

Departamento de Ciências Econômicas  
Faculdade de Ciências Econômicas  
Universidade Federal de Minas Gerais

Elaíne Faria de Godoi

**Aspectos socioeconômicos e regionais das condições associadas a transtornos mentais e suicídio: uma análise da morbidade hospitalar e mortalidade**

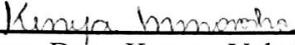
Belo Horizonte  
2018

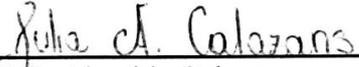
Departamento de Ciências Econômicas  
Faculdade de Ciências Econômicas  
Universidade Federal de Minas Gerais

Elaíne Faria de Godoi

**Aspectos socioeconômicos e regionais das condições associadas a transtornos mentais e suicídio: uma análise da morbidade hospitalar e mortalidade**

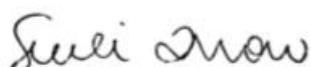
Monografia apresentada ao Departamento de Ciências Econômicas da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do título de bacharel em Ciências Econômicas.

  
\_\_\_\_\_  
Professora Drá. Kenya Valeria Micaela de Souza Noronha  
Orientadora

  
\_\_\_\_\_  
Júlia Almeida Calazans  
Co-orientadora

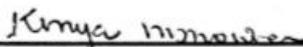
**Aspectos socioeconômicos e regionais das condições associadas a transtornos mentais e suicídio: uma análise da morbidade hospitalar e mortalidade**

Monografia apresentada à Faculdade de Ciências Econômicas, da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do Grau de Bacharel em Ciências Econômicas. Aprovada em 19/06/2018, pela Banca Examinadora constituída pelos seguintes professores:



---

Professora Dra. Sueli Moro (Avaliadora)  
Universidade Federal de Minas Gerais



---

Professora Dra. Kenya Valeria Micaela de Souza Noronha (Orientadora)  
Universidade Federal de Minas Gerais



---

Júlia Almeida Calazans (Co-orientadora)  
Universidade Federal de Minas Gerais

## RESUMO

O Brasil apresenta a maior prevalência de transtornos depressivos na América Latina e, em número absolutos, possui um dos maiores números de óbitos por suicídio no mundo. Sabe-se que os transtornos mentais são influenciados por uma combinação de fatores distintos, mas ainda pouco se discute como questões socioeconômicas afetam a incidência destes distúrbios no país. Este trabalho propõe analisar a evolução das taxas de morbidade hospitalar e mortalidade por transtornos depressivos e lesões autoprovocadas voluntariamente pelas microrregiões de saúde do país no período de 2000 a 2015. Além disso, a pesquisa tem por objetivo avaliar espacialmente os principais fatores sociais, econômicos e demográficos associados à depressão e ao suicídio. Os resultados evidenciam a existência de disparidades regionais, por sexo e faixa etária entre taxas de mortalidade e morbidade hospitalar ao longo dos anos analisados. Enquanto as taxas de morbidade hospitalar são maiores entre mulheres e tendem a se concentrar na região Sul, as taxas de mortalidade são superiores para os homens e se dispersam pelo país. Verificou-se a ocorrência de um efeito contágio entre as microrregiões de saúde, visto que as taxas apresentadas por uma microrregião são diretamente afetadas pelas taxas das microrregiões vizinhas. É fundamental que agentes de saúde sejam capacitados para notificação adequada das tentativas de suicídio e causas de internação e suicídio, permitindo a criação de uma base de informações de qualidade. Isto permitirá formular políticas públicas de saúde específicas e assertivas para tratar as disparidades entre sexo e microrregiões de saúde verificadas para as taxas de morbidade hospitalar e mortalidade por depressão e suicídio.

**Palavras-chave:** depressão; suicídio; morbidade hospitalar; mortalidade.

## ABSTRACT

Brazil has the highest prevalence of depressive disorders in Latin America and, in absolute numbers, has one of the highest numbers of deaths due to suicide in the world. It is known that mental disorders are influenced by a combination of distinct factors, but it is still little discussed how socioeconomics factors affect the incidence of these disorders in the country. This study proposes to analyze the evolution of hospital morbidity and mortality rates due to depressive disorders and self-harm in the microregions of health of the country from 2000 to 2015. In addition, this research aims to evaluate spatially the main social, economic and demographic factors associated to depression and suicide. The results show the existence of disparities by sex, age range and regions between hospital morbidity and mortality rates over the analyzed years. While hospital morbidity rates are higher among women and tend to be concentrated in the Southern region, the mortality rates are higher for men and scattered across the country. The occurrence of a contagion effect among the microregions of health was verified, since the rates presented by a microregion are directly affected by the rates of the neighboring microregions. It is essential that health workers be trained to adequate notification of a quality information base. This will enable specific and assertive public health policies to address disparities between sex and microregions of health for depression and suicide hospital morbidity rates and mortality rates.

**Key-words:** depression; suicide; hospital morbidity; mortality.

**LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS**

CIDI	Entrevista de Diagnostico Internacional Composto
CID-X	Classificação Internacional de Doenças, 10ª revisão
CGD	Carga Global de Doenças
DALY	Anos de Vida Ajustados por Incapacidade
DATASUS	Departamento de Informática do SUS
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IGM	Índice Global de Moran
IPEA	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada
LISA	Indicador Local de Associação Espacial
LPT	Tempo de Produtividade Perdido
OMS	Organização Mundial da Saúde
PNAD	Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar
PNS	Pesquisa Nacional de Saúde
SIH/SUS	Sistema de Informações Hospitalares do SUS
SIM/SUS	Sistema de Informações sobre Mortalidade do SUS
YLD	Anos Vividos com Incapacidade

## SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO .....	8
2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA.....	10
3. METODOLOGIA .....	21
3.1. Método de Análise .....	21
3.2. Fonte de dados .....	24
3.3. Variáveis .....	25
4. RESULTADOS .....	26
4.1. Análise descritiva agregada .....	26
4.2. Análise descritiva espacial por microrregião.....	29
4.3. Análise de regressão espacial .....	38
5. CONSIDERAÇÕES FINAIS .....	42
6. BIBLIOGRAFIA.....	47

## 1. INTRODUÇÃO

Tão importante quanto a saúde física, os cuidados com a saúde mental são imprescindíveis para o bem-estar dos indivíduos. De acordo com o Relatório Mundial de Saúde Mental da Organização Mundial da Saúde, cerca de 450 milhões de pessoas são afetadas por transtornos mentais e comportamentais no mundo, e apenas uma pequena proporção possui acompanhamento médico. Apesar destes distúrbios contribuírem expressivamente para a carga global de doenças, os gastos com saúde mental estão abaixo de 1% do total do orçamento de saúde da maioria das sociedades e mais de 30% dos países não têm programas voltados para prevenção e tratamento de tais morbidades (WHO, 2014).

Dentre os elementos de saúde mental, a depressão é um transtorno que se caracteriza por submeter o indivíduo a perda de produtividade e sujeitá-lo a privação de sono, apetite e concentração, afetando diretamente sua capacidade de exercer suas responsabilidades cotidianas (MARCUS et al., 2012). O Brasil apresenta a maior prevalência desta condição na América Latina, totalizando 11,5 milhões de indivíduos com a doença, aproximadamente 6% da população nacional (WHO, 2017).

Na ausência de cuidados adequados, a depressão pode levar ao suicídio. Calcula-se que aproximadamente 800 mil pessoas atentam contra sua própria vida todos os anos e há um número ainda maior de tentativas não finalizadas e ocorrências não reportadas devido ao estigma social em torno da questão (WHO, 2017). Entre os anos de 2000 e 2012, houve um aumento de 270% nas taxas de suicídio dos países membros das Nações Unidas (WHO, 2014). As mortes por esse grupo de causa responderam por mais da metade de todas as mortes violentas no mundo no ano de 2015 (WHO, 2017). Segundo dados disponibilizados pela OMS, verificase um aumento da taxa de suicídio no Brasil nos últimos anos, alcançando em 2015 6,3 mortes para cada 100 mil habitantes.

Transtornos depressivos e mortes precoces acarretadas por suicídios resultam em prejuízos econômicos e sociais para indivíduos, comunidades e países, refletidos na perda de qualidade de vida, dispêndios com serviços de saúde, saída prematura do mercado de trabalho e queda de produtividade. Segundo estudo da Carga Global de Doenças (GDB) realizado em 2010, transtornos depressivos foram uma das principais causas de DALYs (anos de vida perdidos ajustados por incapacidade) e YLDs (anos vividos com incapacidade), evidenciando o peso da saúde mental na carga de doenças (FERRARI et al., 2013). Esses distúrbios resultaram em mais de 54 milhões de anos de vida com incapacidade (YLD) em 2015, sendo que mais de 80% desta

carga foi observada em países com renda média e baixa (WHO, 2017), desmitificando o senso comum de que o suicídio é um problema limitado aos países desenvolvidos. Especificamente para o Brasil, as estimativas de custos sociais de transtornos depressivos são escassas. No entanto, as evidências existentes apontam uma carga significativa destes distúrbios para sociedade. Estudo realizado pelo IPEA (2007) estima que o custo social das mortes por suicídio foi equivalente a R\$1,3 bilhão no ano de 2001, representando uma perda média de R\$163 mil por vítima, por ano.

As explicações para o aumento da incidência de depressão e tentativas de suicídio ao longo dos anos têm extrapolado a natureza fisiológica dos indivíduos. Trabalhos recentes buscam avaliar em que medida a qualidade da saúde mental de uma população está associada a aspectos sociais, econômicos e demográficos (RAI et al., 2013; BROMET et al., 2011; ZIMMERMAN & KATON, 2005; ANDRÉS, 2005; MINOIU; ANDRÉS, 2008; MOLARIUS et al., 2009; SANTOS; KAWAMURA; KASSOUF, 2012; MUNHOZ et al., 2016). Estes estudos apontam que a incidência de depressão e suicídio também estão diretamente ligadas a condições socioeconômicas adversas, tais como desemprego, pobreza, baixa escolaridade e baixo nível de gasto público com saúde e bem-estar.

Segundo Santos, Kawamura e Kassouf (2012), os custos elevados da doença e suas consequências para o bem-estar tornam a abordagem econômica relevante às análises das causas de transtornos mentais. No Brasil, entretanto, ainda existem poucos estudos na área da economia que abordam especificadamente os efeitos dos fatores socioeconômicos sobre a depressão e suicídio, sobretudo apontando como estes aspectos se relacionam com as disparidades verificadas entre as grandes regiões do país.

Além disso, verifica-se um hiato na literatura brasileira quanto a utilização de dados sobre morbidade hospitalar e mortalidade dos transtornos mentais e comportamentais, classificados de acordo com a CID-X (10ª revisão da Classificação Internacional de Doenças) e disponibilizados pelo Sistema de Informações Hospitalares do Sistema Único de Saúde (SIH-SUS) e Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM-SUS). Estas fontes de informação se destacam como mecanismos importantes de acompanhamento da evolução das morbidades e mortalidade, bem como avaliação da assistência médico-hospitalar oferecida no país (PEREIRA, 2012).

Neste sentido, a presente monografia almeja preencher a lacuna existente entre economia e transtornos depressivos e suicidas no contexto brasileiro, unindo indicadores de saúde e

indicadores socioeconômicos e demográficos para explorar os fatores de risco existentes nas microrregiões de saúde do país. Ao avaliar a distribuição espacial dessas morbidades, a análise permite considerar a heterogeneidade sociodemográfica e cultural existente no Brasil. O desenvolvimento de programas que sejam adequados e eficazes para tratamento da depressão e prevenção de comportamentos suicidas precisam, necessariamente, contar com o aprofundamento do conhecimento a respeito das especificidades destes distúrbios.

Este estudo está dividido em cinco capítulos, incluindo esta introdução. No capítulo 2 apresenta-se uma revisão da literatura que identifica as contribuições científicas disponíveis, tanto na área da economia quanto da saúde, a respeito das principais características e fatores associados à depressão e suicídio. O capítulo 3 detalha a metodologia utilizada para analisar a evolução das taxas de morbidade hospitalar e mortalidade, bem como sua dispersão espacial. Os resultados são apresentados em três seções no Capítulo 4. A primeira seção apresenta o comportamento destas taxas para o período de 2000 a 2015, de acordo com sexo, região e faixa etária. A segunda seção ilustra por meio de mapas de dispersão espacial e mapas de *cluster* LISA a distribuição espacial da morbidade hospitalar e mortalidade pelas microrregiões do Brasil. A terceira seção exibe os resultados dos modelos de regressão espacial que avaliam a relação destas taxas com variáveis socioeconômicas. Por fim, no quinto capítulo são apresentadas as conclusões, contribuições e limitações deste trabalho.

## **2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA**

A Organização Mundial da Saúde avalia a depressão e o suicídio como questões de saúde pública. Em estudo publicado em 2017, estimou-se que 322 milhões de pessoas, aproximadamente 4,4% da população mundial, vivem com depressão e que 788.000 óbitos ocorreram no ano de 2015 devido ao suicídio (WHO, 2017).

