A Organização Mundial da Saúde (OMS) reconhece este agravo como uma prioridade da Saúde Pública, que necessita ser encarado abertamente e de uma maneira tão bem informada quanto possível<sup>4</sup>, sendo considerado o problema mais comum em qualquer país<sup>5,6</sup>. Os dados são bem expressivos e alarmantes: a cada 40 segundos uma pessoa morre por suicídio em algum lugar do mundo e a cada 2-3 segundos uma pessoa atenta contra a própria vida<sup>7</sup>. São aproximadamente 800 mil mortes devido a suicídio por ano e um número ainda maior de tentativas<sup>8</sup>. Além disso, uma pesquisa demonstrou que, a cada 100 pessoas, 17 pensam, 5 planejam, 3 tentam e apenas uma pessoa é atendida em um pronto socorro

devido à uma tentativa de suicídio<sup>9</sup>.

As taxas brasileiras têm apresentado um padrão de ascensão nas últimas cinco décadas<sup>10,11</sup>, saindo de patamares considerados de pouco impacto para taxas consideradas de médio impacto<sup>6,12</sup>. Para identificar estas mudanças nas taxas de suicídio uma das abordagens que pode ser empregada é a modelagem idade-período-coorte (*Age-period-cohort* ou APC)<sup>13-19</sup>. Esta técnica é muito útil para modelar taxas de incidência e de mortalidade<sup>20</sup> e proporcionar hipóteses que esclareçam a etiologia dos mesmos<sup>21</sup>, podendo descrever todo o complexo de fatores sociais, históricos e ambientais que afetam simultaneamente indivíduos e populações de indivíduos<sup>22</sup>. Trata-se de uma ferramenta descritiva, que objetiva entender os efeitos diferentes de idade, circunstâncias históricas e sucessão geracional<sup>13,22</sup>.

Esta modelagem tem a vantagem de que cada um dos fatores pode ser independentemente associado com taxas idade-período-específicas<sup>23</sup> e aborda questões de importância duradoura para os estudos de mudança social, etiologia de doenças, envelhecimento e processos e dinâmicas populacionais<sup>22</sup>. O problema desta análise é a redundância entre os efeitos lineares da idade, período e coorte, pois qualquer duas das três dimensões fixa a terceira levando ao problema de identificabilidade<sup>13,20</sup>. Para resolvê-lo, é necessário ter uma compreensão da origem do problema, que é a inter-relação entre esses três fatores<sup>24</sup>. Se montado diretamente em um modelo linear generalizado (GLM), a modelagem gera uma superparametrização e, conseqüentemente, à exclusão de um dos termos. Portanto, é necessário ajustar as restrições ao modelo para extrair respostas identificáveis para cada um dos parâmetros<sup>20</sup>.

Assim, várias abordagens podem ser empregadas para resolver este problema, sendo o método de funções estimáveis mais frequentemente adotado para resolução deste problema<sup>25</sup>. Esta técnica limita a análise às combinações lineares e às curvaturas dos efeitos. As primeiras dividem-se em dois componentes, o efeito linear da idade (fator dominante do modelo) e o *drift* – que vem a ser o efeito linear combinado do período e da coorte e representa a tendência linear do logaritmo das taxas específicas de idade –, enquanto as curvaturas são funções estimáveis dos parâmetros e permanecem constantes em qualquer um dos modelos de três fatores<sup>21,24,26,27</sup>.

Em uma abordagem inovadora, este estudo objetivou analisar o efeito da modelagem APC para o suicídio sob a ótica dos três principais métodos de suicídio referidos na literatura: enforcamento, autointoxicação e disparo de arma de fogo.

## MATERIAIS E MÉTODOS

Estudo ecológico, desenvolvido com dados secundários do Sistema de Informação sobre Mortalidade, abordando os principais métodos de suicídio no Brasil entre os anos de 1981 a 2015. As estimativas populacionais foram obtidas no website do Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (Datapus), provenientes de dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Os critérios de inclusão foram definidos para óbitos em indivíduos com idade maior ou igual a 20 anos e menor de 80 anos. Pela decisão de trabalhar apenas com as três principais causas de suicídio (estrangulamento, disparo de arma de fogo e autointoxicação), os demais métodos de suicídios foram excluídos.

Para a modelagem idade-período-coorte (APC), o número de óbitos e a população em risco foram agrupados em 6 faixas etárias (20-29 anos; 30-39 anos; 40-49 anos; 50-59 anos; 60-69 anos; 70-79 anos), para 7 períodos (1981-1985; 1986-1990; 1991-1995; 1996-2000; 2001-2005; 2006-2010; 2011-2015). As coortes não necessitam ser fornecidas, já que a função calcula automaticamente, mas a operacionalização gera 12 coortes. Os efeitos de idade, período e coorte foram modelados com splines naturais para cada um dos termos.

A idade foi implementada como um componente mandatório em modelos preliminares de dois fatores devido ao fato que o modelo de um fator apenas com idade

ajusta-se melhor que os modelos de um fator dos demais efeitos, e, além disso, como o fator alvo para constrangimentos subsequentes. Modelos preliminares de idade-período (AP) e idade-coorte (AC) serviram para desenvolver um modelo APC completo<sup>13</sup>.

Para definição do ajuste do modelo, a *deviance* foi avaliada. Ela é calculada como duas vezes o logaritmo da função de verossimilhança do modelo completo em relação ao logaritmo da função de verossimilhança do modelo estimado<sup>26,27</sup>, podendo assim avaliar a contribuição dos efeitos específicos dos modelos estimados. Foram considerados estatisticamente significativos os resultados com  $P < 0,05$ <sup>26</sup>. O modelo com o *deviance* mais baixo é o que melhor se ajusta ao modelo<sup>27</sup>.

Taxas ajustadas foram estimadas para a idade, enquanto a medida de associação do Risco Relativo (RR) foi estimada para a coorte e o período<sup>26,28</sup>. A coorte de referência foi a de 1946 a 1950 e o período de referência foi de 1996 a 2000. A análise foi realizada no software R versão 3.4.3<sup>29</sup> e a modelagem feita com auxílio do pacote Epi, versão 2.16<sup>30</sup>, para a análise APC propriamente dita e os pacotes ggplot2<sup>31</sup> e gridExtra<sup>32</sup>, versão 2.3, para a confecção dos gráficos

Como este estudo foi desenvolvido com dados oficiais, de acesso aberto (SIM), não foi submetido ao Comitê de Ética respaldando-se na Resolução do Conselho Nacional de Saúde nº 510/2016.

## RESULTADOS

De 1981 a 2015, 222.660 suicídios ocorreram entre indivíduos entre 20 e 80 anos no Brasil, destes 83,1% (184.986 mortes) ocorreram através de enforcamento, disparo de arma de fogo e autointoxicação. Desta amostra, foi detectado que 64,5% foram por enforcamento, 18,5% por arma de fogo e 17,0% por autointoxicação. Quanto à distribuição regional, 36,6% ocorreram na Região Sudeste, 29,8% no Sul, 19,4% no Nordeste, 8,7% na Região Centro-Oeste e 5,5% no Norte (dados não tabulados).

A análise da razão da verossimilhança evidenciou que para quase todas as análises para o suicídio por enforcamento, por disparo de arma de fogo e por autointoxicação realizadas o modelo completo (APC) apresentou melhor ajuste aos dados ( $p < 0,001$ ) do que os demais modelos, exceto quando se considera o suicídio por enforcamento e disparo de arma de fogo na Região Norte cujo melhor ajuste é encontrado para o modelo de Idade-*drift*\*. O modelo AP foi o segundo melhor modelo na maioria das situações estudadas (Tabela 1).

Tabela 1: Ajustes para o modelo de análise APC subsequente de dados dos principais meios de suicídio no Brasil e Regiões, 1981 a 2015, na população geral e por sexo.

Modelo	Brasil			Norte			Nordeste			Centro-Oeste			Sul			Sudeste		
	gl	DR	p	gl	DR	p	gl	DR	p	gl	DR	p	gl	DR	p	gl	DR	p
<b>Suicídio por enforcamento</b>																		
Idade	79	7167,9		79	1051,2		79	4532,9		79	1397,1		79	480,3		79	3215,5	
Idade-drift*	78	951,8	<0,001	78	106,4	<0,001	78	229,4	<0,001	78	251,4	<0,001	78	432,1	<0,001	78	409,4	<0,001
Idade-Coorte	75	294,2	<0,001	75	92,4	0,003	75	221,2	0,042	75	220,7	<0,001	75	231,9	<0,001	75	220,7	<0,001
Idade-Período-Coorte	73	186,3	<0,001	73	91,2	0,561	73	153,6	<0,001	73	82,41	<0,001	73	110,2	<0,001	73	196,4	<0,001
Idade-Período	76	927,9	<0,001	76	102,0	0,013	76	179,9	<0,001	76	151,7	<0,001	76	369,9	<0,001	76	375,0	<0,001
Idade-drift**	78	951,8	<0,001	78	106,4	0,112	78	229,4	<0,001	78	251,4	<0,001	78	432,1	<0,001	78	409,4	<0,001
<b>Suicídio por disparo de arma de fogo</b>																		
Idade	79	2129,5		79	155,5		79	213,3		79	660,2		79	951,5		79	775,8	
Idade-drift*	78	1452,6	<0,001	78	113,0	<0,001	78	167,9	<0,001	78	474,0	<0,001	78	851,8	<0,001	78	405,2	<0,001
Idade-Coorte	75	1010,2	<0,001	75	101,2	0,008	75	123,9	<0,001	75	357,5	<0,001	75	698,7	<0,001	75	295,5	<0,001
Idade-Período-Coorte	73	176,6	<0,001	73	92,5	0,034	73	69,9	<0,001	73	85,23	<0,001	73	121,4	<0,001	73	125,7	<0,001
Idade-Período	76	308,3	<0,001	76	100,6	0,045	76	85,2	0,002	76	114,1	<0,001	76	166,5	<0,001	76	169,0	<0,001
Idade-drift**	78	1452,6	<0,001	78	113,0	0,006	78	167,9	<0,001	78	474,0	<0,001	78	851,8	<0,001	78	405,2	<0,001
<b>Suicídio por autotintoxicação</b>																		
Idade	79	974,1		79	229,8		79	1364,0		79	237,5		79	313,4		79	561,6	
Idade-drift*	78	812,5	<0,001	78	225,9	0,050	78	475,4	<0,001	78	215,4	<0,001	78	206,9	<0,001	78	527,2	<0,001
Idade-Coorte	75	630,9	<0,001	75	183,1	<0,001	75	399,9	<0,001	75	150,8	<0,001	75	188,7	<0,001	75	437,7	<0,001
Idade-Período-Coorte	73	129,2	<0,001	73	130,5	<0,001	73	157,3	<0,001	73	105,2	<0,001	73	111,7	<0,001	73	154,1	<0,001
Idade-Período	76	362,1	<0,001	76	150,1	<0,001	76	196,4	<0,001	76	154,8	<0,001	76	147,3	<0,001	76	300,1	<0,001
Idade-drift**	78	812,5	<0,001	78	225,9	<0,001	78	475,4	<0,001	78	215,4	<0,001	78	206,9	<0,001	78	527,2	<0,001

gl = graus de liberdade; DR = *Deviance* residual; \*tendência linear para o período e a coorte; \*\*tendência longitudinal da idade.

As taxas de mortalidade ajustadas de suicídio por enforcamento para a idade pela modelagem APC têm apresentando um padrão crescente com o avançar da idade para a população brasileira e suas regiões, com as maiores taxas para a Região Sul que chega a ter taxas entre 2 e 4 vezes maior que as taxas brasileiras, a depender da faixa etária a ser comparada (as faixas etárias menores possuem uma razão maior, enquanto as faixas etárias maiores possuem uma razão menor) (Figura 1a). Para a coorte e o período, esta modelagem estima a razão de risco de morte através da medida do Risco Relativo (RR). Assim, encontramos para o Brasil um maior risco associado às coortes mais recentes (RR 4,11, IC<sub>95%</sub> 3,95; 4,28) em comparação a coorte de referência (1946 a 1950) e um menor risco associado a coorte mais antiga (RR 0,62, IC<sub>95%</sub> 0,59; 0,66). Este fenômeno também aconteceu para o Norte (coorte de 1991-1995 RR = 7,03, IC<sub>95%</sub> 6,01;8,23; coorte de 1906-1910 RR = 0,24, IC<sub>95%</sub> 0,19;0,31), Nordeste (coorte de 1991-1995 RR = 11,20, IC<sub>95%</sub> 10,12;12,39; coorte de 1906-1910 RR = 0,16, IC<sub>95%</sub> 0,14;0,18); Centro-Oeste (coorte de 1991-1995 RR = 10,47 IC<sub>95%</sub> 8,92;12,30; coorte de 1906-1910 RR = 0,23, IC<sub>95%</sub> 0,18;0,29); e Sudeste (coorte de 1991-1995 RR = 4,20, IC<sub>95%</sub> 3,94;4,48; coorte de 1906-1910 RR = 0,56, IC<sub>95%</sub> 0,51;0,61). A Região Sul tem todas as suas coortes com RR maior que na coorte de referência. O padrão evidenciado mostra uma diminuição de risco da primeira coorte observada (1906-1911, RR = 1,40, IC<sub>95%</sub> 1,28; 1,33) até a coorte de referência, seguindo de ascensão do RR até a última coorte (coorte de 1991-1995 RR = 1,72, IC<sub>95%</sub> 1,61;1,85) (Figura 1b). Em relação ao efeito de período, a população brasileira teve o maior risco no período de 2001-2005 (RR = 1,003, IC<sub>95%</sub> 0,98;1,01), fato ocorrido também no Nordeste (RR = 1,03, IC<sub>95%</sub> 1,01;0,97) e Centro-Oeste (RR = 1,02; IC<sub>95%</sub> 1,00; 1,025). Para o Norte, todos os demais períodos tiveram um risco maior que o de referência, sendo maior para o período de 1981-1985, enquanto para as Regiões Sul e Sudeste todos os períodos evidenciaram um risco menor que o de referência (Figura 1c).