A compreensão do estado de saúde mental da população, bem como as características individuais e regionais da incidência de casos de suicídio e depressão, envolve fatores comportamentais, sociodemográficos e econômicos que devem ser analisados conjuntamente.

Primeiramente, é importante registrar que não existe um padrão metodológico único, tanto na psicologia quanto na psiquiatria, para utilização de ferramentas de identificação da depressão nos indivíduos. Dessa forma, não há um consenso em relação à classificação dos transtornos mentais e comportamentais para estimar a prevalência de depressão na população, o que pode ocasionalmente gerar resultados divergentes na literatura. A literatura sobre depressão é vasta

e os estudos existentes englobam comparações internacionais e análises para países específicos, inclusive para o Brasil.

Bromet et al. (2011) estimam taxas de episódios depressivos para 18 países de diferentes grupos de renda. A fonte das informações utilizadas é proveniente da Entrevista de Diagnóstico Internacional Composto (CIDI) da Organização Mundial da Saúde. De acordo com os resultados encontrados pelos autores, as maiores prevalências foram observadas no Brasil e em países de alta renda, como EUA, Nova Zelândia, França e Holanda.

Rai et al. (2013) constataram que a prevalência de depressão variou de 0,4% a 15,7% entre países participantes da Pesquisa Mundial de Saúde Mental da OMS (WHO World Mental Health Survey). Portugal (renda alta), Brasil (renda média alta), Marrocos (renda média baixa) e República do Congo (renda baixa) foram os países com os maiores índices observados entre os demais países analisados.

Esses estudos, portanto, mostram a importância que essa morbidade possui no Brasil em relação à realidade internacional. No entanto, tais referências tratam os casos de depressão de forma generalizada, permitindo pouca desagregação por grupos sociodemográficos. Recentemente, em 2013, foi conduzida no país a Pesquisa Nacional de Saúde (PNS). Essa pesquisa, que possui base domiciliar, foi idealizada em âmbito nacional e investigou um amplo conjunto de informações sobre a saúde da população, dentre elas características que permitiram mensurar o grau de depressão dos indivíduos adultos. De acordo com os resultados da PNS, cerca de 10% dos adultos brasileiros apresentaram algum grau de depressão e cerca de 7% afirmaram já ter recebido diagnóstico médico (BARROS et al., 2017; STOPA et al., 2015), evidenciando um problema de subreportação e ausência de acompanhamento clínico adequado da doença no Brasil.

Existem diferenças sociodemográficas notórias no que tange a prevalência de depressão, tais como faixa etária, local de residência e sexo. Inúmeras evidências apontam que as mulheres são mais afetadas pela depressão do que os homens (MUNHOZ et al., 2016, 2013; STOPA et al., 2015; SANTOS; KAWAMURA; KASSOUF, 2012; SANTOS; KASSOULF, 2007; BÓS; BÓS, 2005), resultado similarmente observado tanto em países desenvolvidos quanto em desenvolvimento (BROMET et al., 2011). Este fato pode estar associado tanto a aspectos biológicos intrínsecos ao sexo feminino quanto às funções culturalmente atribuídas às mulheres no âmbito social. O estudo de Santos et al. (2012) indica que mulheres que chefiam seus lares são mais propensas a desenvolverem quadros depressivos, uma vez que estão mais expostas a

pressões relacionadas a fatores econômicos e sociais, como a conciliação de diferentes jornadas de trabalho.

Por outro lado, esse resultado pode variar dependendo da fonte de dados e metodologia de classificação da doença. Por exemplo, considerando-se o número de internações por transtornos mentais no país, obtidos a partir das informações da Autorização de Internação Hospitalar (AIH) do SUS, nota-se que o coeficiente de internações é superior entre os homens. Além disso, estratificando as internações referentes ao Capítulo V (Transtornos Mentais e Comportamentais) definido pela Classificação Internacional de Doenças (CID-X), observa-se um padrão diferenciado segundo sexo. Enquanto as mulheres são comumente mais internadas devido a transtornos de humor – grupo em que está classificada a depressão –, entre os homens, percebe-se um peso maior das internações devido ao abuso de álcool e outras substâncias psicoativas (PEREIRA, 2012; SANTOS et al., 2017)

O estado civil e a composição familiar também estão associados à depressão. Indivíduos divorciados, viúvos ou que não possuem um parceiro apresentam taxas superiores às encontradas para pessoas casadas (MUNHOZ et al., 2016, 2013; SANTOS; KAWAMURA; KASSOUF, 2012; CUNHA et al., 2012; ANDRADE et al., 2002). Esse resultado, entretanto, varia segundo sexo. Santos e Kassouf (2007) ressaltam, com base em informações da Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar (PNAD) de 2003, que o casamento é um fator de resguardo à depressão para os homens, mas não para mulheres.

Nota-se também a existência de uma relação inversa entre depressão e o tamanho da família, dado que quanto maior o número de membros na família menor a predominância da depressão. Além disso, pessoas que vivem sozinhas possuem risco maior de desenvolverem a doença, sobretudo indivíduos com idade avançada, visto que aproximadamente 18% dos idosos que moram sem companhia possuem depressão (BÓS & BÓS, 2005; SANTOS; KAWAMURA; KASSOUF, 2012).

Esse padrão por idade independe do status conjugal e composição familiar. De acordo com evidências empíricas, as taxas de depressão aumentam na medida em que a idade avança, com a população acima de 60 anos apresentando a maior prevalência dessa condição (MUNHOZ et al., 2016, 2013; STOPA et al., 2015; DIAS et al., 2012; CUNHA et al., 2012; ANDRADE et al., 2002). Por outro lado, em estudos conduzidos para países ocidentais de alta renda averiguou-se que o melhor estado de saúde mental é verificado entre os idosos de 65 a 74 anos, para homens e mulheres. Nestes países, a taxa de depressão geralmente declina com o aumento

da idade enquanto em países de renda média e baixa, como o Brasil, o oposto é observado (MOLARIUS et al., 2009; BROMET et al., 2011).

Segundo a OMS (2017), o aumento das taxas de depressão em diversos países é explicado pelo crescimento da população e sua maior longevidade. O ritmo de envelhecimento da população está aumentando aceleradamente em diversos países do mundo. A França levou 150 anos para adaptar a uma mudança de 10% para 20% na proporção da população idosa. Entretanto, países como Índia e Brasil terão aproximadamente 20 anos para o mesmo processo de adaptação (WHO, 2011). O ritmo acelerado de mudanças na estrutura etária da população brasileira torna-se um fator preocupante sob a ótica da saúde mental. O aumento da esperança de vida significa que grande parte da população está vivendo na idade em que os distúrbios depressivos são prevalentes (FERRARI et al., 2013).

Em 2010, 10,8% dos brasileiros possuíam mais de 60 anos, representando neste ano um índice de envelhecimento de 44,8% (VASCONCELOS; GOMES, 2012). Estima-se que em 2050 cerca de 19% da população brasileira corresponderá ao grupo etário composto por pessoas com mais de 65 anos. Ademais, a população idosa será majoritariamente feminina. É esperado que neste período haja 76 idosos a cada 100 idosas (CARVALHO, 2008).

Além dos idosos, há evidências para expansão das taxas de depressão na população com idade entre 40 e 49 anos, faixa etária em que normalmente ocorrem transformações na vida profissional dos indivíduos. De acordo com Santos et al. (2012), esse aumento em parte é explicado pela diminuição de oportunidades e dificuldade de reinserção no mercado de trabalho, principalmente em períodos de recessão econômica.

A qualidade da saúde mental também está associada ao local de domicílio. A depressão é mais recorrente entre os indivíduos que residem em regiões urbanas do que em áreas rurais (MUNHOZ et al., 2016; STOPA et al., 2015; SANTOS; KAWAMURA; KASSOUF, 2012; SANTOS; KASSOUF, 2007; WANG et al., 2004; DIAS et al., 2012). Esse resultado, de acordo com Wang et al. (2004), pode estar associado a fatores diversos e complexos, como a disparidade de acesso à saúde entre estas localidades e ao estresse atrelado ao cotidiano das cidades. Nesta perspectiva, habitar ambientes com baixos índices de criminalidade e vandalismo são fatores de proteção contra a depressão (WEICH, 2002).

No que se refere à saúde física, a presença de depressão está relacionada ao risco de desenvolvimento de doenças físicas e, por outro lado, é resultante das complicações decorrentes

de diversas doenças crônicas. Como evidenciado por Munhoz et al. (2016, 2013) a comorbidade é um dos atributos da depressão, estando relacionada principalmente a diabetes, hipertensão arterial e demais problemas cardíacos. Grande parte dos indivíduos que vivem com depressão classifica seu estado de saúde como ruim (MUNHOZ; SANTOS; MATIJASEVICH, 2013), e tal circunstância pode estar relacionado a um viés de reportação do estado de saúde. Em geral, indivíduos com depressão tendem a perceber seu estado de saúde como sendo pior do que aqueles que não possuem essa condição. Além disso, a depressão pode também estar associada a hábitos de vida menos saudáveis. Barros et al. (2017) avaliaram a predominância de comportamentos nocivos à saúde segundo a presença de depressão entre os adultos brasileiros. O estudo encontrou uma associação expressiva e significativa entre tabagismo, sedentarismo, ingestão alcoólica de risco e má alimentação com sintomas depressivos.

Uma das consequências mais graves da depressão é a mortalidade por suicídio. De acordo com a OMS, a depressão está intimamente ligada ao risco de suicídio, revelando que, aproximadamente, 80% das pessoas que cometem suicídio apresentaram graves sintomas depressivos (KRUG EG et al., eds WHO; 2002) O suicídio é um fenômeno consequente de fatores psiquiátricos e comportamentais que acarreta custos sociais e econômicos.

No Brasil, a taxa de mortalidade por suicídio correspondeu a 5,6 mortes por 100 mil habitantes em 2005 (LOVISI et al., 2009), número 30% superior ao verificado em 1980 (MACHADO; SANTOS, 2015). Apesar de a taxa de suicídio brasileira se configurar como uma das menos elevadas do mundo, em número absolutos o Brasil compõe o ranking dos 10 países com a maior incidência desses casos (MELLO-SANTOS, 2004). Por meio da análise do Sistema de Informações de Mortalidade (SIM-SUS) de 2012, constatou-se que 86,9% dos suicídios no Brasil decorreram em virtude de lesões autoprovocadas e 13,1% de autointoxicação, de acordo com classificação da CID-X (MACHADO & SANTOS, 2015).

Diferentemente da depressão, a mortalidade por suicídios é maior entre os homens. Em geral, os meios utilizados por eles costumam ser mais letais do que aqueles adotados pelas mulheres. A causa básica de suicídio entre homens está associada ao uso de armas de fogo e enforcamento, enquanto as mulheres utilizam, com maior frequência, substâncias para envenenamento. (MARÍN-LEÓN & A BARROS, 2003).

Segundo o Repositório de Dados do Observatório Global da Saúde da OMS<sup>1</sup>, a taxa de suicídio

---

<sup>1</sup> Disponível em: <http://apps.who.int/gho/data/node.main.MHSUICIDE?lang=en>.

brasileira em 2015 (por 100 mil habitantes) foi de 6,3, sendo igual a 9,8 para os homens e 2,9 para as mulheres. Além de taxas mais elevadas, observou-se um crescimento mais acentuado entre os indivíduos do sexo masculino entre os anos de 2005 e 2015. Machado e Santos (2015), Lovisi et al. (2009) e Marin-León e Barros (2003) também verificaram uma sobremortalidade masculina por suicídio no Brasil em todas as faixas etárias.

Em estudo conduzido na Europa, os homens tiveram as maiores médias nas taxas de suicídios em todos os países considerados. As taxas variaram de 5,1 na Grécia a 42,1 na Finlândia entre os homens. Entre as mulheres, a menor taxa foi encontrada na Grécia (1,9) e a maior na Áustria (13,0) (ANDRÉS, 2005).

No que diz respeito à idade, a taxa de suicídio também é predominante entre os indivíduos com 60 anos ou mais (MACHADO & SANTOS, 2015; LOVISI et al., 2009). Entretanto, de acordo com as informações de óbitos extraídas do SIM-SUS, as taxas de suicídio cresceram mais entre a população em idade ativa durante o período de 1980 a 2006 do que entre indivíduos com idade superior a 60 anos (LOVISI et al., 2009).

Os índices de depressão e suicídio apresentam uma variabilidade significativa entre as regiões brasileiras. As maiores taxas de depressão e suicídio são observadas na região Sul e as menores taxas na região Norte. O Rio Grande do Sul é o estado com a maior prevalência da doença (MUNHOZ et al., 2016; STOPA et al., 2015; SANTOS; KAWAMURA; KASSOUF, 2012; MACHADO; SANTOS, 2015; LOVISI et al., 2009). As diferenças observadas entre as regiões podem, em certa medida, estar associadas às diferenças nas estruturas etárias da população. Como observado anteriormente, a prevalência da depressão e do suicídio é superior entre os indivíduos com idades mais avançadas. As regiões Sul e Sudeste, que apresentam uma prevalência mais elevada destes distúrbios, possuem uma população mais envelhecida, com o índice de envelhecimento superando em 50% o observado para a região Norte (VASCONCELOS; GOMES, 2012).

Apesar de apresentar um dos índices mais baixos de suicídio, a região Nordeste vem experimentando um incremento mais acentuado nessa taxa comparativamente às demais regiões do país. Lovisi et al. (2009) afirmam que houve um crescimento de 130% entre os anos de 1980 e 2006 para a região, enquanto Machado e Santos (2015) verificaram um aumento de 72,4% entre os anos de 2000 a 2012.

Analisando as capitais brasileiras, Boa Vista e Porto Alegre se destacam por apresentarem as

maiores taxas de suicídio, enquanto Salvador exibe a menor taxa (SCHNITMAN, 2010; LOVISI et al., 2009). Este resultado posiciona a capital roraimense como um *outlier* da região, já que o Norte do Brasil tende a exibir as menores taxas. Segundo Oliveira e Lotufo Neto (apud LOVISI et al., 2009, p.91) tal fato pode estar associado ao grande número de suicídios cometidos pela população indígena habitante desta localidade.

Gonçalves (2007) analisou a dispersão espacial das taxas médias de suicídio entre os anos de 1998 a 2002, considerando as microrregiões do país. Estas representações demonstram a predominância de suicídio em grande porção das microrregiões do Sul e Centro-Oeste brasileiros e evidenciam um padrão de associação espacial global das taxas de suicídio para estas regiões. Tal resultado indica que existe um efeito espacial concomitante para o suicídio nestes locais, isto é, o comportamento das taxas de suicídio em uma microrregião pode ser determinado pelas taxas de suicídio observadas em uma microrregião vizinha.

Os estudos que almejam analisar os fatores associados a ocorrência de transtornos mentais e comportamentais e incidência de suicídio no Brasil e no mundo usualmente estão restringidos à investigação de aspectos sociodemográficos. Devido ao peso social e econômico que estes transtornos geram às sociedades, mais recentemente diversos trabalhos têm surgido com o objetivo de investigar em que medida fatores socioeconômicos, tais como nível de renda, pobreza, escolaridade, empregabilidade e desigualdade, contribuem para o desenvolvimento de comportamentos depressivos e suicidas entre os indivíduos.

Rai et al. (2013) afirmaram que a disparidade nas taxas de incidência da depressão entre os países é explicada em sua maioria por fatores individuais, mas cerca de 13% desta variação é determinada pelo desenvolvimento econômico de cada país, sendo que esta relação parece aumentar na medida em que a renda do país decresce.

Os indivíduos de menor renda participantes da Pesquisa Mundial de Saúde Mental apresentaram maiores probabilidades de desenvolverem depressão do que os indivíduos pertencentes a faixa de maior renda. Essas evidências foram encontradas na França, Alemanha, Nova Zelândia e Estados Unidos (BROMET et al., 2001).

Com o objetivo de analisar a relação entre renda e depressão em adultos norte-americanos, Zimmerman e Katon (2005) utilizaram a variável renda como proxy para o nível socioeconômico. De acordo com os resultados encontrados, o aumento da renda está associado à redução de sintomas depressivos, pois segundo os autores, a incerteza e o estresse atribuídos

à privação econômica são fatores de risco para o desenvolvimento dessa condição. Contudo, quando a análise é ajustada por outros fatores socioeconômicos, esta relação é consideravelmente reduzida e deixa de ser significativa, sobretudo para homens e mulheres com renda acima da média, indicando que outras condições estão associadas a depressão, como endividamento ou empregabilidade.

Para o Brasil, Santos, Kawamura e Kassouf (2012) evidenciaram que o risco de depressão se reduz com melhores condições socioeconômicas. Segundo os resultados encontrados pelos autores, a chance de ter depressão diminui 1,1 e 0,9 pontos percentuais para homens e mulheres, respectivamente, entre os indivíduos 10% mais ricos do país, em oposição ao grupo dos 10% mais pobres. Evidências similares são encontradas por Andrade et al. (2002), Cunha et al. (2012) e Munhoz; Santos; Matijasevich (2013).

A análise da relação entre fatores socioeconômicos e depressão deve considerar a possibilidade de haver uma relação endógena entre renda e depressão, uma vez que um indivíduo pode ter depressão como uma consequência das restrições atribuídas a um baixo nível de renda ou então possuir menor renda por estar sofrendo desta doença. Para contornar este problema, algumas estratégias vêm sendo utilizadas, tais como: substituição da renda individual pela média da renda familiar e classificação dos indivíduos em decis de renda – assumindo que a variação na renda de um único membro da família não é capaz de gerar efeitos de forma a alterar sua classificação entre os decis. Os resultados dos modelos estimados que consideram essa possível endogeneidade confirmam os encontrados em outros estudos. A renda familiar é de fato um fator de proteção contra a depressão, com o risco de incidência deste distúrbio se reduzindo com o aumento da renda dos indivíduos (SANTOS; KAWAMURA; KASSOUF, 2012). Segundo Munhoz, Santos e Matijasevich (2013), indivíduos com pior condição socioeconômica apresentam chances 13% superiores de sofrer depressão do que indivíduos pertencentes a classes socioeconômicas mais elevadas.

Além do status socioeconômico, medido pela renda familiar, observa-se também a importância do desemprego como fator explicativo do desenvolvimento de depressão. Essa associação é observada uma vez que o desemprego gera dificuldades financeiras para os indivíduos, impossibilitando-os a ter acesso a bens e serviços básicos à manutenção do seu bem-estar. Ademais, a desocupação pode gerar consequências não econômicas, como a impossibilidade de sustentar determinando status social, menor aplicabilidade de habilidades físicas e mentais e perda de autoestima, fatores que indiretamente também contribuem para piora da saúde mental

(ARTAZCOZ et al, 2004).

A análise de dados transversais indicou forte associação entre depressão e desemprego. Segundo estudo realizado por Paul e Moser (2009), desempregados tendem a exibir mais sintomas depressivos e apresentar piora na qualidade de suas funções psicológicas do que indivíduos que estão empregados. A magnitude desse efeito varia segundo a extensão do período de inatividade. De acordo com os autores, quanto maior o tempo que um indivíduo permanece desempregado mais acentuados se tornam os efeitos negativos do desemprego sobre a saúde mental. Além disso, as consequências oriundas do desemprego foram mais acentuadas em países de baixo desenvolvimento econômico e com seguridade social ineficiente.

Os efeitos do desemprego também diferem segundo sexo, apresentando impacto mais acentuado sobre a saúde mental masculina. De acordo com Artazcoz et al (2004), esse resultado é explicado pelas disparidades em relação às responsabilidades atribuídas por sexo, que em geral define para os homens o papel de provedor e chefe de família. Contudo, essas diferenças podem variar dependendo do nível socioeconômico dos indivíduos. Estudo realizado por Zimmerman e Katon (2005) mostra que o desemprego possui implicações mais expressivas para mulheres pertencentes a estratos inferiores de renda, enquanto o oposto é observado entre os homens, cujo efeito é mais expressivo para aqueles pertencentes a classes de renda mais elevadas.

Ao destacar os efeitos da educação, Santos e Kassouf (2007) afirmam que além de todas as externalidades relacionadas a maior escolaridade, como geração de renda e ganhos de produtividade, a educação também gera consequências positivas sobre a saúde mental da população. Pessoas mais educadas adotam hábitos mais saudáveis e buscam diagnósticos e tratamentos para suas enfermidades com maior frequência. Deste modo, é menos provável que indivíduos com baixa escolaridade recebam diagnóstico para transtornos mentais, e, mais precisamente, depressão (ANDRADE et al., 2002). Vale ressaltar ainda que normalmente indivíduos com baixa escolaridade são aqueles que não conhecem seus direitos trabalhistas e ocupam trabalhos precários e de baixa remuneração, estando mais sujeitos as flutuações de demanda por trabalho e, portanto, mais propensos a desenvolverem um quadro depressivo (RAI et al., 2013; MOLARIUS et al., 2009; LUDEMIR; LEWIS, 2001).

Diversos estudos que analisam a relação entre depressão e educação encontram uma associação negativa, isto é, quanto maior o nível de escolaridade do indivíduo menor a prevalência de depressão (MUNHOZ et al., 2016). Esta correspondência é mais intensa entre pessoas do sexo

feminino, visto que os efeitos líquidos de redução na incidência de depressão ocorrem após 8 anos de estudos para mulheres e após 15 anos de estudo para os homens (SANTOS; KASSOUF, 2007). O maior risco de depressão ocorre por volta de 4 anos de estudos para mulheres e aproximadamente 8 anos para homens, decrescendo as chances de depressão a partir destes marcos. Graficamente, as curvas de escolaridade para homens e mulheres assumem formato parabólico com inclinação negativa (SANTOS; KAWAMURA; KASSOUF, 2012; LUDEMIR; LEWIS, 2001).

Baixo nível educacional, desemprego e demais aspectos sociais associados a pobreza são fatores de risco relacionados não só a depressão, mas também ao suicídio. Adversidades socioeconômicas e ausência de suporte social aumentam o estresse, ampliando as chances de suicídio em pessoas com ansiedade, transtornos depressivos e dependência de álcool e outras substâncias (LOVISI et al., 2009).

Em estudo com dados em painel para 15 países europeus, Andrés (2005) verificou que o crescimento econômico apresenta efeitos benéficos em relação as taxas de suicídio, sobretudo nas faixas etárias correspondentes a idade economicamente ativa da população, 25 a 64 anos para os homens e 25 a 44 anos para mulheres.

Por outro lado, recessões econômicas também são responsáveis por aumentos esporádicos nas taxas de suicídio e no número de internações hospitalares por tentativas de suicídio. Esta relação é atribuída ao estresse gerado pela demanda limitada de trabalho, redução da renda esperada, diminuição dos níveis de consumo das famílias e pelos impactos provocados por políticas de austeridade (ANDRÉS, 2005; COOPE et al., 2015; BARNES et al., 2016).

Ao analisar o efeito da crise de 2008 sobre as taxas de suicídio de 54 países, Chang et al. (2013) estimam que houve um incremento de mais de 4 mil mortes por suicídio em 2009 em relação ao número esperado com base nas taxas apresentadas entre os anos de 2000 a 2007. Países americanos e europeus foram os mais impactados, apresentando, respectivamente, taxas 6,4% e 4,2% superiores aos níveis dos anos anteriores. Segundo os autores, tal acréscimo foi mais expressivo entre homens, fato associado ao aumento do desemprego, sobretudo nos países que apresentavam baixas taxas de desemprego no período pré-crise.

De modo geral, os efeitos das crises econômicas são traduzidos em aumentos das taxas de desemprego nos países afetados. Sua relação com a expansão das taxas de suicídio pode ser verificada em análise realizada para os países do leste e sudeste asiático na recessão de 1997-

1998 (CHANG et al., 2009). Similarmente, em pesquisa conduzida para os cinquenta estados norte-americanos considerando o período da recente crise econômica mundial, verificou-se que o aumento do desemprego é capaz de justificar um crescimento de 3,8% da taxa de suicídio dos Estados Unidos, o que corresponde a 1330 óbitos entre os anos de 2007 e 2010 (REEVES et al., 2012). Barr et al. (2012) avaliam os efeitos da crise econômica de 2008 sobre as taxas de suicídio na Inglaterra. A análise foi realizada com base em uma abordagem temporal que permitiu comparar as ocorrências de suicídio no início da década de 2000 com uma estimativa do que viria a ser este resultado nos anos correspondentes a recessão. Os resultados indicaram que aproximadamente dois quintos do aumento nas taxas de suicídio entre os homens ingleses no período estão associados ao aumento das taxas de desemprego.

Ao incorporar o dispêndio financeiro dos governos estaduais norte-americanos com saúde pública e bem-estar à análise dos determinantes econômicos do suicídio, Minoiu e Andrés (2008) verificaram que este fator é estatisticamente significativo e tem associação negativa com as taxas de suicídio observadas entre os anos de 1982 a 1997. As estimativas realizadas indicaram que o aumento de um ponto percentual das despesas com saúde pública em relação ao orçamento total dos governos resultaria em uma redução de 1,54% das taxas de suicídio no ano subsequente.

Nesta perspectiva, Stuckler e Basu (2013) ressaltam o papel do Estado como provedor de saúde e bem-estar de seus cidadãos e destacam que as medidas adotadas pelos países frente a uma recessão econômica geram consequências para as sociedades que perdurarão por anos. Analisando dados estatísticos de diversos países em eventos de crise, os autores afirmam que políticas de austeridade, traduzidas em corte nos gastos com saúde pública e benefícios sociais, estão diretamente associadas ao aumento do número de casos de doenças letais, transtornos mentais e tentativas de suicídio.