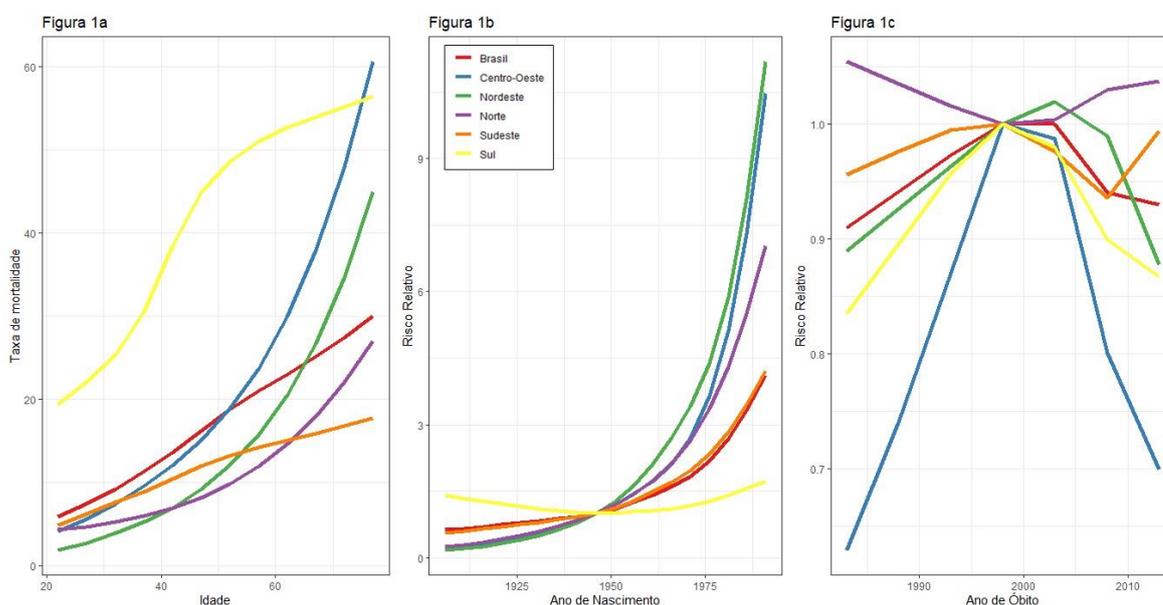


Figura 1 – Modelos ajustado por idade, período e coorte para mortalidade por suicídio por enforcamento para a população geral, Brasil e Regiões, 1981 a 2015

Considerando o suicídio por disparo de arma de fogo, o Brasil apresenta as maiores taxas de mortalidade ajustadas com um decréscimo ao longo da idade, com maiores taxas para as faixas etárias entre 20-24 anos e 25-29 anos e estabilização a partir dos 55 anos. Já para as Regiões Norte, Nordeste, Centro-Oeste e Sudeste estas taxas apresentaram apenas o padrão de decréscimo ao longo da vida. A Região Sul apresenta um padrão

incomum; as menores taxas encontram-se entre 35-39 anos e as maiores entre 20-24, 75-79 e 70-74 anos (Figura 2a). O RR referente as coortes de nascimento para este tipo de suicídio são maiores para as coortes mais antigas para o Brasil e todas as Regiões (Figura 2b). O período que apresentou o maior RR foi o período de referência (1996-2000) para o Brasil, Centro-Oeste, Sul e Sudeste. Para o Norte e o Nordeste, o maior RR foi encontrado para o período 1991-1995 (Figura 2c).

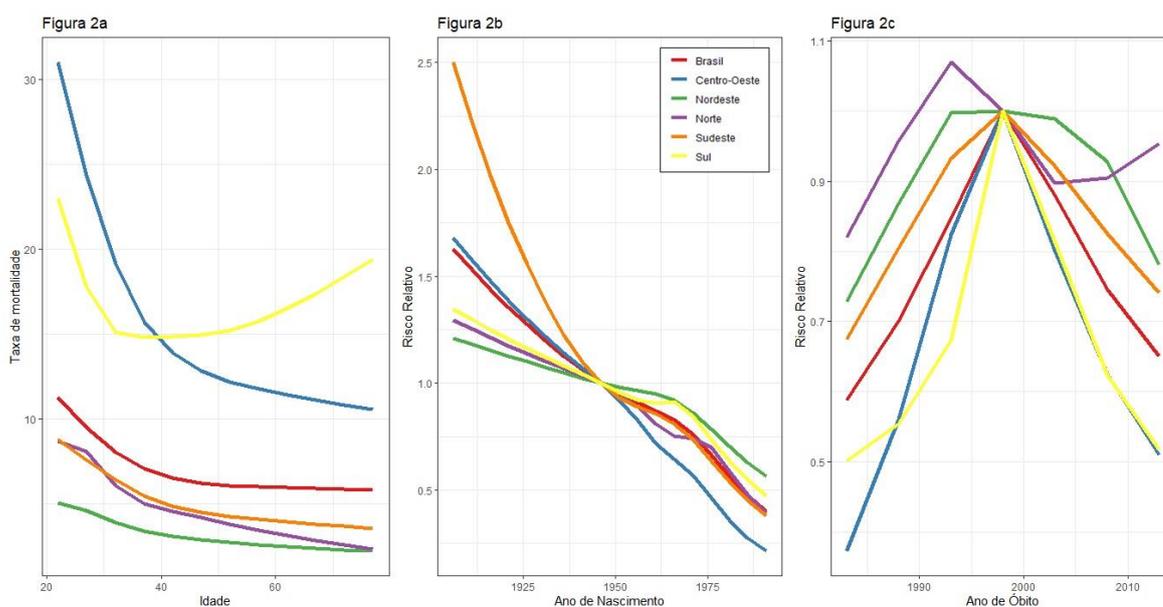


Figura 2 – Modelos ajustado por idade, período e coorte para mortalidade por suicídio por disparo de arma de fogo para a população geral, Brasil e Regiões, 1981 a 2015

Para o suicídio por autointoxicação, as taxas de mortalidade ajustadas permanecem em crescimento ao longo da idade até a faixa de 50-54 anos e depois decrescem para as demais faixas etárias para o país como um todo e para a Região Sudeste. As Regiões Norte, Centro-Oeste e Sul apresentam taxas mais altas na faixa de 20-24 anos e decrescem até a faixa de 30-34 anos, e prosseguem em crescimento ao longo da idade. A Região Nordeste foi a única que apresentou taxas crescentes ao longo da idade durante todo o período do seguimento (Figura 3a). Já considerando as coortes, o RR para a população brasileira evidenciou um risco aumentado para as coortes mais recentes, com pico na coorte de 1971-1975 (RR = 1,35, IC<sub>95%</sub> 0,98;1,16) e subsequente redução no risco nas coortes subsequentes, o mesmo acontecendo para a Região Norte (RR = 1,31, IC<sub>95%</sub> 1,07;1,61). Para o Nordeste o RR aumentou ao longo das coortes, sendo mais alto para a coorte de 1991-1996 (RR = 4,62; IC<sub>95%</sub> 3,95; 5,40). Para o Centro-Oeste e Sudeste, as coortes mais extremas apresentaram risco menor que a coorte de referência, com pico de risco na coorte de 1961-1965 para o Centro-Oeste (RR = 1,11, IC<sub>95%</sub> 0,98;1,25) e de 1966-1970 para o Sudeste (RR = 1,32, IC<sub>95%</sub> 1,24;1,41). Para o Sul, as coortes mais antigas apresentaram maior risco (RR = 1,67, IC<sub>95%</sub> 1,30;2,15) diminuindo ao longo das coortes (Figura 3b). Em relação ao período, o suicídio por autointoxicação no Brasil teve maior risco no período de 1981 -1985 (RR = 1,43; IC<sub>95%</sub> 1,38;1,49) e 2006-2010 (RR = 1,30, IC<sub>95%</sub> 1,26;1,35). Apenas a coorte de 1991-1995 foi menor que o risco da coorte de referência ((RR = 0,94, IC<sub>95%</sub> 0,92;0,95), da mesma forma que ocorreu nas Regiões Sul (coorte de 1981-1985: RR = 1,39; IC<sub>95%</sub> 1,28;1,51; coorte de 1991-1995: RR = 0,97, IC<sub>95%</sub> 0,90;1,03; coorte de 2006-2010: RR = 1,20, IC<sub>95%</sub> 1,10;1,32)

e Sudeste (coorte de 1981-1985: RR = 1,62; IC<sub>95%</sub> 1,53;1,72; coorte de 1991-1995: RR = 0,92, IC<sub>95%</sub> 0,89;0,96; coorte de 2006-2010: RR = 1,35, IC<sub>95%</sub> 1,27;1,42). Para o Norte, apenas a coorte de 2001-2005 teve um risco maior ((RR = 1,11, IC<sub>95%</sub> 0,98;1,25). No Nordeste as coortes de 2001-2005 (RR = 1,18, IC<sub>95%</sub> 1,15;1,21) e 2006-2010 ((RR = 1,38, IC<sub>95%</sub> 1,30;1,48) foram as mais altas, o mesmo ocorrendo para a Região Centro-Oeste (RR = 1,11; IC<sub>95%</sub> 1,05;1,17 e RR = 1,09, IC<sub>95%</sub> 0,98;1,20) (Figura 3c).

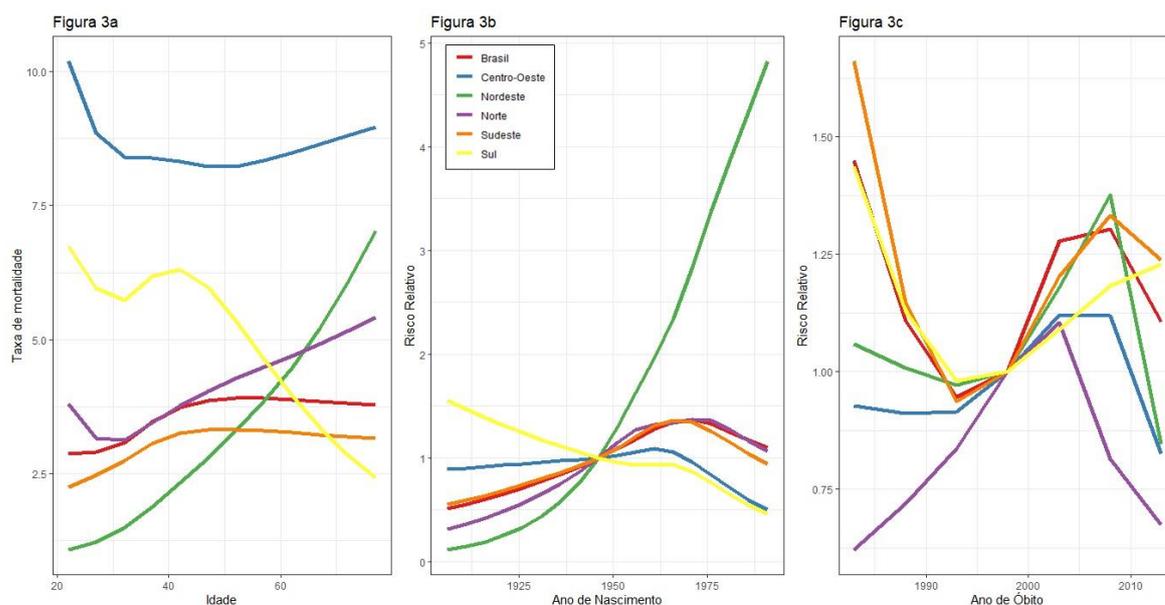


Figura 3 – Modelos ajustado por idade, período e coorte para mortalidade por suicídio por autointoxicação para a população geral, Brasil e Regiões, 1981 a 2015

## DISCUSSÃO

Este artigo relata a primeira descrição abrangente de métodos de suicídio na análise da idade-período-coorte por método específico. De forma geral, as pesquisas que empregam esta modelagem tencionam demonstrar o comportamento suicida geral de uma determinada área, região ou país, e até então não se cogitou a hipótese que este comportamento também varie conforme o método escolhido.

É improvável que a escolha de métodos de suicídio seja aleatória. O mais provável é que a escolha do método seja influenciada por uma complexa constelação de fatores sociais, culturais, psicológicos, ambientais, físicos e biológicos que precedem as decisões individuais de encerrar suas vidas<sup>32,33</sup>.

Embora sejam inúmeros fatores, os padrões sociais de suicídio podem ser entendidos a partir de conceitos básicos como a aceitabilidade social do método (ou seja, cultura e tradição) e sua disponibilidade (ou seja, oportunidade)<sup>34-36</sup>. A disponibilidade física refere-se ao grau em que um agente particular de suicídio é acessível ao indivíduo. A aceitabilidade sociocultural é uma medida da extensão em que a escolha do método de uma pessoa é moldada e circunscrita pelas normas, tradições e atitudes morais de sua cultura. A combinação de graus suficientes de disponibilidade e aceitabilidade sociocultural determinam a escolha dos métodos de suicídio. É improvável que a existência de um sem o outro resulte na seleção do método potencial<sup>33</sup>. Cada método tem seus próprios obstáculos

particulares. Tipicamente, quanto maiores os obstáculos, menor a aceitabilidade do método e maior a proporção de suicídios associados à psicose e outros transtornos mentais graves<sup>36</sup>. Comparações internacionais ou interculturais de métodos de suicídio ajudam a aumentar a compreensão da interação entre esses dois fatores e fornecem uma base para estratégias preventivas<sup>33,36-38</sup>.

Este estudo pretendeu estimar o comportamento suicida ao longo do tempo para a sociedade brasileira e suas regiões. Ele reforça questões que já têm sido levantadas em outros estudos sobre os métodos de suicídio. Quando este é o enfoque, encontram-se diversos estudos que referem o enforcamento como meio mais utilizado para o suicídio<sup>6,36,39-48</sup>. Enforcamento é um método seletivo porque é violento, precisa de alguma preparação e de algum grau de coragem e determinação<sup>36</sup> e geralmente é referido como o principal método quando nenhum outro está disponível<sup>32</sup>.

Nossos achados corroboram esta informação, já que foi identificado que 83,1% dos suicídios ocorridos no Brasil, na faixa etária estudada, aconteceu empregando o enforcamento como meio.

As taxas ajustadas de enforcamento tiveram um padrão crescente durante a vida e apresentaram um maior risco de suicídio nas coortes mais recentes, além de ser indubitavelmente o método de maior escolha. Para o período não há um destaque expressivo visto que ele é amplamente utilizado e de fácil acesso, totalmente condizente com a falta de explicação clara disso, mas sendo influenciada por aspectos culturais e antropológicos que estão envolvidos<sup>45</sup> e demonstrando que independentemente da idade, do período e da coorte é um método muito empregado.

Esta proporção de enforcamentos normalmente só diminui à medida que outros métodos com meios mais acessíveis, como com o uso de pesticidas ou armas de fogo, aumentam<sup>32</sup>.

O uso de arma de fogo apresenta um padrão claro de período, já que os suicídios reduziram em período condizente com o processo de discussão, consulta pública e aprovação do estatuto do desarmamento. A literatura evidencia que a restrição da disponibilidade do método é frequentemente associada a uma redução nas taxas específicas de suicídio por aquele método<sup>33</sup>. Quanto ao efeito de coorte, pode-se perceber que todas as coortes apresentam um padrão inicial de elevação das taxas, seguido de diminuição gradual do uso ao longo do tempo. A idade corrobora esta interpretação que reforça ainda mais como o efeito do período influenciou a leitura dos demais efeitos.