Sabe-se que os transtornos mentais são influenciados por uma combinação de fatores distintos, mas ainda pouco se discute como questões socioeconômicas afetam a incidência espacial dessas doenças no Brasil. Considerando as pesquisas já realizadas, este estudo almeja atualizar e aprofundar esta discussão, associando indicadores sociodemográficos e econômicos às taxas de depressão e suicídio, de acordo com suas distribuições espaciais pelas microrregiões de saúde do país considerando diversos pontos no tempo (2000, 2005, 2010 e 2015).

### 3. METODOLOGIA

#### 3.1. Método de Análise

Este estudo é composto por três métodos de análise. O primeiro consiste em uma análise descritiva agregada das taxas anuais de morbidade hospitalar e das taxas anuais de mortalidade por transtornos de humor e lesões autoprovocadas intencionalmente<sup>2</sup>, segundo sexo, região e faixa etária (10 a 14 anos, 15 a 24 anos, 25 a 59 anos e 60 anos ou mais).

As taxas brutas de morbidade hospitalar e mortalidade por depressão e suicídio desconsideram características específicas dos indivíduos, tais como idade, sexo ou etnia. Neste contexto, as probabilidades locais de internações ou óbitos são afetadas pela distribuição desigual da população brasileira. Além da possibilidade de conclusões equivocadas, a análise de taxas brutas inviabiliza a comparação, em igualdade de condições, entre períodos e localidades distintas. Para a correção destes efeitos, as taxas de morbidade hospitalar e mortalidade para o Brasil e suas grandes regiões, entre os anos de 2000 a 2015, foram também estimadas padronizando por idade e sexo, utilizando como base a estrutura populacional brasileira segundo faixa etária e sexo no ano de 2015.

O segundo método refere-se à elaboração de mapas de dispersão espacial considerando como unidade de análise as microrregiões de saúde do Brasil. O objetivo é verificar se há diferenças por microrregião de saúde, isto é, se as taxas de morbidade hospitalar e mortalidade relacionadas à depressão e suicídio são distribuídas aleatoriamente ou seguem um padrão espacial sistemático em cada ano analisado.

As taxas foram calculadas para as 438 microrregiões de saúde do país, segundo sexo e para os anos de 2000, 2005, 2010 e 2015, intervalos estratégicos para acompanhamento da evolução da distribuição espacial das taxas de morbidade hospitalar e mortalidade pelo território brasileiro.

Foi utilizada a estatística *I* de Moran, medida global de associação espacial, para verificar a hipótese de que os dados espaciais são distribuídos de forma aleatória. A significância deste indicador de correlação espacial assinala as informações a respeito do padrão de agrupamento dos dados. O sinal positivo da estatística *I* de Moran indica a existência de concentração espacial da variável de interesse. Já o sinal negativo aponta que há uma disparidade dos dados com sua

---

<sup>2</sup> As taxas também foram estimadas considerando uso de substâncias psicoativas. No entanto, o resultado apresentou muitas divergências em relação a literatura, indicando que, possivelmente, a ingestão de bebidas alcoólicas e outras substâncias podem ultrapassar fatores relacionados a transtornos mentais e comportamentais.

localização espacial. Além disso, quanto mais próximo de 1 for o resultado obtido no cálculo deste coeficiente, mais forte é a concentração espacial dos dados e, quanto mais próximo de -1, maior sua dispersão espacial (ALMEIDA, 2012).

Uma vez calculado o *I* de Moran Global (IGM), é necessário verificar se os resultados são estatisticamente válidos. Utilizou-se o teste de *pseudo-significância*, baseado na permutação aleatória de todos os valores observados para as taxas de morbidade hospitalar e para as taxas de mortalidade entre as microrregiões de saúde do país. A cada permuta, estatísticas de teste são geradas, criando-se um referencial empírico que é comparado com a estatística medida originalmente. O resultado do IGM é significativo se estiver fora de região crítica de rejeição, estimada, neste caso, em 999 permutações aleatórias.

A distribuição espacial destas informações pelos mapas de dispersão seguiu critérios de contiguidade, que pressupõem que regiões vizinhas apresentam maior grau de dependência espacial do que as demais. O critério de contiguidade do tipo Rainha, utilizado neste trabalho, considera como vizinha as localidades que possuem fronteiras comuns. Para cada unidade espacial, estes vínculos são expressos por uma matriz de conectividade  $w$ , em que  $w=1$ , quando a região é vizinha, e  $w=0$ , quando não há relação de vizinhança. A matriz de contiguidade Rainha foi gerada a partir do *shapefile* disponibilizado por Carvalho (2017).

Apesar de evidenciar a tendência global de agrupamento dos dados, o coeficiente de auto correlação espacial IGM não é capaz de mostrar padrões locais de associação espacial (GONÇALVES, 2011). Para complementar a primeira ferramenta, utilizou-se o “*Local Indicator of Spatial Association*” (LISA), que permite identificar inúmeros aglomerados de valores semelhantes da estatística *I* de Moran e seus níveis de significância para cada localidade específica (ALMEIDA, 2012).

Os resultados foram apresentados utilizando o mapa de *clusters* LISA, que ilustra as microrregiões de saúde de acordo com estatísticas locais do *I* de Moran. Este mapa classifica os resultados significativos seguindo quatro categorias de associação espacial: alto-alto, baixo-baixo, baixo-alto e alto-baixo. Estas categorias levam em consideração os valores obtidos das variáveis de interesse para cada região e as médias das regiões vizinhas que também apresentam o mesmo comportamento (ALMEIDA, 2012). Ademais, as microrregiões não coloridas nos mapas apresentam distribuições que não são estatisticamente diferentes das taxas de morbidade hospitalar ou das taxas de mortalidade médias apresentadas pelas demais microrregiões de saúde do país.

O terceiro método fundamenta-se na elaboração de modelos de regressão espacial com o objetivo de analisar a associação das taxas de morbidade hospitalar e mortalidade por depressão e suicídio com variáveis sociodemográficas, de acordo com suas distribuições no espaço.

Ignorar a defasagem espacial durante a modelagem pode produzir um estimador ineficiente e enviesado. Um modelo de regressão espacial incorpora defasagens espaciais a um modelo clássico de regressão linear, de modo a controlar a dependência espacial. Tais defasagens podem estar associadas a variável dependente ( $W_y$ ), as variáveis independentes ( $W_x$ ) ou aos termos de erro ( $W_\epsilon$ ) (ALMEIDA, 2012).

Inicialmente, é necessário testar a presença de autocorrelação espacial, afim de definir o modelo mais adequado a ser utilizado. O software GeodaSpace executa esta especificação utilizando testes baseados em multiplicadores de Lagrange (ML), capazes de evidenciar a forma da autocorrelação espacial por meio da regressão dos resíduos em relação as variáveis resposta e aos resíduos das áreas vizinhas.

Realizaram-se testes *ML lag* e *ML error*, em suas versões simples e robustas, simultaneamente, para detectar se a defasagem espacial está condicionada à variável dependente ou aos termos de erro, respectivamente. Segundo Almeida (2012), o benefício destes testes está na simples aplicabilidade, pois requer apenas a estimação dos resíduos obtidos a partir do método dos Mínimos Quadrados Ordinários.

Se o teste *ML lag* for significativo, o tipo de modelo que deverá ser utilizado é o *Spatial Lag*. Caso o teste *ML error* apresentar significância, o modelo a ser aplicado é o *Spatial Error*. Entretanto, comumente ambos os testes são significativos e isto pode estar relacionado a um problema de má especificação, relacionado a influência mútua destes testes, que faz com que se rejeite com frequência a hipótese nula.

Levando isso em consideração, são aplicadas versões robustas que incorporam fatores de correção capazes de limpar a interação existente entre estes testes. O teste robusto de *ML lag* ou *ML error* que apresentar significância indicará qual tipo de modelo é o mais apropriado para ser estimado (lag espacial ou error espacial). Se ainda assim os dois testes apresentarem significância, o melhor modelo de regressão espacial a ser empregado na análise é o *Spatial Lag-Error*.

Foram estimados modelos de regressão espacial das taxas totais de mortalidade e morbidade hospitalar por transtornos de humor e suicídio para os anos de 2015 e 2005, com a inclusão de

variáveis explicativas defasadas para 2010 e 2000, respectivamente, conforme apresentado no Quadro 1.

**Quadro 1 – Definição dos modelos de regressão espacial estimados**

<b>Modelo</b>	<b>Variável Dependente</b>	<b>Variáveis Explicativas</b>
Modelo 1	Taxa de Mortalidade (2005)	Variáveis Explicativas (2000) + Taxa de Morbidade Hospitalar (2000)
Modelo 2	Taxa de Mortalidade (2015)	Variáveis Explicativas (2010) + Taxa de Mortalidade (2010)
Modelo 3	Taxa de Morbidade Hospitalar (2005)	Variáveis Explicativas (2000) + Taxa de Morbidade Hospitalar (2000)
Modelo 4	Taxa de Morbidade Hospitalar (2005)	Variáveis Explicativas (2010) + Taxa de Mortalidade (2010)

Todas as variáveis explicativas foram incluídas no modelo com uma defasagem temporal de cinco anos para reduzir problemas associados à causalidade reversa. A escolha dos anos para defasagem temporal e para estimar os modelos se deve à limitação das informações socioeconômicas no nível microrregional aos Censos Demográficos. A definição de cada uma dessas variáveis é fornecida na subseção 3.3 desta monografia. Foi incluída também no modelo, como variável explicativa, a variável dependente defasada para testar possível convergência e divergência das taxas no período analisado (Quadro 1).

### **3.2. Fonte de dados**

Este estudo utilizou informações de saúde disponibilizadas na página do Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS). Os dados referentes a morbidade hospitalar de lesões autoprovocadas intencionalmente e transtornos de humor provêm do Sistema de Informações Hospitalares do SUS – SIH/SUS. Os dados relativos as mortalidades por estas mesmas condições são provenientes do Sistema de Informações de Mortalidade – SIM/SUS.

O SIH/SUS tem como objetivo registrar os atendimentos oriundos de internações hospitalares financiadas pelo setor público a partir da Autorização de Internação Hospitalar (AIH). Esses registros são utilizados para efetuar o pagamento dos procedimentos médico-hospitalares, bem como dos materiais utilizados, profissionais envolvidos e estrutura de hotelaria. O SIM/SUS congrega os registros presentes nas declarações de óbitos, possuindo abrangência nacional. Por

se referirem a todo universo populacional, os dados possuem detalhamento no nível estadual e municipal, e tem como propósito subsidiar as diversas áreas de gestão de saúde pública.

As informações de mortalidade e internações hospitalares foram estratificadas segundo sexo, faixa etária (10-14 anos, 15-24 anos, 25-59 anos e 60 anos ou mais), região e grupos de classificação da Classificação Internacional de Doenças (CID-X). A CID padroniza e cataloga doenças e questões relacionadas à saúde. Transtornos de humor, em que se classifica transtornos depressivos, estão agrupados no subcapítulo de transtornos de humor (F30-F39)<sup>3</sup> do Capítulo V (Transtornos Mentais e Comportamentais) da CID-X. Já no Capítulo XX (Causas Externas de Morbidade e Mortalidade), no subcapítulo de Lesões Autoprovocadas Intencionalmente (X60-X84)<sup>4</sup> estão inclusas as tentativas de suicídio.

A partir dessas informações, foram calculadas taxas específicas de morbidade hospitalar a partir da razão entre o número de internações por transtornos de humor e lesões autoprovocadas intencionalmente e a população residente no mesmo ano e localidade, multiplicado por 100 mil. As taxas específicas anuais de mortalidade foram calculadas por meio da divisão entre o número de óbitos por transtornos de humor e lesões autoprovocadas intencionalmente e a população de cada localidade a cada ano, multiplicado por 100 mil. Tanto as taxas de mortalidade quanto as taxas de morbidade hospitalar foram estimadas por região e microrregião de saúde de residência, faixas de idade e sexo.

Para o cálculo de todas as taxas foram utilizadas estimativas populacionais realizadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e disponibilizados pelo DATASUS.

### **3.3. Variáveis**

As variáveis explicativas foram escolhidas com base na literatura existente como potenciais preditoras, a nível agregado, de transtornos depressivos e suicidas. A escolha dessas variáveis também foi pautada pela disponibilidade das informações medidas no nível microrregional. Estas variáveis foram incluídas no modelo na sua forma defasada para evitar a presença de endogeneidade decorrente de causalidade reversa e incluir o efeito temporal nos modelos de regressão espacial das taxas de morbidade hospitalar e mortalidade.

Além das variáveis de controle do modelo de regressão espacial (proporção de idosos na

---

<sup>3</sup> Composição do subgrupo F30-F39 disponível para consulta em: <http://apps.who.int/classifications/icd10/browse/2016/en#/V>

<sup>4</sup> Composição do subgrupo X60-X84 disponível para consulta em: <http://apps.who.int/classifications/icd10/browse/2016/en#/X60-X84>

população, proporção de mulheres e *dummies* para regiões do país), as variáveis explicativas selecionadas foram disponibilizadas pelo Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS) e são apresentadas no Quadro 2:

**Quadro 2 – Definição das variáveis explicativas incluídas nos modelos de regressão espacial**

Variável	Definição	Fonte de informações
PIB per capita	Produto interno bruto per capita por microrregiões de saúde.	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).
Taxa de variação do PIB de 2015 e 2005	Variação do PIB de 2015 em relação ao PIB de 2000 e variação do PIB de 2005 em relação ao PIB de 2000.	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).
Nível de pobreza	Percentual da população com renda inferior a $\frac{1}{2}$ salário mínimo por microrregião de saúde.	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).
Grau de urbanização	Proporção da população em situação urbana por microrregião de saúde.	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

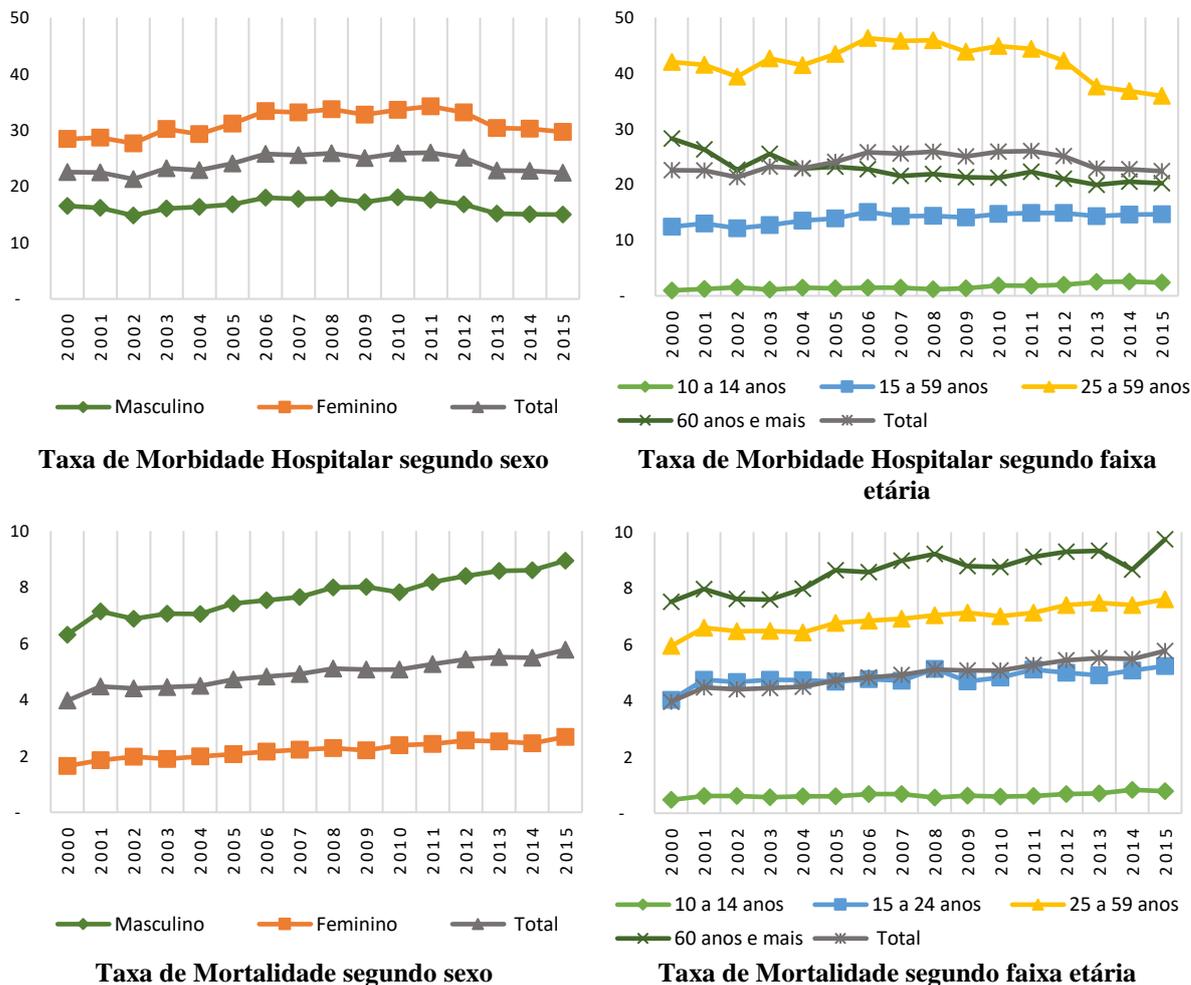
## 4. RESULTADOS

### 4.1. Análise descritiva agregada

Entre os anos de 2000 a 2015, foram registradas 729.469 internações hospitalares por transtornos de humor e tentativas de suicídio no Brasil. Constatou-se que as taxas de morbidade hospitalar pouco variaram durante o período analisado, sendo igual a 22,4/100 mil habitantes em 2015, resultado similar ao verificado em 2000, como pode ser verificado na Figura 1.

As taxas de morbidade hospitalar foram superiores para o sexo feminino durante os anos de análise. Para as mulheres, verificou-se um coeficiente de 29,7/100 mil habitantes em 2015 contra 15/100 mil habitantes no mesmo ano para a população masculina. As taxas de internação mais elevadas foram observadas para a faixa etária de 25 a 29 anos (35,9/100 mil hab. em 2015). Entre os idosos, faixa mais vulnerável a prevalência de transtornos depressivos e suicídio, a taxa de internações decresceu no período, ficando em torno de 20,2/100 mil habitantes em 2015.

**Figura 1 – Taxas de Morbidade Hospitalar e Taxas de Mortalidade por transtornos de humor e lesões autoprovocadas intencionalmente, segundo sexo e faixa etária, 2000-2015**



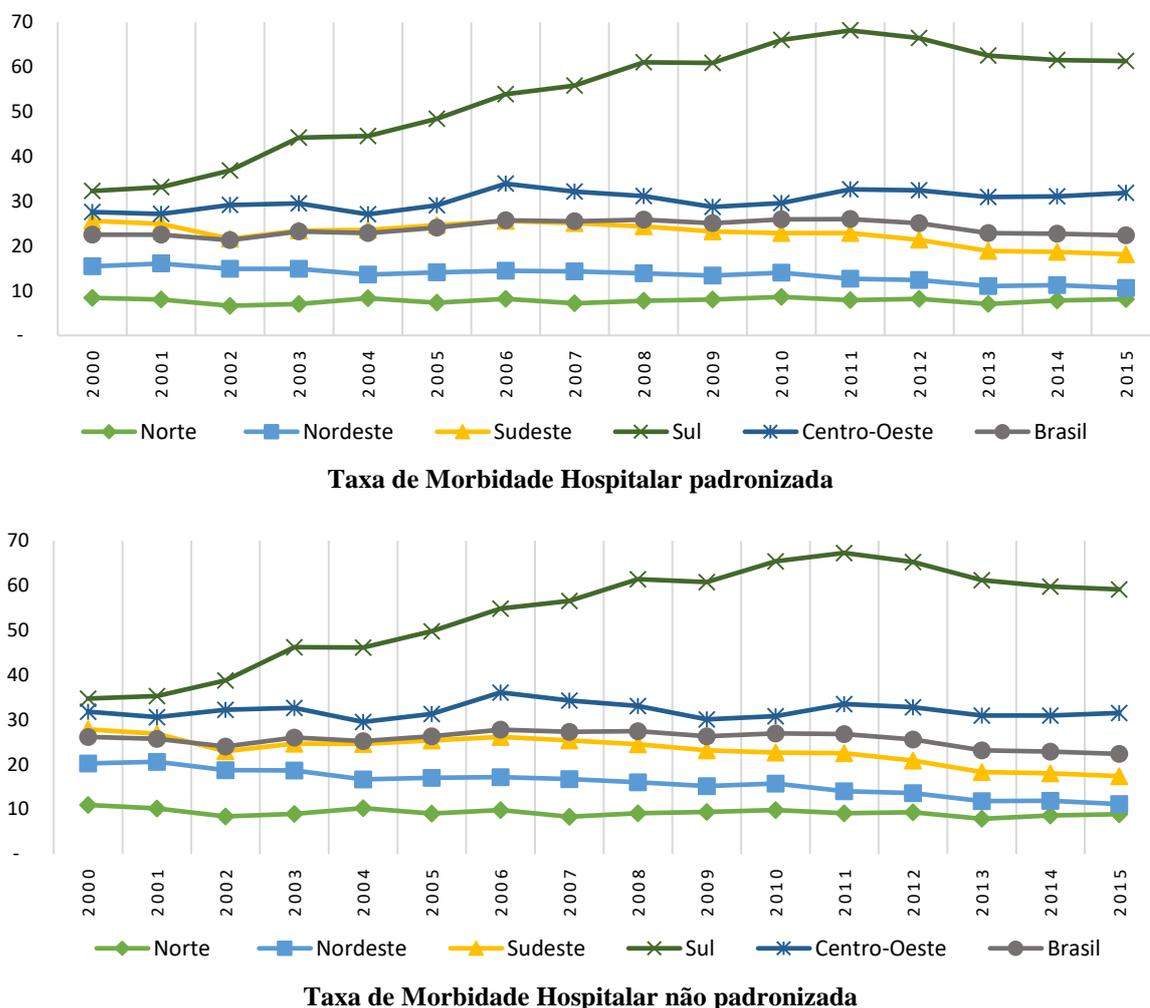
Fonte: Elaboração própria com dados do DATASUS.

Nota: Taxas não padronizadas por sexo e pela estrutura etária.

Para o mesmo período, foram notificados 150.807 óbitos por depressão e suicídio no país. Em 2015, relatou-se mais de 11 mil mortes e, em 2000, foram reportadas cerca de 6 mil mortes. Isto representa um crescimento superior a 70% do número absoluto de óbitos por estas condições no Brasil. A taxa de mortalidade por transtornos de humor e lesões autoprovocadas intencionalmente variou de 3,9/100 mil habitantes em 2000 para 5,8/100 mil habitantes em 2015 (Figura 1).

Ao contrário do que foi verificado para a taxa de morbidade hospitalar, durante os anos considerados, as taxas de mortalidade foram superiores entre indivíduos do sexo masculino (8,9/100 mil hab. em 2015) em relação ao feminino (2,7/100 mil hab. em 2015). As taxas de mortalidade foram mais elevadas entre indivíduo com 60 anos ou mais para todo período analisado (9,7/100 mil hab. em 2015). Entretanto, notou-se que o número absoluto de óbitos foi superior e crescente para as faixas etárias de 15 a 24 anos e 25 a 59 anos.

**Figura 2 – Taxas de Morbidade Hospitalar por transtornos de humor e lesões autoprovocadas intencionalmente, padronizadas e não padronizadas por sexo e faixa etária, Brasil e macrorregiões, 2000-2015**