Esta é uma questão importante visto que atualmente discute-se um Projeto de Lei que flexibiliza a restrição outrora imposta pela Lei do Desarmamento, retrocedendo por uma questão eminentemente política e ignorando todas as conquistas de redução de crimes e suicídios com arma de fogo que podem ser visualizadas. Já é ponto pacífico, que em países cujo porte e posse de armas são liberados, a exemplo dos Estados Unidos, os números de suicídio aumentam por este meio<sup>36</sup>. O suicídio por arma de fogo é um meio que reflete a impulsividade do ato e geralmente dificulta a reversão deste quadro, levando à morte mais facilmente. Toda e qualquer estratégia de prevenção parte para a restrição do meio e liberar ou flexibilizar o uso de arma de fogo muito provavelmente elevará estas taxas dentro de um breve futuro.

Os efeitos da idade, período e coorte na autointoxicação revela questões bastante interessantes. Observando o enfoque da idade, o acometimento maior de adultos pode hipotetizar sobre o comportamento envolvido. A autointoxicação engloba um conjunto de ações que necessitam de medicamentos, substâncias químicas, drogas lícitas e ilícitas, em quantidade suficiente de produzir a morte, e nem sempre estas substâncias são facilmente adquiridas, além de a comercialização ser restrita ou proibida, no caso das drogas ilícitas.

Assim é entendível que as coortes mais jovens optam menos por este meio, devido à dificuldade de adquirir tais substâncias.

A idade sempre tem sido aventada como relacionada ao adoecer e morrer, seu efeito sempre sendo relacionado com desfechos de interesse em saúde<sup>49,50</sup>, por refletir os processos biológicos e sociais de envelhecimento interno aos indivíduos e representam mudanças no desenvolvimento ao longo da vida<sup>26</sup>. Para o suicídio, é considerado um dos principais fatores de risco<sup>51,52</sup>.

O aspecto da geração é ainda mais difícil de ser entendido e caracteriza-se por ser a mudança em torno dos grupos que experimentam um evento inicial como o nascimento no mesmo ano ou anos<sup>50</sup> e têm exposições diversas a fatores de risco socioeconômicos, comportamentais e ambientais em vários ciclos de vida<sup>26</sup>.

Já o efeito de período é a variação sobre o período de tempo que afetam todos os grupos simultaneamente, representando a mudança na taxa em sucessivos períodos de tempo<sup>50,51</sup>, resumindo um conjunto complexo de eventos históricos e fatores ambientais, como guerras mundiais, expansões e contrações econômicas, fome e pandemias de doenças infecciosas, intervenções de saúde pública e descobertas tecnológicas<sup>26</sup>. O caso brasileiro específico tem demonstrado que as taxas têm crescido ao longo dos anos para o enforcamento e para a autointoxicação, enquanto para o suicídio com o uso de arma de fogo ela sofre um decréscimo a partir da proibição ao porte de arma. Restringir o acesso aos meios de suicídio é um componente importante de estratégias abrangentes para a prevenção do suicídio. Para melhorar os esforços de prevenção, um conhecimento melhor dos padrões nacionais, regionais e locais de suicídio é vital, e uma melhor compreensão dos mecanismos subjacentes é absolutamente crucial<sup>36</sup>.

Uma questão que não pode ser dissociada é que possivelmente este aumento no número de suicídios e conseqüentemente nas taxas resida na melhoria da qualidade de informação sobre a mortalidade e redução da subnotificação dos casos. Além disso, a falta de estudos similares impede a plena comparação dos achados desta pesquisa. Apesar dessas possíveis limitações, acredita-se que a modelagem idade-período-coorte é capaz de descrever as tendências de suicídio mais acuradamente que outras abordagens, isso devendo ser ampliado para outros tipos de métodos de suicídio empregado. É óbvio que não encerra toda a necessidade de outros estudos epidemiológicos, mas direciona onde a atenção tem se mostrado mais urgente e onde as intervenções devem começar.

A chave para a interpretação das tendências de mortalidade por suicídio é a validade e confiabilidade dos dados analisados<sup>16,19</sup>.

## REFERÊNCIAS

1. World Health Organization (WHO). Prevenção do suicídio: um manual para médicos e clínicos gerais. Genebra: WHO; 2000.
2. Retamal P, Luengo J, Trebilcock JJ. Epidemiología del suicidio en Chile. *Acta Med CSM*. 2010;4(1):13-21.
3. Werlang BSG, Borges VR, Fensterseifer L. Fatores de risco ou proteção para a presença de ideação suicida na adolescência. *Rev Interam Psicol*. 2005;39(2):259-66.
4. Abuabara A, Abuabara A, Tonchuk CAL. Comparative analysis of death by suicide in Brazil and in the United States: descriptive, cross-sectional time series study. *Sao Paulo Med J*. 2017;135(2):150-6.
5. Jia C-X, Zhang J. Characteristics of young suicides by violent methods in rural China. *J Forensic Sci*. 2011;56(3):674-8.
6. Machado DB, Santos DN. Suicídio no Brasil, de 2000 a 2012. *J Bras Psiquiatr*. 2015;64(1):45-54.

7. WHO. Preventing suicide: a global imperative. Geneva: WHO; 2014. 89 p.
8. WHO. Suicide - Fact sheet [Internet]. WHO. 2018 [citado 12 de fevereiro de 2018]. Disponível em: <http://www.who.int/mediacentre/factsheets/fs398/en/>
9. Botega NJ, Marín-León L, Oliveira HB, Barros MBA, Silva VF, Dalgalarrondo P. Prevalências de ideação, plano e tentativa de suicídio: um inquérito de base populacional em Campinas, São Paulo, Brasil. *Cad Saúde Pública*. 2009;25(12):2632-8.
10. Macente LB, Zandonade E. Spatial distribution of suicide incidence rates in municipalities in the state of Espírito Santo (Brazil), 2003-2007: spatial analysis to identify risk areas. *Rev Bras Psiquiatr*. 2012;34(3):261-9.
11. Parente ACM, Soares RB, Araújo ARF, Cavalcante IS, Monteiro CFS. Caracterização dos casos de suicídio em uma capital do Nordeste Brasileiro. *Rev Bras Enferm*. 2007;60(4):377-81.
12. Souza ER, Minayo MCS, Malaquias JV. Suicídio de jovens nas principais capitais do Brasil. *Cad Saúde Pública*. 2002;18(3):673-83.
13. Ajdacic-Gross V, Bopp M, Gostynski M, Lauber C, Gutzwiller F, Rössler W. Age-period-cohort analysis of Swiss suicide data, 1881-2000. *Eur Arch Psychiatry Clin Neurosci*. 2006;256(4):207-14.
14. Surtees PG, Duffy JC. Suicide in England and Wales 1946-1985: an age-period-cohort analysis. *Acta Psychiatr Scand*. 1989;79(3):216-23.
15. Phillips JA. A changing epidemiology of suicide? The influence of birth cohorts on suicide rates in the United States. *Soc Sci Med*. 2014;114:151-60.
16. Granizo JJ, Guallar E, Rodriguez-Artalejo F. Age-period-cohort analysis of suicide mortality rates in Spain, 1959-1991. *Int J Epidemiol*. 1996;25(4):814-20.
17. Jukkala T, Stickley A, Mäkinen IH, Baburin A, Sparén P. Age, period and cohort effects on suicide mortality in Russia, 1956-2005. *BMC Public Health*. 2017;17:235.
18. Park C, Jee YH, Jung KJ. Age-period-cohort analysis of the suicide rate in Korea. *J Affect Disord*. 2016;194:16-20.
19. Rodrigues NCP, Werneck GL. Age-period-cohort analysis of suicide rates in Rio de Janeiro, Brazil, 1979-1998. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol*. 2005;40(3):192-6.
20. Rutherford MJ, Lambert PC, Thompson JR. Age-period-cohort modeling. *Stata J*. 2010;10(4):606-27.
21. Holford TR. The estimation of age, period and cohort effects for vital rates. *Biometrics*. 1983; 39(1):311-4.
22. Carstensen B. Demography and epidemiology: Age-Period-Cohort models in the computer age. Copenhagen: Department of Biostatistics, University of Copenhagen; 2005.
23. O'Brien RM. Estimable functions in age-period-cohort models: a unified approach. *Quality & Quantity*. 2014;48(1):457-74.
24. Holford TR. Understanding the effects of age, period, and cohort on incidence and mortality rates. *Annu Rev Public Health*. 1991;12:425-57.
25. Yang Y, Land KC. Age-Period-Cohort Analysis: New Models, Methods, and Empirical Applications. Boca Raton: CRC Press; 2013.
26. Meira KC, Guimarães RM, Santos J, Cabrelli R. Análise de efeito idade-período-coorte na mortalidade por câncer de mama no Brasil e regiões. *Rev Panam Salud Publica*. 2015;37(6):402-8.
27. González JR, Llorca FJ, Moreno V. Algunos aspectos metodológicos sobre los modelos edad-período-cohorte. Aplicación a las tendencias de mortalidad por cáncer. *Gac Sanit*. 2002;16:267-73.
28. Torres KDP, Cunha GM, Valente JG. Tendências de mortalidade por doença pulmonar obstrutiva crônica no Rio de Janeiro e em Porto Alegre, 1980-2014. *Epidemiol Serv Saúde*.

2018; 27(3):e2017139.

29. Team R. R: A language and environment for statistical computing. Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing; 2014.

30. Carstensen B, Plummer M, Laara E, Hills M. Epi: A Package for Statistical Analysis in Epidemiology. R package version 2.30 [Internet]. 2018. Disponível em: <https://CRAN.R-project.org/package=Epi>

31. Wickham H. ggplot2: Elegant Graphics for Data Analysis. Springer-Verlag New York, 2016.

32. Auguie B. gridExtra: Miscellaneous Functions for "Grid" Graphics. R package version 2.3. 2017. Disponível em: <https://CRAN.R-project.org/package=gridExtra>

32. Gunnell D, Eddleston M. Suicídio por ingestão intencional de pesticidas: uma tragédia contínua em países em desenvolvimento. *Int J Epidemiol* 2003; 32: 902-9

33. Cantor CH, Baume PJ. Access to methods of suicide: what impact? *Aust N Z J Psychiatry*. 1998;32(1):8-14.

34. Farmer R, Rohde J. Effect of availability and acceptability of lethal instruments on suicide mortality. An analysis of some international data. *Acta Psychiatr Scand*. 1980;62(5):436-46.

35. Stack S, Wasserman I. Race and method of suicide: culture and opportunity. *Arch Suicide Res Off J Int Acad Suicide Res*. 2005;9(1):57-68.

36. Ajdacic-Gross V, Weiss MG, Ring M, Hepp U, Bopp M, Gutzwiller F, et al. Methods of suicide: international suicide patterns derived from the WHO mortality database. *Bull World Health Organ*. 2008;86:726-32.

37. Gunnell D, Middleton N, Frankel S. Method availability and the prevention of suicide--a re-analysis of secular trends in England and Wales 1950-1975. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol*. 2000;35(10):437-43.

38. Nordentoft M, Qin P, Helweg-Larsen K, Juel K. Time-trends in method-specific suicide rates compared with the availability of specific compounds. The Danish experience. *Nord J Psychiatry*. 2006;60(2):97-106.

39. Lovisi GM, Santos SA, Legay L, Abelha L, Valencia E. Análise epidemiológica do suicídio no Brasil entre 1980 e 2006. *Rev Bras Psiquiatr*. 2009;31(Supl II):S86-93.

40. Meneghel SN, Victora CG, Faria NM, Carvalho LA, Falk JW. Características epidemiológicas do suicídio no Rio Grande do Sul. *Rev Saúde Pública*. 2004;38(6):804-10.

41. Rocha FF, Sousa KCA, Paulino N, Castro JO, Correa H. Suicide in Belo Horizonte between 2004 and 2006. *Rev Bras Psiquiatr*. 2007;29(2):190-1.

42. Ambros MC, Recchia A, Recchia JA. Estudo epidemiológico dos casos de suicídio registrados no Instituto Médico Legal de Santa Maria, RS. *Saúde St Maria*. 2011;36(1):69-70.

43. Baptista MN, Borges A. Suicídio: aspectos epidemiológicos em Limeira e adjacências no período de 1998 a 2002. *Estud Psicol*. 2005;22(4):425-33.

44. Minayo MCS, Pinto LW, Assis SG, Cavalcante FG, Mangas RMN. Tendência da mortalidade por suicídio na população brasileira e idosa, 1980-2006. *Rev Saúde Pública*. 2012;46(2):300-9.

45. Schmitt R, Lang MG, Quevedo J, Colombo T. Perfil epidemiológico do suicídio no extremo oeste do estado de Santa Catarina, Brasil. *Rev Psiquiatr RS*. 2008;30(2):115-23.

46. Tamosiunas A, Reklaitiene R, Virviciute D, Sopagiene D. Trends in suicide in a Lithuanian urban population over the period 1984-2003. *BMC Public Health*. 2006;6(184):1-7.

47. Pavia M, Nicotera G, Scaramuzza G, Angelillo IF. Suicide mortality in Southern Italy:

- 1998–2002. *Psychiatry Res.* 2005;134(3):275-9.
48. Marín-León L, Barros M. Mortes por suicídio: diferenças de gênero e nível socioeconômico. *Rev Saúde Pública.* 2003;37(3):357-63.
49. Robertson C, Gandini S, Boyle P. Age-Period-Cohort Models: A Comparative Study of Available Methodologies. *J Clin Epidemiol.* 1999;52(6):569-83.
50. Yang Y, Schulhofer-Wohl S, Fu WJ, Land KC. The Intrinsic Estimator for Age-Period-Cohort Analysis: What It Is and How to Use It. *Am J Sociol.* 2008;113(6):1697-736.
51. Abasse MLF, Oliveira RC, Silva TC, Souza ER. Análise epidemiológica da morbimortalidade por suicídio entre adolescentes em Minas Gerais, Brasil. *Ciênc Saúde Coletiva.* 2009;14(2):407-16.
52. Carmo ÉA, Santos PHS, Ribeiro BS, Soares CJ, Santana MLAD, Bomfim E dos S, et al. Características sociodemográficas e série temporal da mortalidade por suicídio em idosos no estado da Bahia, 1996-2013. *Epidemiol Serv Saúde.* 2018;27(1):e20171971.

## 7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

As condutas suicidas são um problema de Saúde Pública em todo o mundo (BAADER et al., 2011a). E as razões são as mais diversas: conflitos familiares, violência doméstica, fracassos acadêmicos, ideais românticos não realizados e doença mental, facilidade de acesso a pesticidas em comunidades rurais, acesso restrito a um serviço de saúde bem equipado, entre outros (AARON et al., 2004). Ou seja, não é um problema de simples solução, onde basta atacar ou remover a causa e o problema será exterminado. Há de se considerar um desmonte de ideias pré-estabelecidas que apenas contribuem para trazer mais peso a um assunto tão delicado.

Entre o nascimento e a morte o ser humano está destinado a vivenciar experiências que suscitam os mais diversos tipos de emoções, inclusive sentimentos de desesperança. Porém, a intensidade e a constância com que este último tipo de afeto surge pode evidenciar a presença de um sofrimento psíquico grave. Este estado, no entanto, evidentemente exige intervenção rápida e qualificada, já que o indivíduo motivado por sintomas extremos e em desespero, pode tomar o suicídio como um modo de finalizar a dor ou drama existencial (MARTINS, 2008).

Um dos aspectos claros a que este trabalho se destina é desvendar como o tempo em suas várias apresentações influencia as taxas de suicídio. Assim, primeiramente a distribuição temporal do suicídio foi investigada com uma revisão sistemática da literatura e o primeiro vislumbre sobre o tema se confirmou: o suicídio tem padrões claros de distribuição temporal de acordo com a sociedade e o ambiente a que ele está inserido. Esta é uma informação epidemiológica muito importante, pois pode evidenciar fatores de risco inerentes à sociedade e ao meio em que vivem indivíduos com ideação suicida. Os achados desta revisão reforçam a presença de padrões temporais consistentes, influenciados por condições geográficas, climáticas e sociais, evidenciando certas características que necessitam ser melhor exploradas (hora do dia, por exemplo) e outras já consolidadas na literatura (mês e estação).

Algumas dificuldades aconteceram: falta de uniformidade dos relatos e da padronização da metodologia dos estudos; perda de informação devido a estudos publicados em revistas não indexadas e àqueles estudos que não foram possíveis obter. De fato, a heterogeneidade encontrada nos estudos temporais pode ter produzido uma análise menos refinada e mais descritiva. Entretanto dado o caráter inédito desta revisão, acredita-se que as

contribuições aqui encontradas podem dar um direcionamento para as ações de planejamento de prevenção do suicídio e de promoção de saúde mental, bem como, ideias para estudos adicionais mais sistematizados e amplos, respondendo a questões que surgiram, mas não obtiveram as respostas ideais.

Com esta visão, os estudos de tendência temporal foram pensados para esclarecer sobre o perfil do indivíduo que comete suicídio no Brasil e suas Regiões, a tendência das taxas de suicídio, considerando a população geral e por sexo (Artigo 2) e a análise da modelagem APC, para a população geral e por sexo (Artigo 3) e para os principais métodos utilizados no suicídio (Artigo 4) considerando todo o país e por Região.

Pôde-se perceber, que o perfil predominante corrobora os achados da literatura, onde o homem, adulto, solteiro, com poucos anos de estudo e branco comete mais suicídio que outros perfis, bem como os métodos mais empregados para a realidade brasileira foram enforcamento, disparo de arma de fogo e autointoxicação. As taxas aumentaram, em média, 4,7% ao ano ao longo de 37 anos estudados e apresentou um padrão crescente.

Avaliando os efeitos de idade-período-coorte, percebeu-se que independentemente de analisar por sexo ou a população como um todo, o efeito de período é mais relevante que o efeito de coorte de nascimento. Por método de suicídio, esta também é a leitura para o disparo de arma de fogo e para a autointoxicação por motivos diferentes: aparentemente a Lei do Desarmamento reduziu a oferta de meios para o suicídio empregando arma de fogo e, assim, ao longo dos anos a tendência se mostrou decrescente. Já para a autointoxicação percebeu-se uma ascensão nas taxas ao longo dos anos, mas com o advento de uma política de regulação de substâncias potencialmente perigosa, tais como, defensivos agrícolas, medicamentos de uso controlado e outras substâncias potencialmente letais, que burocratizou o acesso, este método começa a diminuir a sua ocorrência.

Ainda há muito a se descobrir sobre o suicídio, suas causas e potenciais soluções, mas estudos epidemiológicos deste tipo direcionam as abordagens preventivas e a formulação de políticas públicas e estratégias para combater este agravo. Este estudo não encerra um ponto, ele abre o caminho para tentarmos aprofundar os conhecimentos sobre o suicídio

## REFERÊNCIAS

- AARON, R. et al. Suicides in young people in rural southern India. **Lancet**, v. 363, n. 9415, p. 1117-8, 2004.
- ABASSE, M. L. F. et al. Análise epidemiológica da morbimortalidade por suicídio entre adolescentes em Minas Gerais, Brasil. **Ciênc Saúde Colet**, v. 14, n. 2, p. 407-16, 2009.
- ABBAGNANO, N. **Dicionário de Filosofia**. São Paulo: Martins Fontes, 2003.
- ABEL, W. D. et al. The epidemiology of suicide in Jamaica 2002-2010: rates and patterns. **West Indian Med J**, v. 61, n. 5, p. 509-15, 2012.
- ABUABARA, A.; ABUABARA, A.; TONCHUK, C. A. L. Comparative analysis of death by suicide in Brazil and in the United States: descriptive, cross-sectional time series study. **Sao Paulo Med J**, v. 135, n. 2, p. 150-6, 2017.
- AGERBO, E.; STACK, S.; PETERSEN, L. Social integration and suicide: Denmark, 1906–2006. **The Social Science Journal**, v. 48, n. 4, p. 630-40, 2011.
- AGERBO, E.; STERNE, J. A. C.; GUNNELL, D. J. Combining individual and ecological data to determine compositional and contextual socio-economic risk factors for suicide. **Soc Sci Med**, v. 64, n. 2, p. 451-61, 2007.
- AHMAD, O. B. et al. Age standardization of rates: a new WHO standard. **GPE Discussion Paper Series**, v. 9, n. 31, p. 1-14, 2001.
- AJDACIC-GROSS, V. et al. Age–period–cohort analysis of Swiss suicide data, 1881-2000. **Eur Arch Psychiatry Clin Neurosci**, v. 256, n. 4, p. 207-14, 2006.
- \_\_\_\_\_. Are seasonalities in suicide dependent on suicide methods? A reappraisal. **Soc Sci Med**, v. 57, n. 7, p. 1173-81, 2003.
- \_\_\_\_\_. Historical change of suicide seasonality in the canton of Zurich, Switzerland. **Suicide Life Threat Behav**, v. 35, n. 2, p. 217-26, 2005.
- \_\_\_\_\_. Methods of suicide: international suicide patterns derived from the WHO mortality database. **Bull World Health Organ**, v. 86, n. 9, p. 726-32, 2008a.
- \_\_\_\_\_. Reduction in the suicide rate during Advent-a time series analysis. **Psychiatry Res**, v. 157, n. 1-3, p. 139-46, 2008b.
- \_\_\_\_\_. Seasonal associations between weather conditions and suicide--evidence against a classic hypothesis. **Am J Epidemiol**, v. 165, n. 5, p. 561-9, 2007.
- \_\_\_\_\_. Seasonality in suicide - a review and search of new concepts for explaining the heterogeneous phenomena. **Soc Sci Med**, v. 71, n. 4, p. 657-66, 2010.
- AL MADNI, O. M. et al. Hanging deaths in Dammam, Kingdom of Saudi Arabia. **J Forensic Leg Med**, v. 17, n. 5, p. 265-8, 2010.

ALAMEDA-PALACIOS, J.; RUIZ-RAMOS, M.; GARCÍA-ROBREDO, B. Mortalidad por suicidio en Andalucía: distribución geográfica y relación con el uso de antidepresivos, la altitud y desigualdades socioeconómicas. **Rev Esp Salud Pública**, v. 89, n. 3, p. 283-93, 2015.

ALLEBECK, P. et al. Are suicide trends among the young reversing? Age, period and cohort analyses of suicide rates in Sweden. **Acta Psychiatr Scand**, v. 93, n. 1, p. 43-8, 1996.

ALMEIDA, A. M.; LOTUFO NETO, F. Religião e comportamento suicida. In: MELEIRO, A. M. S.; TENG, C. T.; WANG, Y. P. **Suicídio: estudos fundamentais**. São Paulo: Segmento Farma, 2004. p. 53-60.

ALTAMURA, C. et al. Seasonal and circadian rhythms in suicide in Cagliari, Italy. **J Affect Disord**, v. 53, n. 1, p. 77-85, 1999.

ÁLVARO-MECA, A. et al. Epidemiology of suicide in Spain, 1981-2008: A spatiotemporal analysis. **Public Health**, v. 127, n. 4, p. 380-5, 2013.

AMBROS, M. C.; RECCHIA, A.; RECCHIA, J. A. Estudo epidemiológico dos casos de suicídio registrados no Instituto Médico Legal de Santa Maria, RS. **Saúde (Santa Maria)**, v. 36, n. 1, p. 69-70, 2011.

ANDRÉS, A. R. Income inequality, unemployment, and suicide: a panel data analysis of 15 European countries. **Applied Economics**, v. 37, n. 4, p. 439-51, 2005.

ANGERAMI, V. A. **Suicídio: Fragmentos de Psicoterapia Existencial**. São Paulo: Pioneira, 1997.

ANTUNES, J. L. F.; CARDOSO, M. R. A. Uso da análise de séries temporais em estudos epidemiológicos. **Epidemiol Serv Saúde**, v. 24, n. 3, p. 565-76, 2015.

ARYA, V. et al. Trends and socio-economic determinants of suicide in India: 2001–2013. **Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology**, v. 53, n. 3, p. 269-78, 2018.

ASIF, A. et al. Epidemiology of attempted suicides in emergency of Mayo Hospital in 2004. **Annals of King Edward Medical University Lahore Pakistan**, v. 11, n. 4, p. 384-6, 2005.

AZEVEDO, M. K.; TEIXEIRA, G. DE O. M. Toxicomania e Suicídio sob uma Visão Psicanalítica. **Rev Mal-Estar Subj**, v. 11, n. 2, p. 623-44, 2011.

BAADER, T. et al. Algunas consideraciones sobre el intento de suicidio y su enfrentamiento. **Revista Médica Clínica Las Condes**, v. 22, n. 3, p. 303-9, 2011a.

\_\_\_\_\_. ¿Está cambiando la prevalencia de los suicidios y sus características en la población chilena?: análisis de las tasas de suicidios y sus características sociodemográficas, ocurridas en la provincia de Valdivia, actual Región de Los Ríos, entre los años 1996 a 2008. **Rev Chil Neuro-Psiquiatr**, v. 49, p. 273-82, 2011b.

BANDO, D. H. **Padrões espaciais do suicídio na cidade de São Paulo e seus correlatos**

- socioeconômico-culturais**. 2008. 114f. Dissertação (Mestrado em Geografia) - Faculdade de Filosofia, Letras e Ciências Humana, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2008.
- BANDO, D. H. et al. Seasonality of suicide in the city of Sao Paulo, Brazil, 1979-2003. **Rev Bras Psiquiatr**, v. 31, n. 2, p. 101-5, 2009.
- BANDO, D. H.; LESTER, D. An ecological study on suicide and homicide in Brazil. **Ciênc Saúde Colet**, v. 19, n. 4, p. 1179-89, 2014.
- BAPTISTA, M. N.; BORGES, A. Suicídio: aspectos epidemiológicos em Limeira e adjacências no período de 1998 a 2002. **Estud Psicol**, v. 22, n. 4, p. 425-31, 2005.
- BARBOSA, F. de O.; MACEDO, P. C. M.; SILVEIRA, R. M. C. da. Depressão e o suicídio. **Rev SBPH**, v. 14, n. 1, p. 233-43, 2011.
- BARBOSA, V. Estudo descritivo do suicídio no Município de São Paulo (Brasil): 1959 a 1968. **Rev Saúde Públ**, v. 8, n. 1, p. 1-14, 1974.
- BARNES, R. A.; ENNIS, J.; SCHOBER, R. Cohort analysis of Ontario suicide rates, 1877-1976. **Can J Psychiatry**, v. 31, n. 3, p. 208-13, 1986.
- BARROS, A. C. et al. **Análise de séries temporais em R: curso introdutório**. 1. ed. Rio de Janeiro: Elsevier; FGV IBRE, 2018.
- BARROS, M. D. de A.; XIMENES, R.; LIMA, M. L. C. de. Mortalidade por causas externas em crianças e adolescentes: tendências de 1979 a 1995. **Rev Saúde Públ**, v. 35, n. 2, p. 142-9, 2001.
- BAUMEISTER, R. F. Suicide as Escape From Self. **Psychol Rev**, v. 97, n. 1, p. 90-113, 1990.
- BAZAS, T. et al. Incidence and seasonal variation of suicide mortality in Greece. **Compr Psychiatry**, v. 20, n. 1, p. 15-20, 1979.
- BEAUTRAIS, A. L. Suicide in Asia. **Crisis**, v. 27, p. 55-7, 2006.
- BELLANGER, M. M.; JOURDAIN, A.; BATT-MOILLO, A. Might the decrease in the suicide rates in France be due to regional prevention programmes? **Soc Sci Med**, v. 65, n. 3, p. 431-41, 2007.
- BERNARD, V.; GEOFFROY, P. A.; BELLIVIER, F. Saisons, rythmes circadiens, sommeil et vulnérabilité aux conduites suicidaires. **L'Encéphale**, v. 41, n. 4, Supl. 1, p. 529-37, 2015.
- BERNARDES, S. S.; TURINI, C. A.; MATSUO, T. Perfil das tentativas de suicídio por sobredose intencional de medicamentos atendidas por um Centro de Controle de Intoxicações do Paraná, Brasil. **Cad Saúde Pública**, v. 26, n. 7, p. 1366-72, 2010.
- BERTOLETE, J. M.; FLEISCHMANN, A. A global perspective in the epidemiology of suicide. **Suicidologi**, v. 7, n. 2, p. 6-8, 2015.