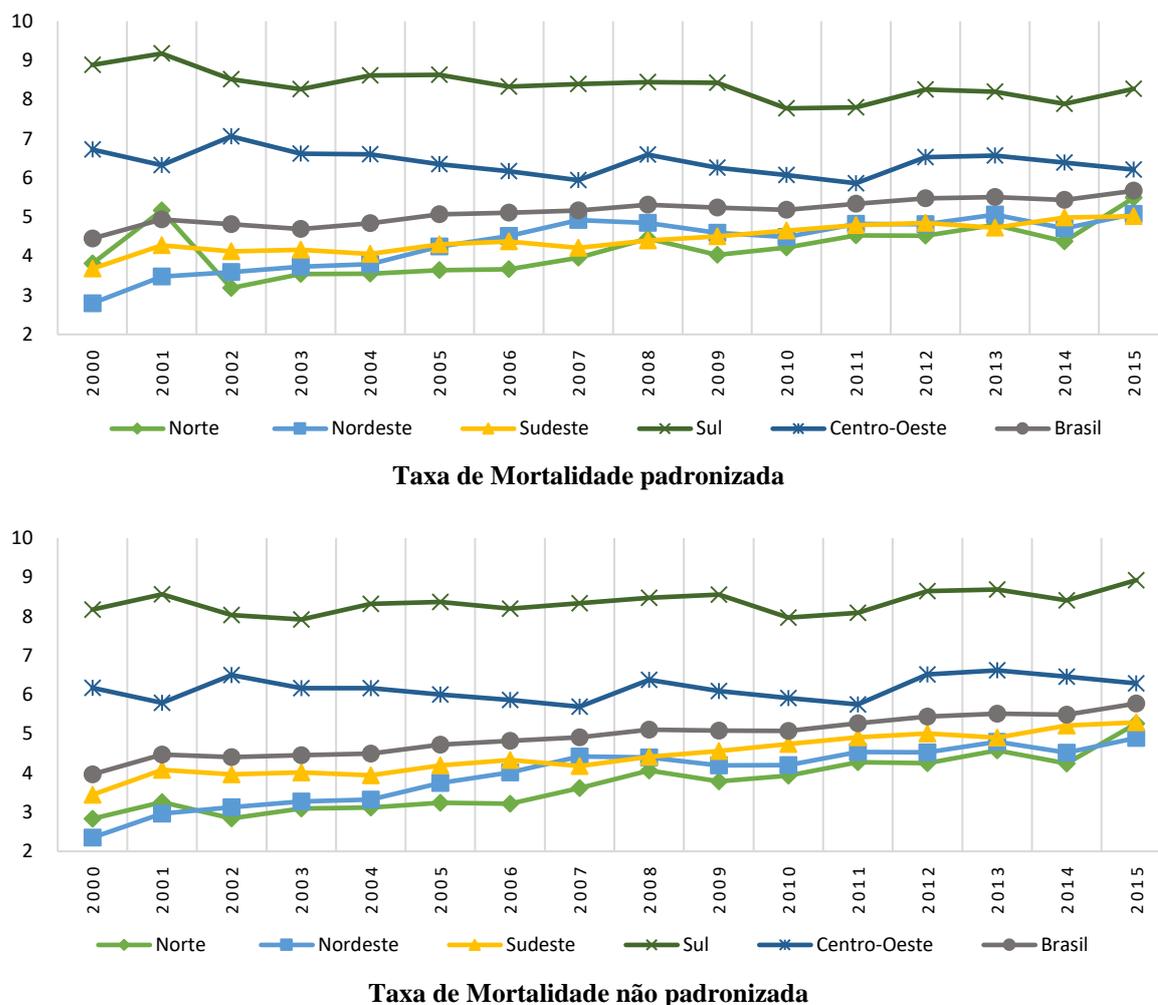
Fonte: Elaboração própria com dados do DATASUS.

A Figura 2 evidencia que a distribuição das taxas de morbidade hospitalar padronizadas e não padronizadas por sexo e estrutura etária entre as grandes regiões brasileiras são similares. A região Sul apresenta a maior taxa de internações (59,2 em 2015), descolando das demais regiões do país principalmente a partir de 2003. Essa região foi a única a apresentar taxas crescentes no período analisado. As regiões Sudeste, Nordeste e Norte possuem taxas inferiores à média nacional. O Rio Grande do Sul é o estado com o maior coeficiente de internações do país (91,5/100 mil hab. em 2015). Já o Amapá apresenta o menor coeficiente entre os estados brasileiros em 2015 (0,13/100 mil hab.).

Para a mortalidade por depressão e suicídio, a distribuição entre as grandes regiões do país também é similar entre as taxas padronizadas e não padronizadas por sexo e estrutura etária (Figura 3). As regiões Sul e Centro-Oeste apresentam coeficientes mais elevados durante todo

período analisado, 8,3 e 6,2, respectivamente. Além disso, destaca-se a evolução das taxas de mortalidade das regiões Norte e Nordeste, que se aproximaram da realidade brasileira no último ano da análise.

**Figura 3 – Taxas de Mortalidade por transtornos de humor e lesões autoprovocadas intencionalmente, padronizadas e não padronizadas por sexo e faixa etária, Brasil e macrorregiões, 2000-2015**



Fonte: Elaboração própria com dados do DATASUS.

#### 4.2. Análise descritiva espacial por microrregião

De acordo com os resultados descritos previamente, as taxas de morbidade hospitalar por transtornos mentais e lesões autoprovocadas intencionalmente são superiores para indivíduos do sexo feminino e as taxas de mortalidade pelas mesmas circunstâncias são superiores entre os homens. Porém, a distribuição espacial das taxas de mortalidade e das taxas de morbidade hospitalar é semelhante entre os dois grupos, assim como sua evolução ao longo do tempo.

As taxas de morbidade hospitalar e as taxas de mortalidade por depressão e suicídio não

variaram expressivamente entre os anos de 2000 e 2015, como demonstrado anteriormente. Entretanto, ainda que não tenha havido mudanças significativas no valor destas taxas, a análise dos mapas de dispersão espacial para as microrregiões de saúde do país evidenciou que as trajetórias seguidas possuem um padrão distinto.

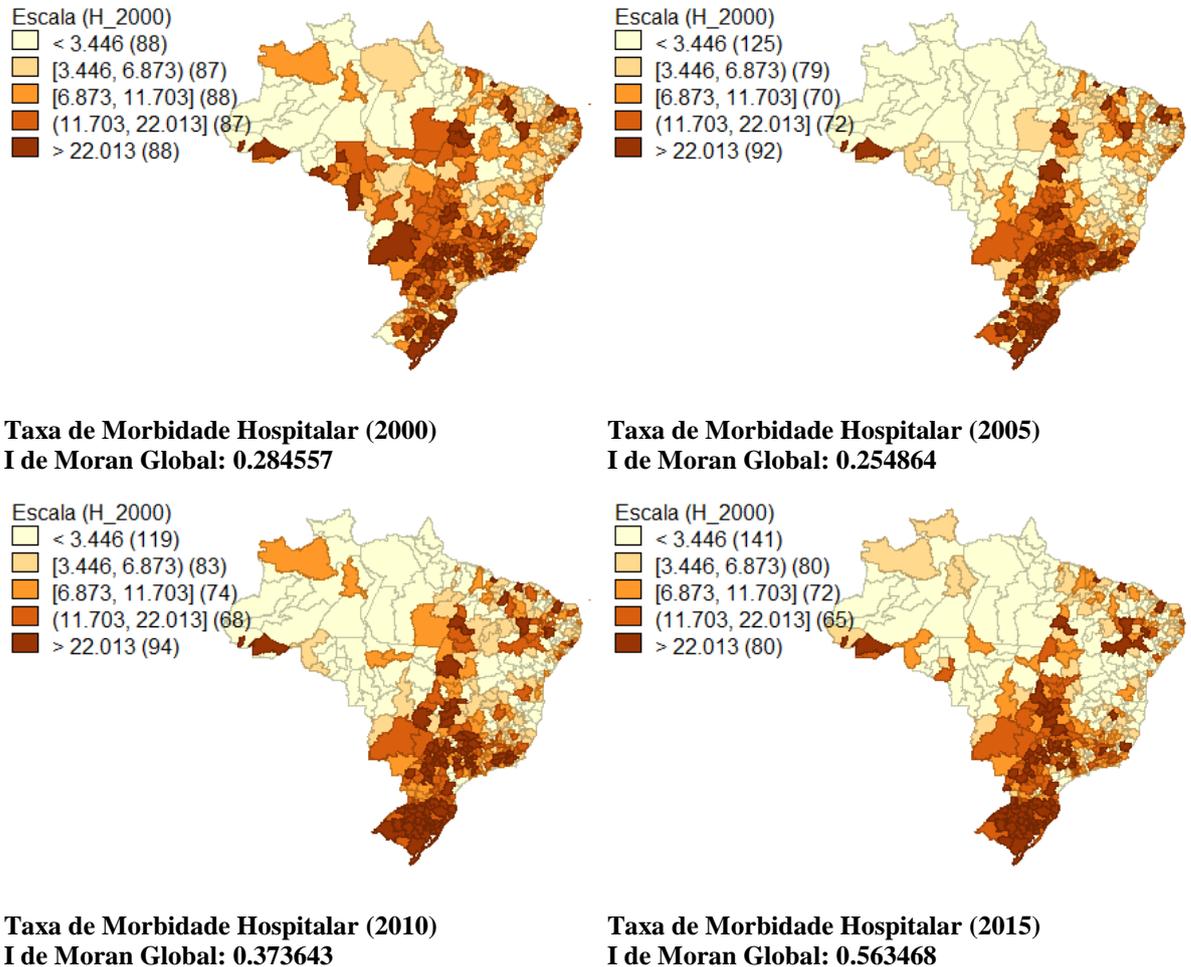
Ao longo do tempo, tanto para homens quanto para mulheres, as taxas de morbidade hospitalar mais elevadas tornaram-se menos dispersas e tenderam a se concentrar na região Sul e em algumas microrregiões de saúde da região Centro-Oeste (Figura 4 e Figura 5). Para todos os anos considerados, os mapas de dispersão espacial das taxas de morbidade hospitalar para homens e mulheres apresentaram autocorrelação espacial positiva (taxa de determinada microrregião é similar à média dos vizinhos) e significativa<sup>5</sup>. Isto quer dizer que as estatísticas globais do *I* de Moran são maiores que zero, com probabilidade de erro de 1%. Em 2015, o resultado do IGM ficou mais próximo de 1, indicando correlação espacial mais expressiva entre os dados neste período.

Entre os homens, as maiores taxas de morbidade hospitalar no ano de 2015 foram observadas nas microrregiões de Diversidade (170,18/100 mil hab.), Vale da Luz (135,95/100 mil hab.) e Vales e Montanhas (121,67/100 mil hab.), todas localizadas no Rio Grande do Sul. Verificou-se as maiores taxas entre indivíduos do sexo feminino nas microrregiões de saúde de Vale da Luz (327,69/100 mil hab.) e Vales e Montanhas (255,80/100 mil hab.), no Rio Grande do Sul, e em Pireneus (246,11/100 mil hab.), microrregião localizada em Goiás.

---

<sup>5</sup> Foram gerados mapas de dispersão espacial para a população em idade ativa (15 a 59 anos) e os resultados encontrados foram similares aos verificados para homens e mulheres. Para as faixas etárias de 10 a 14 anos e 60 anos e mais, haviam quantidades elevadas de valores nulos, impossibilitando a plotagem dos dados no espaço.

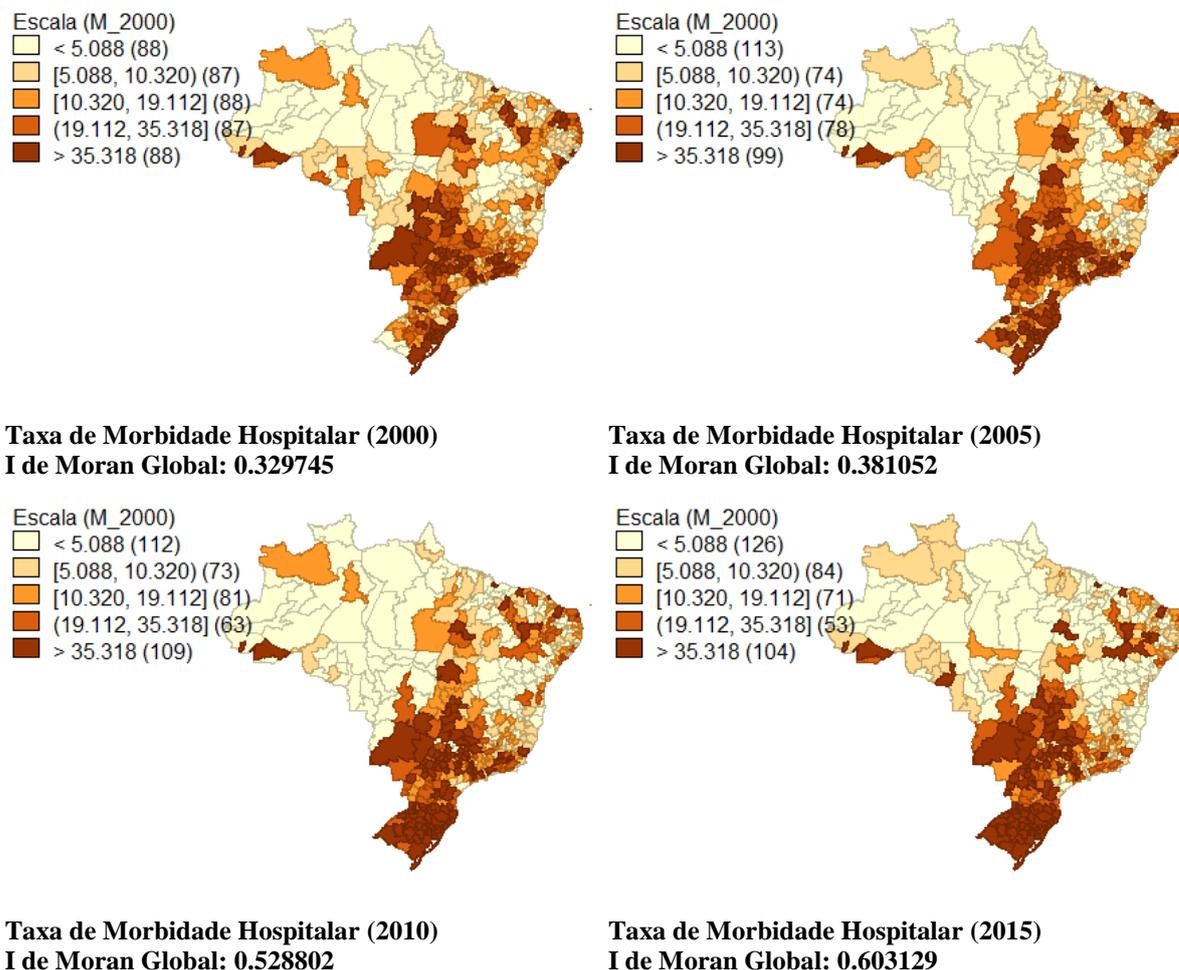
**Figura 4 – Distribuição espacial das taxas de morbidade hospitalar por transtornos de humor e lesões autoprovocadas intencionalmente de homens, microrregiões de saúde, 2000-2015**



Fonte: Elaboração própria no programa Geoda com dados do DATASUS.