- BEZERRA FILHO, J. G. et al. Estudo ecológico sobre os possíveis determinantes socioeconômicos, demográficos e fisiográficos do suicídio no Estado do Rio de Janeiro, Brasil, 1998-2002. **Cad Saúde Pública**, v. 28, n. 5, p. 833-44, 2012.
- BJARNASON, O. et al. The effect of year of birth on the breast cancer age-incidence curve in Iceland. **Int J Cancer**, v. 13, p. 689-96, 1974.
- BOOTH, H. Pacific Island suicide in comparative perspective. **J Biosoc Sci**, v. 31, n. 4, p. 433-48, 1999.
- BOTEGA, N. J. et al. Prevenção do comportamento suicida. **Psico**, v. 37, n. 3, p. 213-20, 2006.
- BOTEGA, N. J. et al. Prevalências de ideação, plano e tentativa de suicídio: um inquérito de base populacional em Campinas, São Paulo, Brasil. **Cad Saúde Pública**, v. 25, n. 12, p. 2632-8, 2009.
- BOWLES, J. R. Suicide and attempted suicide in contemporary Western Samoa. In: **Culture, Youth and Suicide in the Pacific: Papers from an East–West Center Conference**. Honolulu: University of Hawaii at Manoa, 1985.
- BRESLOW, N. E.; DAY, N. E. Indirect standardization and multiplicative models for rates, with reference to the age adjustment of cancer incidence and relative frequency data. **J Chron Dis**, v. 28, p. 289-303, 1975.
- BRIDGE, J. A.; GOLDSTEIN, T. R.; BRENT, D. A. Adolescent suicide and suicidal behavior. **J Child Psychol Psychiatry**, v. 47, n. 3-4, p. 372-94, 2006.
- BYARD, R. W.; HANSON, K. A.; GILBERT, J. D. Suicide methods in the elderly in South Australia 1981–2000. **J Clin Forensic Med**, v. 11, n. 2, p. 71-4, 2004.
- BYINGTON, M. R. L. **A evolução da mortalidade por câncer do colo do útero no Brasil: uma discussão sobre idade, período e coorte**. 2016. 80 f. Tese (Doutorado em Epidemiologia em Saúde Pública) — Escola Nacional de Saúde Pública Sergio Arouca, Fundação Oswaldo Cruz, Rio de Janeiro, 2016.
- CAMPI, R. et al. Suicide in Italian children and adolescents. **J Affect Disord**, v. 113, n. 3, p. 291-5, 2009.
- CANETTO, S. S.; SAKINOFSKY, I. The gender paradox in suicide. **Suicide Life Threat Behav**, v. 28, n. 1, p. 1-23, 1998.
- CANJELS, E.; WATSON, M. W. Estimating deterministic trends in the presence of serially correlated errors. **Review of Economics and Statistics**, v. 79, n. 2, p. 184-200, 1997.
- CANTOR, C. H. et al. Suicide trends in eight predominantly English-speaking countries 1960-1989. **Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol**, v. 31, n. 6, p. 364-73, 1996.
- CANTOR, C. H.; BAUME, P. J. Access to methods of suicide: what impact? **Aust N Z J Psychiatry**, v. 32, n. 1, p. 8-14, 1998.

- CANTOR, C. H.; NEULINGER, K.; DE LEO, D. Australian suicide trends 1964-1997: youth and beyond? **Med J Aust**, v. 171, n. 3, p. 137-41, 1999.
- CANTOR, C.; NEULINGER, K. The epidemiology of suicide and attempted suicide among young australians. **Aust N Z J Psychiatry**, v. 34, n. 3, p. 370-87, 2000.
- CARMO, É. A. et al. Características sociodemográficas e série temporal da mortalidade por suicídio em idosos no estado da Bahia, 1996-2013. **Epidemiol Serv Saúde**, v. 27, n. 1, p. e20171971, 2018.
- CARSTENSEN, B. **Demography and epidemiology: Age-Period-Cohort models in the computer age**. Copenhagen: Department of Biostatistics, University of Copenhagen, 2005.
- CARSTENSEN, B. et al. **Epi: a package for statistical analysis in Epidemiology**. R package version 2.37. 2019. Disponível em: <https://cran-r-project.org/áckage-Epi>
- CASE, R. A. M. Cohort analysis of mortality rates as an historical or narrative technique. **Brit J Prev Soc Med**, v. 10, n. 4, p. 159-171 1956.
- CASSORLA, R. M. S. (ED.). **Do Suicídio: estudos brasileiros**. Campinas: Papirus, 1991.
- CENDALES, R. et al. Tendencias del suicidio en Colombia, 1985-2002. **Rev Panam Salud Publica**, v. 22, n. 4, p. 231-8, 2007.
- CERQUEIRA, D. R. C. et al. **Texto para Discussão nº 1284: Análise dos custos e consequências da violência no Brasil**. Brasília: IPEA, 2007.
- CHARTFIELD, C. **The analysis of time series: an introduction**. 5. ed. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC, 1996.
- CHEN, Y.-Y. et al. Suicide in Asia: opportunities and challenges. **Epidemiol Rev**, v. 34, p. 129-44, 2012.
- CHEONG, K.-S. et al. Suicide rate differences by sex, age, and urbanicity, and related regional factors in Korea. **J Prev Med Public Health**, v. 45, n. 2, p. 70-7, 2012.
- CHRISTENSEN, R. **Advanced Linear Modeling Multivariate, Time Series, and Spatial Data: Nonparametric Regression and Response Surface Maximization**. 2nd ed. New York: Springer, 2001.
- CHRISTODOULOU, C. et al. Seasonality of violent suicides in the Athens greater area. **Suicide Life Threat Behav**, v. 39, n. 3, p. 321-31, 2009.
- CHRISTODOULOU, C. et al. Suicide and seasonality. **Acta Psychiatr Scand**, v. 125, n. 2, p. 127-46, 2012.
- CLAYTON, D.; SCHIFFLERS, E. Models for temporal variation in cancer rates I: Age-period and Age-cohort models. **Stat Med**, v. 6, n. 1, p. 449-467, 1987a.
- \_\_\_\_\_. Models for temporal variation in cancer rates II: Age-period-cohort models. **Stat Med**, v. 6, n. 1, p. 469-481, 1987b.

- COIMBRA, D. G. et al. Do suicide attempts occur more frequently in the spring too? A systematic review and rhythmic analysis. **J Affect Disord**, v. 196, p. 125-37, 2016.
- COOPE, C. et al. Suicide and the 2008 economic recession: who is most at risk? Trends in suicide rates in England and Wales 2001-2011. **Soc Sci Med**, v. 117, p. 76-85, 2014.
- CORDEIRO, D. M. **Séries temporais: análise quantitativa. Teoria e aplicações**. Recife: EdUPE, 2002.
- CORONA-MIRANDA, B. et al. Epidemiology of Suicide in Cuba, 1987-2014. **MEDICC Rev**, v. 18, n. 3, p. 15-20, 2016.
- CUDDY-CASEY, M.; ORVASCHEL, H. Children's understanding of death in relation to child suicidality and homicidality. **Clin Psychol Rev**, v. 17, n. 1, p. 33-45, 1997.
- DARADKAH, T. K. Suicide in Jordan 1980-1985. **Acta Psychiatr Scand**, v. 79, n. 3, p. 241-4, 1989.
- DECARLI, A.; LA VECCHIA, C. Age, period and cohort models: a review of knowledge and implementation in GLIM. **Riv Stat Applic**, v. 20, p. 397-410, 1987.
- DE LEO, D. et al. Attempted and completed suicide in older subjects: results from the WHO/EURO multicentre study of suicidal behaviour. **Int J Geriatr Psychiatry**, v. 16, n. 3, p. 300-10, 2001.
- DIETITIANS ASSOCIATION OF AUSTRALIA. **A review of the evidence to address targeted questions to inform the revision of the Australian dietary guidelines 2009**. Australia: Dietitians Association of Australia, 2009.
- DOGAN, N.; TOPRAK, D. Trends in suicide mortality rates for Tukey from 1987 to 2011: a joinpoint regression analysis. **Arch Iran Med**, v. 18, n. 6, p. 355-61, 2015.
- DUDLEY, M. et al. Youth suicide in New South Wales: urban-rural trends 1964-88. **Med J Aust**, v. 156, n. 2, p. 83-8, 1992.
- DURBIN, J.; WATSON, G. S. Testing for serial correlation in least squares regression: I. **Breakthroughs in Statistics**, p. 237-259, 1992.
- DURKHEIM, É. **O suicídio: estudo sociológico**. São Paulo: Martin Claret, 1897.
- DUTRA, E. Suicídio de universitários: o vazio existencial de jovens na contemporaneidade. **Estud Pesqui Psicol**, v. 12, n. 3, p. 924-37, 2012.
- DZAMALALA, C. P.; MILNER, D. A.; LIOMBA, N. G. Suicide in Blantyre, Malawi (2000-2003). **J Clin Forensic Med**, v. 13, n. 2, p. 65-9, 2006.
- EHLERS, R. S. **Análise de séries temporais**. 5. ed. São Paulo: Universidade de São Paulo, 2009.
- FAIRBAIRN, G. J. **Reflexões em torno do suicídio: a linguagem e a ética do pessoal**.

dano. São Paulo: Paulus, 1999.

FALK, M. et al. **A First Course on Time Series Analysis: Examples with SAS.** Würzburg: University of Würzburg, 2005.

FARMER, R.; ROHDE, J. Effect of availability and acceptability of lethal instruments on suicide mortality. An analysis of some international data. **Acta Psychiatr Scand**, v. 62, n. 5, p. 436-46, 1980.

FAY, M. P. et al. Estimating average annual percent change for disease rates without assuming constant change. **Biometrics**, v. 62, n. 3, p. 847-54, 2006.

FENSTERSEIFER, L.; WERLANG, B. S. G. Comportamentos autodestrutivos, subprodutos e pós-modernidades? **Psicol Argum**, v. 24, n. 47, p. 35-44, 2006.

FIGUEIREDO, R. V. **Da participação do suicídio.** Belo Horizonte: Del Rei, 2001.

FITT, A. B. Seasonal rhythms in man. **Nature**, v. 151, p. 66, 1943.

FLISHER, A. J. et al. Seasonal variation of suicide in South Africa. **Psychiatry Res**, v. 66, n. 1, p. 13-22, 1997.

\_\_\_\_\_. Suicide trends in South Africa, 1968 - 90. **Scand J Public Health**, v. 32, n. 6, p. 411-8, 2004.

FLISHER, A. J.; PARRY, C. D. H. Suicide in South Africa: an analysis of nationally registered mortality data for 1984–1986. **Acta Psychiatr Scand**, v. 90, n. 5, p. 348-53, 1994.

FREUD, S. **Sobre a Psicopatologia da vida cotidiana.** Rio de Janeiro: Imago, 1901. v. VI

FREUD, S. **Breves escritos:** contribuições para uma discussão acerca do suicídio. Rio de Janeiro: Imago, 1910. v. XI

FREUD, S. **Luto e Melancolia.** Rio de Janeiro: Imago, 1917. v. XIV

FROST, W. H. The age selection of mortality from tuberculosis in successive decades. **Am J Epidemiol**, v. 30, n. 3, p. 91-6, 1939.

FRUEHWALD, S. et al. Do monthly or seasonal variations exist in suicides in a high-risk setting? **Psychiatry Res**, v. 121, n. 3, p. 263-9, 2004.

GAD ELHAK, S. A. et al. Fatal suicide cases in Port Said city, Egypt. **J Forensic Leg Med**, v. 16, n. 5, p. 266-8, 2009.

GALVÃO, P.; SILVA, H.; SILVA, C. **Protocol CRD42016038470. Temporal distribution of suicide mortality:** a systematic review. University of York and National Institute of Health Dissemination, 2016. Disponível em:  
<[https://www.crd.york.ac.uk/PROSPERO/display\\_record.asp?ID=CRD42016038470](https://www.crd.york.ac.uk/PROSPERO/display_record.asp?ID=CRD42016038470)>.  
Acesso em: 6 jul. 2017

GALVÃO, P. V. M. **Mortalidade por suicídio em Pernambuco: série temporal de 1991-2010**. 2014. 111 f. Dissertação (Mestrado em Perícias Forenses) — Faculdade de Odontologia de Pernambuco, Universidade de Pernambuco, Camaragibe, 2014.

GALVÃO, T. F.; PANSANI, T. S. A.; HARRAD, D. Principais itens para relatar Revisões sistemáticas e Meta-análises: A recomendação PRISMA. **Epidemiol Serv Saúde**, v. 24, n. 2, p. 335-42, 2015.

GLENN, N. D. Cohort analysts' futile quest: statistical attempts to separate age, period and cohort effects. **Am Sociol Rev**, v. 41, n. 5, p. 900-4, 1976.

GODOY, L. C. **Estimativas populacionais por interpolação por aproximação geométrica**. Apresentação oral apresentado em Salão de Iniciação Científica. Porto Alegre, 2012.

GOLDNEY, R. D.; KATSIKITIS, M. Cohort Analysis of Suicide Rates in Australia. **Arch Gen Psychiatry**, v. 40, n. 1, p. 71-4, 1983.

GONÇALVES, L. R.; GONÇALVES, E.; OLIVEIRA JÚNIOR, L. B. DE. Determinantes espaciais e socioeconômicos do suicídio no Brasil: uma abordagem regional. **Nova Economia**, v. 21, n. 2, p. 281-316, 2011.

GONZÁLEZ, J. R.; LLORCA, F. J.; MORENO, V. Algunos aspectos metodológicos sobre los modelos edad-período-cohorte. Aplicación a las tendencias de mortalidad por cáncer. **Gac Sanit**, v. 16, p. 267-73, 2002.

GOORAH, S. et al. Suicides in the Island of Mauritius over a decade (2000 to 2010). **IOSR J Dent Med Sci**, v. 10, n. 1, p. 28-32, 2013.

GORDIS, L. **Epidemiologia**. 4. ed. Rio de Janeiro: Revinter, 2010.

GRANIZO, J. J.; GUALLAR, E.; RODRIGUEZ-ARTALEJO, F. Age-period-cohort analysis of suicide mortality rates in Spain, 1959–1991. **Int J Epidemiol**, v. 25, n. 4, p. 814-20, 1996.

GRISÉ, Y. **Le suicide dans la Rome antique**. Paris: Les Belles Lettres, 1982. v. 157

GUNNELL, D. et al. Influence of cohort effects on patterns of suicide in England and Wales, 1950-1999. **Br J Psychiatry**, v. 182, p. 164-70, 2003.

GUNNELL, D.; MIDDLETON, N.; FRANKEL, S. Method availability and the prevention of suicide--a re-analysis of secular trends in England and Wales 1950-1975. **Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol**, v. 35, n. 10, p. 437-43, 2000.

GUTIÉRREZ-GARCÍA, J. M.; TUSELL, F. Suicides and the lunar cycle. **Psychol Rep**, v. 80, n. 1, p. 243-50, 1997.

HÄFNER, H.; SCHMIDTKE, A. Do Cohort Effects Influence Suicide Rates? **Arch Gen Psychiatry**, v. 42, n. 9, p. 926-7, 1985.

HAKKO, H.; RÄSÄNEN, P.; TIIHONEN, J. Secular trends in the rates and seasonality of

violent and nonviolent suicide occurrences in Finland during 1980–95. **J Affect Disord**, v. 50, n. 1, p. 49-54, 1998.

HAMILTON, J. D. **Time series analysis**. New Jersey: Princenton University Press, 1994.

HELLON, C. P.; SOLOMON, M. I. Suicide and age in Alberta, Canada, 1951 to 1977. The changing profile. **Arch Gen Psychiatry**, v. 37, n. 5, p. 505-10, 1980.

HO, T. P. Changing patterns of suicide in Hong Kong. **Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol**, v. 31, p. 235-40, 1996.

HO, T.-P.; CHAO, A.; YIP, P. Seasonal variation in suicides re-examined: no sex difference in Hong Kong and Taiwan. **Acta Psychiatr Scand**, v. 95, p. 26-31, 1997.

HOLFORD, T. R. An alternative approach to statistical age-period-cohort analysis. **J Chron Dis**, v. 38, n. 10, p. 831-6, 1985.

\_\_\_\_\_. Approaches to fitting age-period-cohort models for the Lexis diagram. **Stat Med**, v. 26, n. 1, p. 3018-45, 2006.

\_\_\_\_\_. The estimation of age, period and cohort effects for vital rates. **Biometrics**, v. 39, n. 1, p. 311-4, 1983.

\_\_\_\_\_. Understanding the effects of age, period, and cohort on incidence and mortality rates. **Annu Rev Public Health**, v. 12, p. 425-57, 1991.

HUNT, S. A. et al. Systematic review of neurocognition in people with co-occurring alcohol misuse and depression. **J Affect Disord**, v. 179, p. 51-64, jul. 2015.

INCA; SBOP (EDS.). **Câncer na criança e no adolescente no Brasil: dados dos registros de base populacional e de mortalidade**. Rio de Janeiro, RJ: Ministério da Saúde, Instituto Nacional de Câncer - INCA: Sociedade Brasileira de Oncologia Pediátrica - SBOP, 2008.

JAKOBS, G. **Suicídio, eutanásia e direito penal**. São Paulo: Manole, 2003.

JIA, C.-X.; ZHANG, J. Characteristics of young suicides by violent methods in rural China. **J Forensic Sci**, v. 56, n. 3, p. 674-8, 2011.

JUKKALA, T. et al. Age, period and cohort effects on suicide mortality in Russia, 1956-2005. **BMC Public Health**, v. 17, p. 235, 2017.

KAPLAN, H. I.; SADOCK, B.; GREBB, J. **Compêndio de psiquiatria: ciências de comportamento e psiquiatria clínica**. 7. ed. Porto Alegre: Artes Médicas, 2002.

KARAM, E. G.; HAJJAR, R. V.; SALAMOUN, M. M. Suicidality in the Arab World Part II: Community studies. **Arab Journal of Psychiatry**, v. 19, n. 2, p. 1-24, 2008.

KERMACH, W. O.; McKendrick, A. G.; McKINLAY. Death rates in great Britain and Sweden: some general regularities and their significance. **Arab Journal of Psychiatry**, v. 19, n. 2, p. 1-24, 2008.

- KESSLER, R. C. et al. Trends in suicide ideation, plans, gestures, and attempts in the United States, 1990-1992 to 2001-2003. **JAMA**, v. 293, n. 20, p. 2487-95, 2005.
- KEUGOUNG, B. et al. Profile of suicide in rural Cameroon: are health systems doing enough? **Trop Med Int Health**, v. 18, n. 8, p. 985-92, 2013.
- KEVAN, S. M. Perspectives on season of suicide: A review. **Soc Sci Med**, v. 14, n. 4, p. 369-78, 1980.
- KIM, M.-H. et al. Socioeconomic inequalities in suicidal ideation, parasuicides, and completed suicides in South Korea. **Soc Sci Med**, v. 70, n. 8, p. 1254-61, 2010.
- KIRCHGÄSSNER, G.; WOLTERS, J. **Introduction to modern time series analysis**. Berlin: Springer, 2007.
- KJØLSETH, I.; EKEBERG, Ø.; STEIHAUG, S. Why suicide? Elderly people who committed suicide and their experience of life in the period before their death. **Int Psychoger**, v. 22, n. 02, p. 209-18, 2010.
- KOO, J.; COX, W. M. **An economic interpretation of suicide cycles in Japan**: Working Papers. [s.l.] Federal Reserve Bank of Dallas, 2006. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/p/fip/feddwp/0603.html>>. Acesso em: 26 out. 2018.
- KORONFEL, A. A. Suicide in Dubai, United Arab Emirates. **J Clin Forensic Med**, v. 9, n. 1, p. 5-11, 2002.
- KPOSOWA, A. J.; D'AURIA, S. Association of temporal factors and suicides in the United States, 2000-2004. **Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol**, v. 45, n. 4, p. 433-45, 2010.
- KUPPER, L. L. et al. Statistical age-period cohort analysis: a review and critique. **J Chron Dis**, v. 38, n. 10, p. 811-30, 1985.
- LA VECCHIA, C. et al. Age, period of death and birth cohort effects on suicide mortality in Italy, 1955-1979. **Acta Psychiatr Scand**, v. 74, n. 2, p. 137-43, 1986.
- LACAN, J. **O seminário, livro 11: os quatro conceitos fundamentais da psicanálise**. Rio de Janeiro, RJ: Zahar, 1964.
- LATORRE, M. do R. D. de O.; CARDOSO, M. R. A. Análise de séries temporais em epidemiologia: uma introdução sobre os aspectos metodológicos. **Rev Bras Epidemiol**, v. 4, n. 3, p. 143-52, 2001.
- LAW, C.; DE LEO, D. Seasonal Differences in the Day-of-the-Week Pattern of Suicide in Queensland, Australia. **Int J Environ Res Public Health**, v. 10, n. 7, p. 2825-33, 2013.
- LEE, A. Y. S.; PRIDMORE, S. Absence of seasonality of suicide in Tasmania (Australia). **Australas Psychiatry**, v. 22, n. 2, p. 204-6, 2014.
- LEE, H.-C. et al. Suicide rates and the association with climate: A population-based study. **J Affect Disord**, v. 92, n. 2-3, p. 221-6, 2006.

- LESTER, D. The seasonal variation of suicide in Zimbabwe. **Percept Mot Skills**, v. 73, n. 1, p. 18, 1991.
- LESTER, D. Suicide and Islam. **Arch Suicide Res**, v. 10, n. 1, p. 77-97, 2006.
- LESTER, D.; WILSON, C. Suicide in Zimbabwe. **Central African Journal of Medicine**, v. 34, n. 7, p. 147-9, 1988.
- LEVI, F. et al. Trends in mortality from suicide, 1965–99. **Acta Psychiatr Scand**, v. 108, n. 5, p. 341-9, 2003.
- LIU, Y.; FU, Q. Changing demographic characteristics and motives for suicide in rural China, 1980–2009. **Chinese Sociological Dialogue**, v. 2, n. 3-4, p. 1-13, 2017.
- LOTRAKUL, M. Suicide in Thailand during the period 1998-2003. **Psychiatry Clin Neurosci**, v. 60, n. 1, p. 90-5, 2006.
- LOUREIRO, A. et al. Mortalidade por suicídio nos municípios de Portugal Continental: evolução espaço-temporal entre 1980 e 2015. **Acta Med Port**, v. 31, n. 1, p. 38-44, 2018.
- LOVISI, G. M. et al. Análise epidemiológica do suicídio no Brasil entre 1980 e 2006. **Rev Bras Psiquiatr**, v. 31, n. Supl II, p. S86-93, 2009.
- MACENTE, L. B.; ZANDONADE, E. Estudo da série histórica de mortalidade por suicídio no Espírito Santo (de 1980 a 2006). **J Bras Psiquiatr**, v. 60, n. 3, p. 151-7, 2011.
- MACENTE, L. B.; ZANDONADE, E. Spatial distribution of suicide incidence rates in municipalities in the state of Espírito Santo (Brazil), 2003-2007: spatial analysis to identify risk areas. **Rev Bras Psiquiatr**, v. 34, n. 3, p. 261-9, 2012.
- MACHADO, D. B.; SANTOS, D. N. Suicídio no Brasil, de 2000 a 2012. **J Bras Psiquiatr**, v. 64, n. 1, p. 45-54, 2015.
- MACMAHON, K. Short-term temporal cycles in the frequency of suicide, United States, 1972-1978. **Am J Epidemiol**, v. 117, n. 6, p. 744-50, 1983.
- MADARIAGA, C. et al. Prevalencia del suicidio en la Región de Tarapacá, años 1990-2008 Prevalence of suicide in the Region of Tarapacá, years 1990-2008. **Rev Chil Neuro-Psiquiatr**, v. 48, n. 3, p. 197-206, 2010.
- MADSEN, H. **Time series analysis**. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC, 2008.
- MARÍN-LEÓN, L.; BARROS, M. Mortes por suicídio: diferenças de gênero e nível socioeconômico. **Rev Saúde Públ**, v. 37, n. 3, p. 357-63, 2003.
- MARS, B. et al. Suicidal behaviour across the African continent: a review of the literature. **BMC Public Health**, v. 14, p. 606, 2014.
- MARTINS, L. D. **Sofrimento psíquico grave e risco suicida: uma análise pelo Método de Rorschach**. 2008. 177f. Dissertação (Mestrado de Psicologia Clínica e Cultura) – Instituto de Psicologia, Universidade de Brasília, Brasília, 2008.

- MATIAS, J.; SANTOS, J. C. Inventário de Razões para Viver: Contributos para a validação para a população não clínica portuguesa. **Revista Portuguesa de Enfermagem de Saúde Mental**, n. 11, p. 9-14, 2014.
- McCLURE, G. M. G. Changes in suicide in England and Wales, 1960-1997. **Brit J Psychiatry**, v. 176, p. 64-7, 2000.
- McLEOD, A. I.; YU, H.; MAHDI, E. Time series analysis with R. In: RAO, T. S.; RAO, S. S.; RAO, C. R. (Eds). **Handbook of Statistics**. Time series analysis: methods and applications. North-Holland: Elsevier, 2012. v. 30.
- MEEL, B. Determinants of suicide in the Transkei sub-region of South Africa. **J Clin Forensic Med**, v. 10, n. 2, p. 71-6, 2003.
- MEIRA, K. C. **Mortalidade por câncer do colo do útero em três localidades da Região Sudeste, no período de 1980 a 2009**: análise do efeito da idade-período-coorte. 2013. 159 f. Tese (Doutorado em Epidemiologia em Saúde Pública) — Escola Nacional de Saúde Pública Sergio Arouca, Fundação Oswaldo Cruz, Rio de Janeiro, 2013.
- MEIRA, K. C. et al. Efeito idade-período-coorte na mortalidade por câncer do colo uterino. **Rev Saúde Públ**, v. 47, n. 2, p. 274-82, abr. 2013.
- \_\_\_\_\_. Análise de efeito idade-período-coorte na mortalidade por câncer de mama no Brasil e regiões. **Rev Paname Salud Publica**, v. 37, n. 6, p. 402-8, 2015.
- \_\_\_\_\_. Efeitos da idade-período e coorte na mortalidade por câncer do ovário no Brasil e suas grandes regiões. **Cad Saúde Pública**, v. 35, p. e00087018, 2019.
- MELLO-SANTOS, C.; BERTOLOTE, J. M.; WANG, Y.-P. Epidemiology of suicide in Brazil (1980-2000): characterization of age and gender rates of suicide. **Rev Bras Psiquiatria**, v. 27, n. 2, p. 131-4, 2005.
- MENEGHEL, S. N. et al. Características epidemiológicas do suicídio no Rio Grande do Sul. **Rev Saúde Públ**, v. 38, n. 6, p. 804-10, 2004.
- MICROSOFT. **Excel**. [s.l.] Microsoft, 2016.
- MINAYO, M. C. de S.; CAVALCANTE, F. G.; SOUZA, E. R. de. Methodological proposal for studying suicide as a complex phenomenon. **Cad Saúde Pública**, v. 22, n. 8, p. 1587-96, 2006.
- MINAYO, M. C. de S. et al. Tendência da mortalidade por suicídio na população brasileira e idosa, 1980-2006. **Rev Saúde Públ**, v. 46, n. 2, p. 300-9, 2012.
- MINOIS, G. **História do suicídio**: a sociedade ocidental perante a morte voluntária. Lisboa: Teorema, 1998.
- MISHARA, B. L. Conceptions of death and suicide in children ages 6-12 and their implications for suicide prevention. **Suicide Life Threat Behav**, v. 29, n. 2, p. 105-18, 1999a.

\_\_\_\_\_. Suicide in the Montreal Subway System: Characteristics of the Victims, Antecedents, and Implications for Prevention. **Can J Psychiatry**, v. 44, p. 690-6, 1999b.

MITTENDORFER-RUTZ, E. Trends of youth suicide in Europe during the 1980s and 1990s—gender differences and implications for prevention. **Journal of Men's Health and Gender**, v. 3, n. 3, p. 250-7, 2006.

MOENS, G. F. et al. Birth cohort analysis of suicide mortality in Belgium 1954-1981 by a graphic and a quantitative method. **Acta Psychiatr Scand**, v. 76, n. 4, p. 450-5, 1987.

MOHANTY, S. et al. Suicide in India – A four year retrospective study. **J Forensic Leg Med**, v. 14, n. 4, p. 185-9, 2007.

MOHER, D. et al. Preferred reporting items for systematic reviews and meta-analyses: the PRISMA statement. **Plos Med**, v. 6, n. 7, p. e1000097, 2009.

MOHR, F. **Package Prais: Prais-Winsten Estimation Procedure for AR(1) Serial Correlation**. 5 jan. 2019. Disponível em: <<https://cran.r-project.org/web/packages/prais/prais.pdf>>.

MONEIM, W. M. A.; YASSA, H. A.; GEORGE, S. M. Suicide Trends in Upper Egypt. **J Forensic Sci**, v. 57, n. 5, p. 1247-51, 2012.

MORAIS, S. R. S. de; SOUZA, C. M. C. de. Representações sociais do suicídio pela comunidade de dormentes-PE. **Psicol, Cienc Prof**, v. 31, n. 1, p. 16–75, 2011.

MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. **Análise de séries temporais**. 2. ed. ed. São Paulo: Edgard Blucher, 2006.

MORRELL, S. et al. Suicide and unemployment in Australia 1907–1990. **Soc Sci Med**, v. 36, n. 6, p. 749-56, 1993.

MORSELLI, E. **Il suicidio**. Milano: Dumorland, 1879.

MURPHY, G. E.; WETZEL, R. D. Suicide risk by birth cohort in the United States, 1949 to 1974. **Arch Gen Psychiatry**, v. 37, n. 5, p. 519-23, 1980.

NEJAR, K. A.; BENSEÑOR, I. M.; LOTUFO, P. A. Sunshine and suicide at the tropic of Capricorn, São Paulo, Brazil, 1996-2004. **Rev Saúde Públ**, v. 41, n. 6, p. 1062-4, 2007.

NOCK, M. K. et al. Suicide and suicidal behavior. **Epidemiol Rev**, v. 30, n. 1, p. 133–54, 2008.

NORDENTOFT, M. et al. Time-trends in method-specific suicide rates compared with the availability of specific compounds. The Danish experience. **Nord J Psychiatry**, v. 60, n. 2, p. 97-106, 2006.

O'BRIEN, R. M. **Age-Period-Cohort Models approaches and analyses with aggregate data**. Boca Raton: CRC Press, 2015.