Nota: Pseudo-significância empírica baseada em 999 permutações aleatórias.

**Figura 5 – Distribuição espacial das taxas de morbidade hospitalar por transtornos de humor e lesões autoprovocadas intencionalmente de mulheres, microrregiões de saúde, 2000-2015**



Fonte: Elaboração própria no programa Geoda com dados do DATASUS.

Nota: Pseudo-significância empírica baseada em 999 permutações aleatórias.

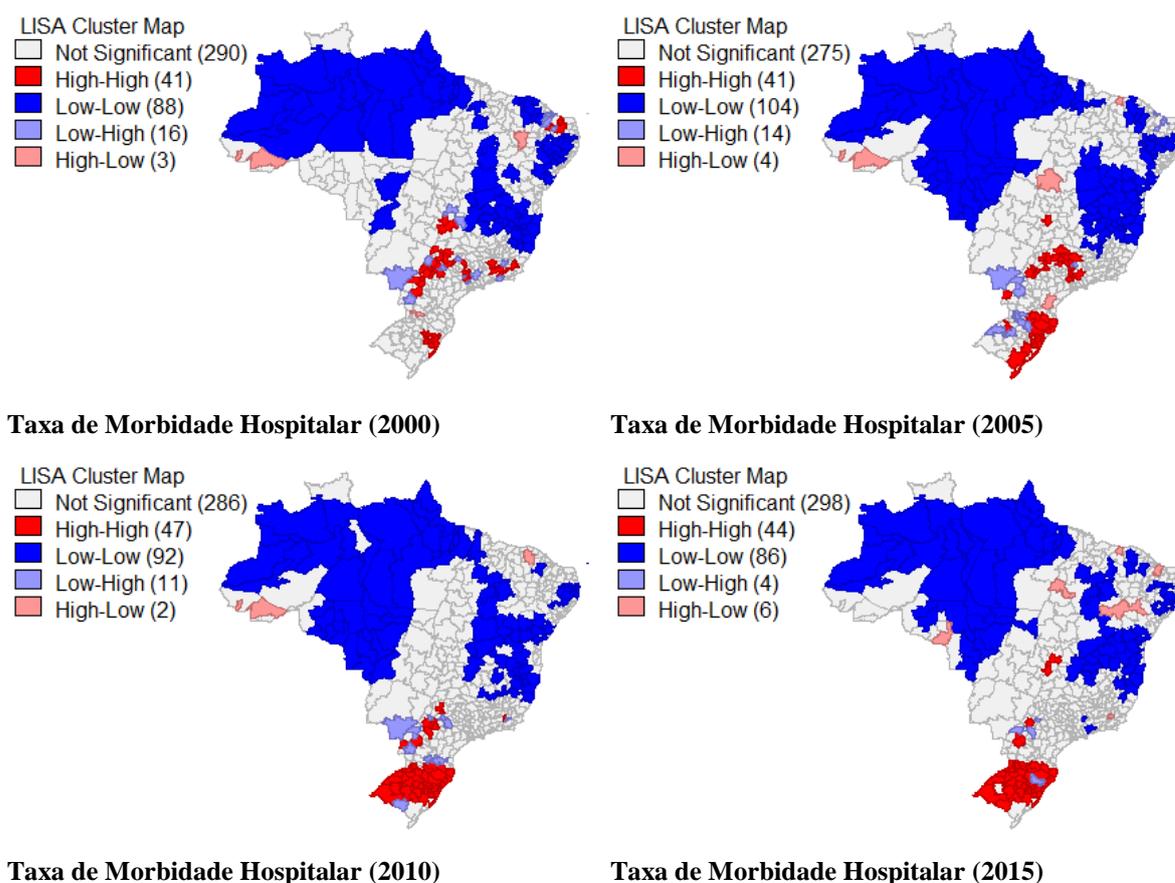
Nota-se que, tanto para homens quanto para mulheres, existem dois principais *clusters* para as taxas de morbidade hospitalar por depressão e suicídio entre as microrregiões de saúde do Brasil (Figuras 6 e 7). O primeiro envolve microrregiões do Norte e Nordeste, representando regiões caracterizadas por taxas de morbidade hospitalar abaixo da média nacional. Nestas localidades há um agrupamento do tipo baixo-baixo, indicando que microrregiões com baixas taxas de morbidade hospitalar são vizinhas de regiões que também apresentam resultados pequenos para esta variável.

O segundo agrupamento é composto por microrregiões da região Sul, que possui as maiores taxas de morbidade hospitalar observadas no país. Como consequência, há concentração do tipo alto-alto, evidenciando que microrregiões que apresentam altas taxas de morbidade hospitalar estão circundadas por microrregiões que também possuem taxas elevadas.

Entre os padrões gerados para as taxas de morbidade hospitalar masculinas (Figura 6), para o ano de 2015, verifica-se que a microrregião Campos de Cima da Serra, no Rio Grande do Sul, está assinalada como um *cluster* baixo-alto (coloração lilás). Esta microrregião apresenta baixa taxa de morbidade hospitalar por depressão e suicídio e se encontra entre microrregiões do *cluster* alto-alto. Esta observação indica a existência de um padrão espacial diferenciado do restante dos dados para esta localidade específica.

Foram verificadas outras microrregiões que apresentaram comportamentos distintos de seus vizinhos. Juazeiro (Bahia), Mossoró (Rio Grande do Norte), Planície Litorânea (Piauí), Médio Norte Araguaia (Mato Grosso), Cone Sul (Rondônia) e Leopoldina Cataguases (Minas Gerais). Essas microrregiões apresentam comportamento alto-baixo (coloração rosa) indicando que estas localidades possuem altas taxas de morbidade hospitalar e estão cercadas por vizinhos com baixos valores desta variável.

**Figura 6 – Clusters LISA para taxas de morbidade hospitalar por transtornos de humor e lesões autoprovocadas intencionalmente de homens, microrregiões de saúde, 2000-2015**



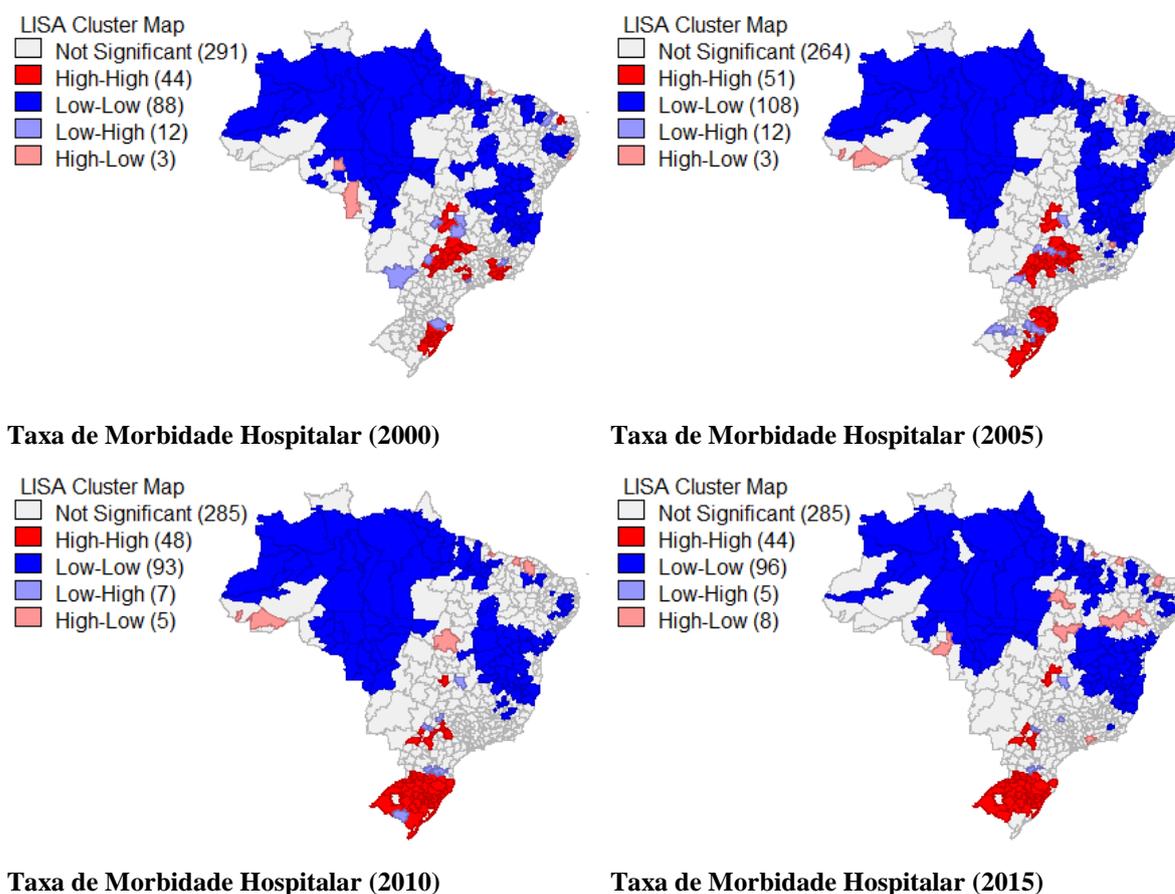
Fonte: Elaboração própria no programa Geoda com dados do DATASUS.

Nota: Pseudo-significância empírica baseada em 999 permutações aleatórias.

Considerando os mapas de *clusters* das taxas femininas de morbidade hospitalar (Figura 7),

para o ano de 2015, observa-se que a microrregião gaúcha de União da Vitória é classificada como cluster baixo-alto. Isto evidencia que esta localidade apresenta baixas taxas de morbidade hospitalar para mulheres mesmo sendo vizinha de microrregiões com taxas elevadas. Além de Cone Sul, Médio Norte Araguaia, Juazeiro, Mossoró e Planície Litorânea, as microrregiões Amor Perfeito (Tocantins), São Luís (Maranhão) e Circuito da Fé/Vale Histórico (São Paulo) são classificadas como padrão alto-baixo, pois apresentam altas taxas de morbidade hospitalar e estão circundadas de microrregiões com baixas taxas.

**Figura 7 – Clusters LISA para taxas de morbidade hospitalar por transtornos de humor e lesões autoprovocadas intencionalmente de mulheres, microrregiões de saúde, 2000-2015**



Fonte: Elaboração própria no programa Geoda com dados do DATASUS.

Nota: Pseudo-significância empírica baseada em 999 permutações aleatórias.