\_\_\_\_\_. Estimable functions in age-period-cohort models: a unified approach. **Quality &**

**Quantity**, v. 48, n. 1, p. 457-474, 2014.

OLIVEIRA, M. I. V. de; BEZERRA FILHO, J. G.; FEITOSA, R. F. G. Estudo epidemiológico da mortalidade por suicídio no estado do Ceará no período 1997-2007. **Rev Baiana Saúde Pública**, v. 36, n. 1, p. 159-73, 2012.

Organização Mundial da Saúde/World Health Organization (OMS/WHO). **Prevenção do suicídio: um manual para médicos e clínicos gerais**. Genebra: OMS/WHO, 2000.

\_\_\_\_\_. **Preventing suicide: a global imperative**. Geneva: WHO, 2014.

\_\_\_\_\_. **Public health action for the prevention of suicide: a framework**. Geneva, Switzerland: WHO, 2012.

\_\_\_\_\_. **Suicide - Fact sheet**. Disponível em:

<<http://www.who.int/mediacentre/factsheets/fs398/en/>>. Acesso em: 12 fev. 2018.

\_\_\_\_\_. **World report on violence and health**. 3 ed. ed. Genebra: WHO, 2002.

ORTEGA, P. A. et al. Clinical and Epidemiological Characteristics of Suicides Committed in Medellin, Colombia. **Revista Colombiana de Psiquiatria**, v. 43, n. 2, p. 106–112, abr. 2014.

OSMOND, C.; GARDNER, M. Age, period and cohort models applied to câncer mortality rates. **Stat Med**, v. 1, p. 245-59, 1982.

PAGANO, M.; GAUVREAU, K. **Princípios de bioestatística**. São Paulo: Cengage Learning, 2004.

PARENTE, A. C. M. et al. Caracterização dos casos de suicídio em uma capital do Nordeste Brasileiro. **Rev Bras Enfermagem**, v. 60, n. 4, p. 377-81, 2007.

PARK, C.; JEE, Y. H.; JUNG, K. J. Age–period–cohort analysis of the suicide rate in Korea. **J Affect Disord**, v. 194, p. 16-20, 2016.

PARKER, G.; GAO, F.; MACHIN, D. Seasonality of suicide in Singapore: data from the equator. **Psychol Med**, v. 31, p. 549-53, 2001.

PARTONEN, T. et al. Analysis of the seasonal pattern in suicide. **J Affect Disord**, v. 81, n. 2, p. 133-9, 2004a.

\_\_\_\_\_. Cyclic time patterns of death from suicide in northern Finland. **J Affect Disord**, v. 78, n. 1, p. 11-9, 2004b.

\_\_\_\_\_. Time patterns and seasonal mismatch in suicide. **Acta Psychiatr Scand**, v. 109, p. 110-5, 2004c.

PASCUAL, R. M.; GONZÁLEZ, F. A. N. Muertes por suicidio en la ciudad de Constitución (Chile) entre los años 2001-2011: estudio de prevalencia acumulada. **Medwave**, v. 12, n. 9, p. e5528, 2012.

- PAVIA, M. et al. Suicide mortality in Southern Italy: 1998–2002. **Psychiatry Res**, v. 134, n. 3, p. 275-9, 2005.
- PETRIDOU, E. et al. A role of sunshine in the triggering of suicide. **Epidemiology**, v. 13, n. 1, p. 106-9, 2002.
- PHILLIPS, M. R.; LI, X.; ZHANG, Y. Suicide rates in China, 1995–99. **Lancet**, v. 359, n. 9309, p. 835-40, 2002.
- PINTO, L. W. et al. Evolução temporal da mortalidade por suicídio em pessoas com 60 anos ou mais nos estados brasileiros, 1980 a 2009. **Ciênc Saúde Colet**, v. 17, n. 8, p. 1973–81, 2012.
- POLLOCK, D. S. G. **A Handbook of Time-Series Analysis, Signal Processing and Dynamics**. Londres: Academic Press, 1999.
- PRETI, A. The influence of seasonal change on suicidal behaviour in Italy. **J Affect Disord**, v. 44, n. 2, p. 123-30, 1997.
- PRETI, A.; MIOTTO, P. Seasonality in suicides: The influence of suicide method, gender and age on suicide distribution in Italy. **Psychiatry Res**, v. 81, p. 219-31, 1998.
- PRIESTLEY, M. B. **Non-linear and non-stationary time series analysis**. Lonfon: Academic Press, 1988.
- PRIETO, D.; TAVARES, M. Fatores de risco para suicídio e tentativa de suicídio: incidência, eventos estressores e transtornos mentais. **J Bras Psiquiatr**, v. 54, n. 2, p. 146-54, 2005.
- R CORE TEAM (2019). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. 2019. Disponível em: <https://www.R-project.org/>.
- RAMOS, R.; BARBOSA, V. Estudos sôbre a mortalidade por suicídio. I - Discussão sôbre seu valor como indicador do nível de saúde mental. II. A mortalidade por suicídio no Município de São Paulo. **Arquivos da Faculdade de Higiene e Saúde Pública da Universidade de São Paulo**, v. 19, n. 1–2, p. 33-66, 1965.
- RAN, M.-S. Suicide in Micronesia: a systematic review. **Primary Psychiatry**, v. 14, n. 11, p. 80-7, 2007.
- REHKOPF, D. H.; BUKA, S. L. The association between suicide and the socio-economic characteristics of geographical areas: a systematic review. **Psychol Med**, v. 36, n. 02, p. 145-57, 2006.
- RETAMAL, P.; HUMPHREYS, D. Occurrence of suicide and seasonal variation. **Rev Saúde Pública**, v. 32, n. 5, p. 408-12, 1998.
- RETAMAL, P.; LUENGO, J.; TREBILCOCK, J. J. Epidemiología del suicidio en Chile. **Acta Med. CSM**, v. 4, n. 1, p. 13–21, 2010.

- RIBEIRO, D. S. **A compreensão do suicídio na adolescência numa perspectiva humanista**. 2006. 71f. Monografia (Psicologia) – Faculdade de Ciências da Saúde, Centro Universitário de Brasília (UniCeub), Brasília, 2006.
- RIBEIRO, N. M. et al. Análise da tendência temporal do suicídio e de sistemas de informações em saúde em relação às tentativas de suicídio. **Texto Contexto - Enferm**, v. 27, n. 2, p. e2110016, 2018.
- RIEBLER, A.; HELD, L.; RUE, H. Estimation and extrapolation of time trends in registry data – Borrowing strength from related populations. **The Annals of Applied Statistics**, v. 6, n. 1, p. 304-33, 2012.
- RIHMER, Z. et al. Decreasing tendency of seasonality in suicide may indicate lowering rate of depressive suicides in the population. **Psychiatry Res**, v. 81, n. 2, p. 233–40, 1998.
- RITTEY, D. A. W.; CASTLE, W. M. Suicides in Rhodesia. **Central African Journal of Medicine**, v. 18, p. 97-100, 1972.
- ROBERTSON, C.; GANDINI, S.; BOYLE, P. Age-Period-Cohort Models: A Comparative Study of Available Methodologies. **J Clin Epidemiol**, v. 52, n. 6, p. 569-83, 1999.
- ROBERTSON, B; BOYLE, P. Age period-cohort analysis of chronic disease rates I: Modelling approach. **J Start Med**, v. 17, n. 12, p. 1305-23, 1998.
- \_\_\_\_\_. Age, period and cohort models: the use of individuals records. **Stat Med**, v. 5, p. 527-38, 1986.
- ROCHA, F. F. da et al. Suicide in Belo Horizonte between 2004 and 2006. **Rev Bras Psiquiatr**, v. 29, n. 2, p. 190-1, 2007.
- ROCK, D.; GREENBERG, D. M.; HALLMAYER, J. F. Increasing seasonality of suicide in Australia 1970-1999. **Psychiatry Res**, v. 120, n. 1, p. 43-51, 2003.
- RODGERS, W. L. Estimable functions of age, period, and cohort effects. **Am Sociol Rev**, v. 47, n. 6, p. 774-87, 1982.
- RODRIGUES, N. C. P.; WERNECK, G. L. Age-period-cohort analysis of suicide rates in Rio de Janeiro, Brazil, 1979-1998. **Soc Psychiatry Psychiatric Epidemiol**, v. 40, n. 3, p. 192-6, 2005.
- RODRIGUES, S. M. S.; BARBALHO FILHO, L. O. N.; SILVA, L. C. L. da. Estudo sobre a incidência e o perfil dos casos de suicídio no município de Belém (2005-2006). **Rev Para Med**, v. 22, n. 4, p. 1-8, 2008.
- RODRIGUEZ, A. **Inequality and Suicide Mortality: A Cross-Country Study: Development Research Working Paper Series**. [s.l.] Institute for Advanced Development Studies, out. 2006. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/p/adv/wpaper/200613.html>>. Acesso em: 26 out. 2018.
- RUIZ-PÉREZ, I.; LABRY-LIMA, A. O. de. El suicidio en la España de hoy. **Gac Sanit**, v. 20, n. Supl 1, p. 25-31, 2006.

RUTHERFORD, M. J.; LAMBERT, P. C.; THOMPSON, J. R. Age-period-cohort modeling. **Stata J**, v. 10, n. 4, p. 606-27, 2010.

SÁ, N. N. B. et al. Atendimentos de emergência por tentativas de suicídio, Brasil, 2007. **Rev Med Minas Gerais**, v. 20, n. 2, p. 145-52, 2010.

SAMPAIO, R. F.; MANCINI, M. C. Estudos de revisão sistemática: um guia para síntese criteriosa da evidência científica. **Rev Bras Fisioter**, v. 11, n. 1, p. 83-9, 2007.

SANT'ANA, M.; FERNANDES, F. **Estatísticas dos casos de suicídio no estado do Rio de Janeiro no ano de 2007**: o perfil do suicida e suas correlações no cotidiano social. 2009. 91f. Monografia (Estatística) – Escola Nacional de Ciências Estatísticas (ENCE), Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), Rio de Janeiro, 2009.

SCHMIDTKE, A. Perspective: Suicide in Europe. **Suicide Life Threat Behav**, v. 27, n. 1, p. 127-36, 1997.

SCHMIDTKE, A. et al. Suicide rates in the world: Update. **Arch Suicide Res**, v. 5, n. 1, p. 81-9, 1999.

SCHNITMAN, G. et al. Taxa de mortalidade por suicídio e indicadores socioeconômicos nas capitais brasileiras. **Rev Baiana Saúde Pública**, v. 34, n. 1, p. 44-59, 2011.

SÊNECA, L. A. **Cartas a Lucílio**. Lisboa: Gulbenkian, 1991.

SHA, F. et al. Suicide rates in China, 2004-2014: comparing data from two sample-based mortality surveillance systems. **BMC Public Health**, v. 18, n. 1, p. 239, 13 2018.

SHAIN, B. Suicide and Suicide Attempts in Adolescents. **Pediatrics**, v. 138, n. 1, p. e20161420, 2016.

SHIRAZI, H. G. et al. Suicide in the Islamic Republic of Iran: an integrated analysis from 1981 to 2007. **East Mediterr Health J**, v. 18, n. 6, p. 607-13, 2012.

SHNEIDMAN, E. S. **Autopsy of a suicidal mind**. Oxford: Oxford University Press, 2004.

SHOJAEI, A. et al. The association between completed suicides and season of the year in an Iranian population. **Ira J Public Health**, v. 42, n. 3, p. 293-7, 2013.

SHUMWAY, R. H.; STOFFER, D. S. **Time Series Analysis and Its Applications with R Examples**. 2nd. ed. New York: Elsevier, 2006.

SILVA, L. F. da. Saúde das mulheres: o gênero, determinante cultural de saúde. **Arq Med**, v. 13, n. Supl 5, p. 31-4, 1999.

SILVA, V. A. de et al. From pesticides to medicinal drugs: time series analyses of methods of self-harm in Sri Lanka. **Bull World Health Organ**, v. 90, n. 1, p. 40-6, 2012.

SILVA, L. M. A.; COUTO, L. F. A. A questão do suicídio: algumas possibilidades de discussã em Durkheim e na Psicanálise. **Arq Bras Psicol**, v. 61, n. 3, p. 57-67, 2009.

- SKINNER, R.; MCFAULL, S. Suicide among children and adolescents in Canada: trends and sex differences, 1980–2008. **Can Med Assoc J**, v. 184, n. 9, p. 1029-34, 2012.
- SOUZA, G. S. de et al. Circunstâncias que envolvem o suicídio de pessoas idosas. **Interface**, v. 18, n. 49, p. 389-402, 2014.
- SOUZA, E. R. de; MINAYO, M. C. de S.; MALAQUIAS, J. V. Suicídio de jovens nas principais capitais do Brasil. **Cad Saúde Pública**, v. 18, n. 3, p. 673-83, 2002.
- SOUZA, V. dos S. et al. Tentativas de suicídio e mortalidade por suicídio em um município no interior da Bahia. **J Bras Psiquiatr**, v. 60, n. 4, p. 294-300, 2011.
- SPICER, C. C. The generation method of analysis applied to mortality form respiratory tuberculosis **J Hyg**, v. 52, n. 3, p. 361-8, 1954.
- STACK, S. Suicide: a 15-year review of the sociological literature. Part II: modernization and social integration perspectives. **Suicide Life Threat Behav**, v. 30, n. 2, p. 163-76, 2000.
- STACK, S.; WASSERMAN, I. Race and method of suicide: culture and opportunity. **Arch Suicide Res**, v. 9, n. 1, p. 57-68, 2005.
- STARK, C. et al. Trends in suicide in Scotland 1981-1999: age, method and geography. **BMC Public Health**, v. 4, n. 49, p. 1-10, 2004.
- STARK, K. et al. Suicide cases investigated at the state mortuary in Bloemfontein, 2003–2007. **South African Family Practice**, v. 52, n. 4, p. 332-5, 2010.
- SUBBA, N. R. Suicides in Ilam District of Nepal. **Am J Applied Psychol**, v. 4, n. 6, p. 137-41, 2015.
- SUN, J. et al. Seasonality of suicide in Shandong China, 1991–2009: Associations with gender, age, area and methods of suicide. **J Affect Disord**, v. 135, n. 1-3, p. 258-66, 2011.
- SUN, J. et al. Suicide rates in Shandong, China, 1991-2010: rapid decrease in rural rates and steady increase in male-female ratio. **J Affect Disord**, v. 146, n. 3, p. 361+8, 2013.
- SUOMINEN, K. et al. Completed Suicide After a Suicide Attempt: A 37-Year Follow-Up Study. **Am J Psychiatry**, v. 161, n. 3, p. 562-3, 2004.
- TAMOSIUNAS, A. et al. Trends in suicide in a Lithuanian urban population over the period 1984–2003. **BMC Public Health**, v. 6, n. 184, p. 1-7, 2006.
- TEAM R. **R**: A language and environment for statistical computing. Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing, 2014.
- TEIXEIRA, C. M. F. S. Tentativa de suicídio na adolescência. **Rev UFG**, v. 6, n. 1, p. 36-8, 2004.
- TEIXEIRA, R. R. Três fórmulas para compreender" O suicídio" de Durkheim. **Interface**, v. 6, n. 11, p. 143-52, 2002.

THOMAS, K.; GUNNELL, D. Suicide in England and Wales 1861-2007: a time-trend analysis. **Int J Epidemiol**, v. 39, p. 1464-75, 2010.

TIETJEN, G. H.; KRIPKE, D. F. Suicides in California (1968–1977): Absence of seasonality in Los Angeles and Sacramento counties. **Psychiatry Res**, v. 53, p. 161-72, 1994.

TISHLER, C. L.; REISS, N. S.; RHODES, A. R. Suicidal Behavior in Children Younger than Twelve: A Diagnostic Challenge for Emergency Department Personnel. **Academic Emergency Medicine**, v. 14, n. 9, p. 810–8, 2007.

TORRES, K. D. P.; CUNHA, G. M.; VALENTE, J. G. Tendências de mortalidade por doença pulmonar obstrutiva crônica no Rio de Janeiro e em Porto Alegre, 1980-2014. **Epidemiol Serv Saúde**, v. 27, n. 3, p. e2017139, 2018.

TSAI, J.-F.; CHO, W. Temperature change dominates the suicidal seasonality in Taiwan: a time-series analysis. **J Affect Disord**, v. 136, n. 3, p. 412-8, 2012.

TURECKI, G. O suicídio e sua relação com o comportamento impulsivo-agressivo. **Genética**, v. 21, n. 2, p. 18-22, 1999.

VÄRNİK, P. Suicide in the World. **Int J Environ Res Public Health**, v. 9, p. 760-71, 2012.

VEISANI, Y. et al. Seasonality and time patterns in attempted suicide in Ilam province of Iran: An appraisal of current data of 2010 -2014. **Medical Journal of the Islamic Republic of Iran**, v. 31, n. 11, p. 1-6, 2017.

VICHI, M. et al. Suicide mortality in Italy from 1980 to 2002. **Psychiatry Res**, v. 175, n. 1-2, p. 89-97, 2010.

VIDAL, C. E. L.; GONTIJO, E. C. D. M.; LIMA, L. A. Tentativas de suicídio: fatores prognósticos e estimativa do excesso de mortalidade. **Cad Saúde Pública**, v. 29, p. 175-87, 2013.

VIDAL-RODEIRO, C. L. et al. Distribución geográfica y temporal del suicidio en Galicia (1976-1998). **Gac Sanit**, v. 15, p. 389-97, 2001.

VORACEK, M. National intelligence and suicide rate: an ecological study of 85 countries. **Personality and Individual Differences**, v. 37, n. 3, p. 543-53, 2004.

VYSSOKI, B. et al. Effects of sunshine on suicide rates. **Compr Psychiatry**, v. 53, n. 5, p. 535-9, 2012.

WASELFISZ, J. J. **Mapa da violência 2006: os jovens do Brasil**. Brasília - DF: Organização dos Estados Ibero-Americanos para a Educação, a Ciência e a Cultura - OEI, 2006.

WERLANG, B. S. G.; BORGES, V. R.; FENSTERSEIFER, L. Fatores de risco ou proteção para a presença de ideação suicida na adolescência. **Rev Interam Psicol**, v. 39, n. 2, p. 259-66, 2005.

WERLANG, B. S. G.; BOTEGA, N. J. **Comportamento suicida**. Porto Alegre: Artmed, 2004.

WHITLEY, E. et al. Ecological study of social fragmentation, poverty and suicide. **BMJ**, v. 319, n. 7216, p. 1034-7, 1999.

WILLIAMS, R. **Serial Correlation [Optional; very brief overview]**, 2015. Disponível em: <<https://www3.nd.edu/~rwilliam/stats2/l26.pdf>>

WOO, J.-M.; OKUSAGA, O.; POSTOLACHE, T. T. Seasonality of suicidal behavior. **Int J Environ Res Public Health**, v. 9, p. 531-47, 2012.

YAMASAKI, A. et al. Trends and monthly variations in the historical record of suicide in Japan from 1976 to 1994. **Psychological reports**, v. 94, n. 2, p. 607-12, 2004.

YANG, Y. et al. The Intrinsic Estimator for Age-Period-Cohort Analysis: What It Is and How to Use It. **American Journal of Sociology**, v. 113, n. 6, p. 1697-736, 2008.

YANG, Y.; LAND, K. C. **Age-Period-Cohort Analysis: New Models, Methods, and Empirical Applications**. Boca Raton: CRC Press, 2013.

YIP, P.; CHAO, A.; CHIU, C. Seasonal variation in suicides: diminished or vanished. **Brit J Psychiatry**, v. 177, n. 4, p. 366-9, 2000.

YIP, P. S.; CHAO, A.; HO, T. P. A re-examination of seasonal variation in suicides in Australia and New Zealand. **J Affect Disord.**, v. 47, n. 1, p. 141-50, 1998.

YIP, P. S. F. et al. Suicide rates in China during a decade of rapid social changes. **Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol**, v. 40, n. 10, p. 792-8, 2005.

YIP, P. S. F.; TAN, R. C. E. Suicides in Hong-Kong e Singapura: a tale of two cities. **Int J Soc Psychiatry**, v. 44, n. 4, p. 267-79, 1998.

ZHONG, B.-L.; CHIU, H. F. K.; CONWELL, Y. Rates and characteristics of elderly suicide in China, 2013-14. **J Affect Disord.**, v. 206, p. 273-6, 2016.

## ANEXOS

ANEXO A: *Quality Criteria Checklist Primary Research*

## Quality Criteria Checklist Primary Research

## Handout A

## Symbols Used

- + **Positive:** Indicates that the report has clearly addressed issues of inclusion / exclusion, bias, generalizability, and data collection and analysis.
- **Negative:** Indicates that these issues have not been adequately addressed.
- ∅ **Neutral:** Indicates that the report is neither exceptionally strong nor exceptionally weak.

## Quality Criteria Checklist: Primary Research

RELEVANCE QUESTIONS					
1.	Would implementing the studied intervention or procedure (if found successful) result in improved outcomes for patients / clients / population group? (NA for some Epi studies)	Yes	No	Unclear	N/A
2.	Did the authors study an outcome (dependent variable) or topic that the patients / clients / population group would care about?	Yes	No	Unclear	N/A
3.	Is the focus of the intervention or procedure (independent variable) or topic of study a common issue of concern to dietetics practice?	Yes	No	Unclear	N/A
4.	Is the intervention or procedure feasible? (NA for some epidemiological studies)	Yes	No	Unclear	N/A
If the answers to all of the above relevance questions are "Yes", the report is eligible for designation with a plus(+) on the Evidence Quality Worksheet, depending on answers to the following validity questions.					
VALIDITY QUESTIONS					
1.	Was the <u>research question</u> clearly stated? 1.1 Was the specific intervention(s) or procedure [independent variable(s)] identified? 1.2 Was the outcome(s) [dependent variable(s)] clearly indicated? 1.3 Were the target population and setting specified?				
2.	Was the <u>selection</u> of study subjects / patients free from bias? 2.1 Were inclusion / exclusion criteria specified (e.g. risk, point in disease progression, diagnostic or prognosis criteria), and with sufficient detail and without omitting criteria critical to the study? 2.2 Were criteria applied equally to all study groups? 2.3 Were health, demographics, and other characteristics of subjects described? 2.4 Were the subjects / patients a representative sample of the relevant population?	Yes	No	Unclear	N/A
3.	Were <u>study groups</u> comparable? 3.1 Was the method of assigning subjects / patients to groups described and unbiased? (Method of randomization identified if RCT) 3.2 Were distribution of disease status, prognostic factors, and other factors (e.g. demographics) similar across study groups at baseline? 3.3 Were concurrent controls used? (Concurrent preferred over historical controls.) 3.4 If cohort study or cross-sectional study, were groups comparable on important confounding factors and / or were pre-existing differences accounted for by using appropriate adjustments in statistical analysis? 3.5 If case control study, were potential confounding factors comparable for cases and controls? (If case series or trial with subjects serving as own control, this criterion is not applicable. Criterion may not be applicable in some cross-sectional studies.) 3.6 If diagnostic test, was there an independent blind comparison with an appropriate reference standard (e.g. "gold standard")?	Yes	No	Unclear	N/A
4.	Was method of handling <u>withdrawals</u> described? Were follow up methods described and the same for all groups? Was the number, characteristics of withdrawals (i.e. dropouts, lost to follow up, attrition rate) and / or response rate (cross-sectional studies) described for each group? (Follow up goal for a strong study is 80%) Were all enrolled subjects / patients (in the original sample) accounted for? Were reasons for withdrawals similar across groups? If diagnostic test, was decision to perform reference test not dependent on results of test under study?	Yes	No	Unclear	N/A

<p>6. Was <b>blinding</b> used to prevent introduction of bias?</p> <p>5.1 In intervention study, were subjects, clinicians / practitioners, and investigators blinded to treatment group, as appropriate?</p> <p>5.2 Were data collectors blinded for outcomes assessment? (If outcome is measured using an objective test, such as a lab value, this criterion is assumed to be met.)</p> <p>5.3 In cohort study or cross-sectional study, were measurements of outcomes and risk factors blinded?</p> <p>5.4 In case control study, was case definition explicit and case ascertainment not influenced by exposure status?</p> <p>5.5 In diagnostic study, were test results blinded to patient history and other test results?</p>	<p>Yes No Unclear N/A</p>
<p>8. Were <b>intervention / therapeutic regimens / exposure factor or procedure</b> and any comparison(s) described in detail? Were <b>intervening factors</b> described?</p> <p>6.1 In RCT or other intervention trial, were protocols described for all regimens studied?</p> <p>6.2 In observational study, were interventions, study settings, and clinicians / provider described?</p> <p>6.3 Was the intensity and duration of the intervention or exposure factor sufficient to produce a meaningful effect?</p> <p>6.4 Was the amount of exposure and, if relevant, subject / patient compliance measured?</p> <p>6.5 Were co-interventions (e.g. ancillary treatments, other therapies) described?</p> <p>6.6 Were extra or unplanned treatments described?</p> <p>6.7 Was the information for 6.4, 6.5 and 6.6 assessed the same way for all groups?</p> <p>6.8 In diagnostic study, were details of test administration and replication sufficient?</p>	<p>Yes No Unclear N/A</p>
<p>7. Were <b>outcomes clearly defined</b> and the <b>measurements valid and reliable</b>?</p> <p>7.1 Were primary and secondary endpoints described and relevant to the question?</p> <p>7.2 Were nutrition measures appropriate to question and outcomes of concern?</p> <p>7.3 Was the period of follow-up long enough for important outcome(s) to occur?</p> <p>7.4 Were the observations and measurements based on standard, valid, and reliable data collection instruments / tests / procedures?</p> <p>7.5 Was the measurement of effect at an appropriate level of precision?</p> <p>7.6 Were other factors accounted for (measured) that could affect outcomes?</p> <p>7.7 Were the measurements conducted consistently across groups?</p>	<p>Yes No Unclear N/A</p>
<p>8. Was the <b>statistical analysis</b> appropriate for the study design and type of outcome indicators?</p> <p>8.1 Were statistical analyses adequately described the results reported appropriately?</p> <p>8.2 Were correct statistical tests used and assumptions of test not violated?</p> <p>8.3 Were statistics reported with levels of significance and / or confidence intervals?</p> <p>8.4 Was "intent to treat" analysis of outcomes done (and as appropriate, was there an analysis of outcomes for those maximally exposed or a dose-response analysis)?</p> <p>8.5 Were adequate adjustments made for effects of confounding factors that might have affected the outcomes (e.g. multivariate analyses)?</p> <p>8.6 Was clinical significance as well as statistical significance reported?</p> <p>8.7 If negative findings, was a power calculation reported to address type 2 error?</p>	<p>Yes No Unclear N/A</p>
<p>9. Are <b>conclusions supported by results</b> with biases and limitations taken into consideration?</p> <p>9.1 Is there a discussion of findings?</p> <p>9.2 Are biases and study limitations identified and discussed?</p>	<p>Yes No Unclear N/A</p>
<p>10. Is bias due to study's <b>funding or sponsorship</b> unlikely?</p> <p>10.1 Were sources of funding and investigators' affiliations described?</p> <p>10.2 Was there no apparent conflict of interest?</p>	<p>Yes No Unclear N/A</p>
<p><b>MINUS / NEGATIVE (-)</b> If most (six or more) of the answers to the above validity questions are "No", the report should be designated with a minus (-) symbol on the Evidence Worksheet.</p>	
<p><b>NEUTRAL (⊖)</b> If the answers to validity criteria questions 2, 3, 6 and 7 do not indicate that the study is exceptionally strong, the report should be designated with a neutral (⊖) symbol on the Evidence Worksheet.</p>	
<p><b>PLUS / POSITIVE (+)</b> If most of the answers to the above validity questions are "Yes" (including criteria 2, 3, 6, 7 and at least one additional "Yes"), the report should be designated with a plus symbol (+) on the Evidence Worksheet.</p>	

## ANEXO B: CONSULTA AO PERIÓDICO JOURNAL OF AFFECTIVE DISORDERS

18/08/2018

Rightslink® by Copyright Clearance Center



RightsLink®

Home

Create Account

Help



**Título:** Distribuição temporal da mortalidade por suicídio: uma revisão sistemática

**Autor:** Pauliana Valéria Machado Galvão, Hugo Rafael Souza e Silva, Cosme Marcelo Furtado Passos da Silva

**Publicação:** Journal of Affective Disorders

**Editor:** Elsevier

**Encontro:** 1 de março de 2018

© 2017 Elsevier BV Todos os direitos reservados.

## ENTRAR

Se você for um usuário do copyright.com, poderá fazer o login no RightsLink usando suas credenciais do copyright.com.

Já é um usuário do RightsLink ou quer [aprender mais?](#)

Observe que, como autor deste artigo da Elsevier, você mantém o direito de incluí-lo em uma tese ou dissertação, desde que não seja publicado comercialmente. A permissão não é necessária, mas certifique-se de referenciar o periódico como a fonte original. Para mais informações sobre isso e sobre seus outros direitos retidos, acesse: <https://www.elsevier.com/about/our-business/policies/copyright#Author-rights>

BACK

CLOSE WINDOW

Copyright © 2018 Copyright Clearance Center, Inc. Todos os direitos reservados. [Declaração de privacidade](#) - [Termos e Condições](#)

Comentários? Nós gostaríamos de ouvir de você. Envie um e-mail para [customercare@copyright.com](mailto:customercare@copyright.com)