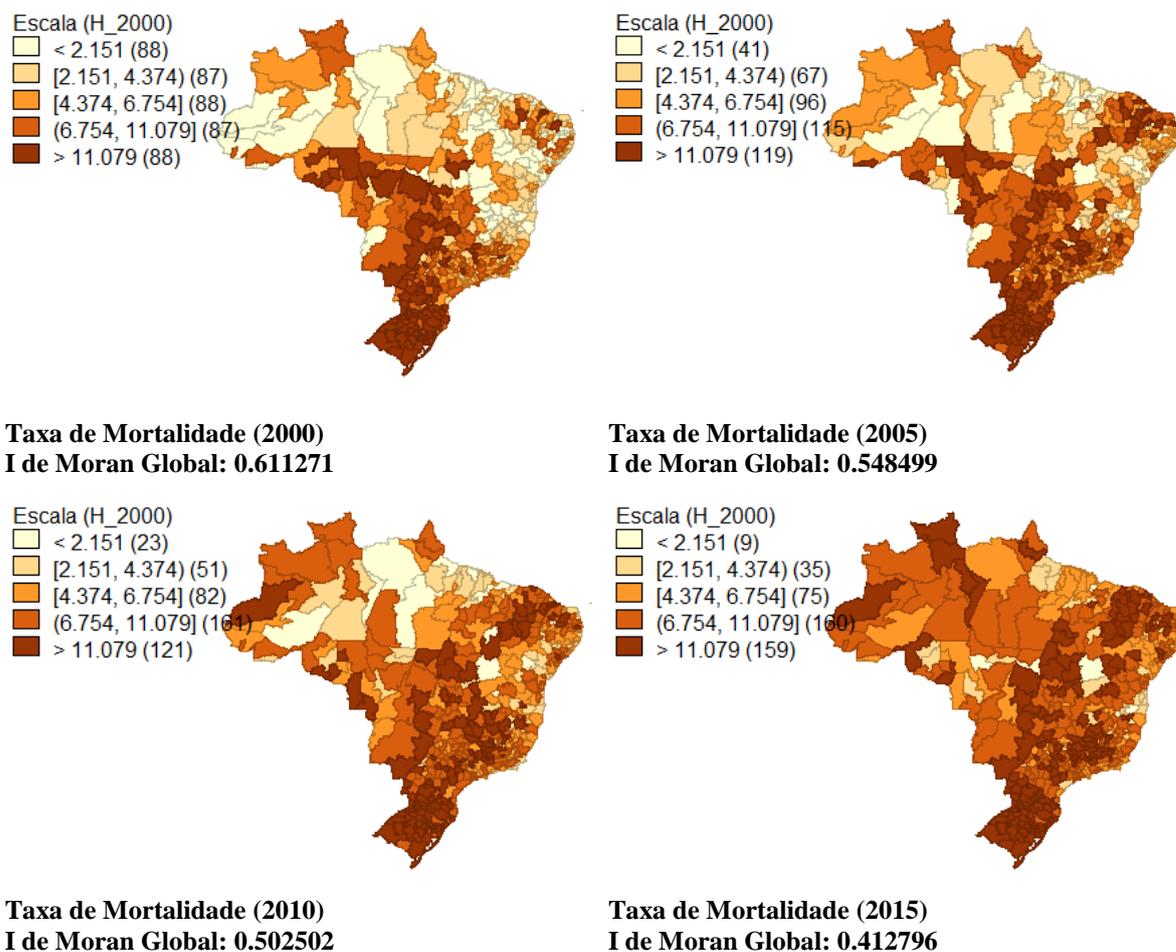
Para as taxas de mortalidade por transtornos de humor e lesões autoprovocadas intencionalmente, verifica-se que ao longo do tempo o valor máximo observado para estas taxas não se altera. No entanto, torna-se maior o número de microrregiões de saúde em todo país que alcançam as taxas mais elevadas.

Pelas Figuras 8 e 9 é possível observar que os mapas de dispersão espacial, tanto para homens quanto para mulheres, tornam-se mais escuros à medida que os anos avançam. Este fato é mais

expressivo para os homens, visto que a mortalidade por depressão e suicídio é superior para indivíduos deste sexo.

Em todos os anos analisados, há indicação de autocorrelação positiva e significativa entre os valores das taxas de mortalidade e sua localização espacial. Constatase que esta associação é mais forte para as taxas calculadas para homens, uma vez que os resultados do IGM para este grupo se torna mais próximo de 1 em relação ao verificado para as taxas femininas. Entre os homens, as maiores taxas de mortalidade para o ano de 2015 foram registradas em Fronteira Noroeste (31,20/100 mil hab.) e Jacuí Centro (31,17/100 mil hab.), no Rio Grande do Sul, e Itaúna (27,86/100 mil hab.), no estado de Minas Gerais. As taxas de mortalidade mais elevadas entre o sexo feminino foram verificadas em Vale da Luz (12,73/100 mil hab.), Itaúna (11,49/100 mil hab.) e Regional Juruá (10,99/100mil hab.), microrregiões localizadas em Goiás, Minas Gerais e Amazonas, respectivamente.

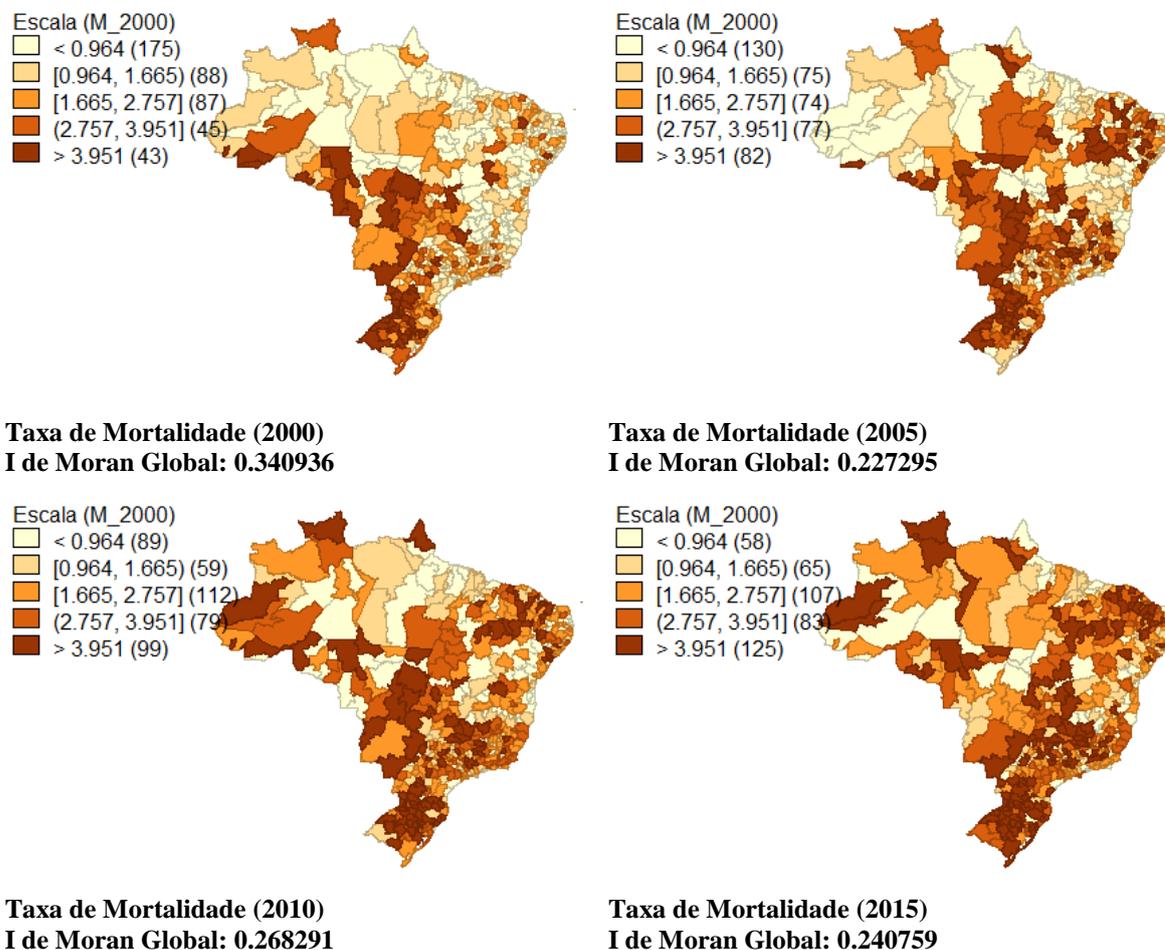
**Figura 8 – Distribuição espacial das taxas de mortalidade por transtornos de humor e lesões autoprovocadas intencionalmente de homens, microrregiões de saúde, 2000-2015**



Fonte: Elaboração própria no programa Geoda com dados do DATASUS.

Nota: Pseudo-significância empírica baseada em 999 permutações aleatórias.

**Figura 9 – Distribuição espacial das taxas de mortalidade por transtornos de humor e lesões autoprovocadas intencionalmente de mulheres, microrregiões de saúde, 2000-2015**



Fonte: Elaboração própria no programa Geoda com dados do DATASUS.

Nota: Pseudo-significância empírica baseada em 999 permutações aleatórias.

Analisando a decomposição do IGM localmente para as taxas de mortalidade por depressão e suicídio para indivíduos do sexo masculino, verifica-se a formação de dois *clusters* com padrões distintos entre as microrregiões de saúde do país (Figura 10). Na região Sul, observa-se uma grande concentração de microrregiões com altas taxas de mortalidade que são vizinhas de localidades que também apresentam altos valores para esta variável. Como verificado na análise anterior, era esperado que esta região apresentasse agrupamento do tipo alto-alto.

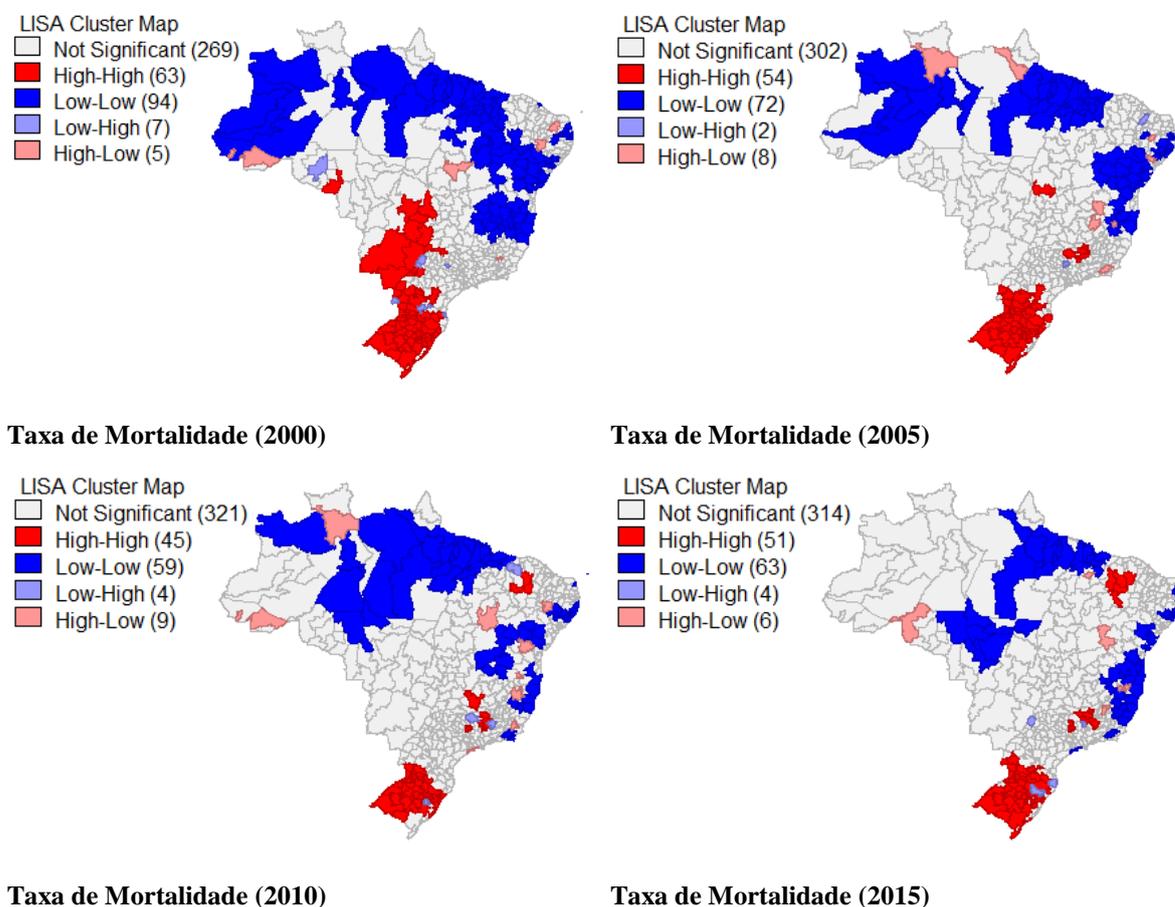
As microrregiões de Grande Florianópolis e Campos de Cima da Serra (também verificado para taxa de morbidade hospitalar) expõem padrão baixo-alto e podem ser consideradas como *outliers* da região, pois apresentam baixas taxas de mortalidade por depressão e suicídio mesmo estando circundadas por microrregiões que possuem altas taxas.

Além da região Sul, observa-se que cinco microrregiões na região Nordeste (Carnaubais, Entre Rios, Vale do Canindé, 15ª Região Crateús e 18ª Região Iguatú) e cinco microrregiões de Minas

Gerais (Formiga, Divinópolis, Pará de Minas, Santo Antônio do Amparo e São João Del Rei) apresentam padrão alto-alto.

O segundo *cluster* constatado para as taxas de mortalidade por depressão e suicídio de homens é o baixo-baixo. Este agrupamento está presente sobretudo em microrregiões do Mato Grosso, Pará e Maranhã, Minas Gerais e Bahia. Nota-se ainda que as microrregiões mineiras de Águas Formosas e Padre Paraíso (coloração rosa) são caracterizadas como *cluster* alto-baixo, pois mesmo estando rodeadas de microrregiões com baixas taxas, estas localidades apresentam elevadas taxas de mortalidade.

**Figura 10 – Clusters LISA para taxas de mortalidade por transtornos de humor e lesões autoprovocadas intencionalmente de homens, microrregiões de saúde, 2000-2015**



Fonte: Elaboração própria no programa Geoda com dados do DATASUS.

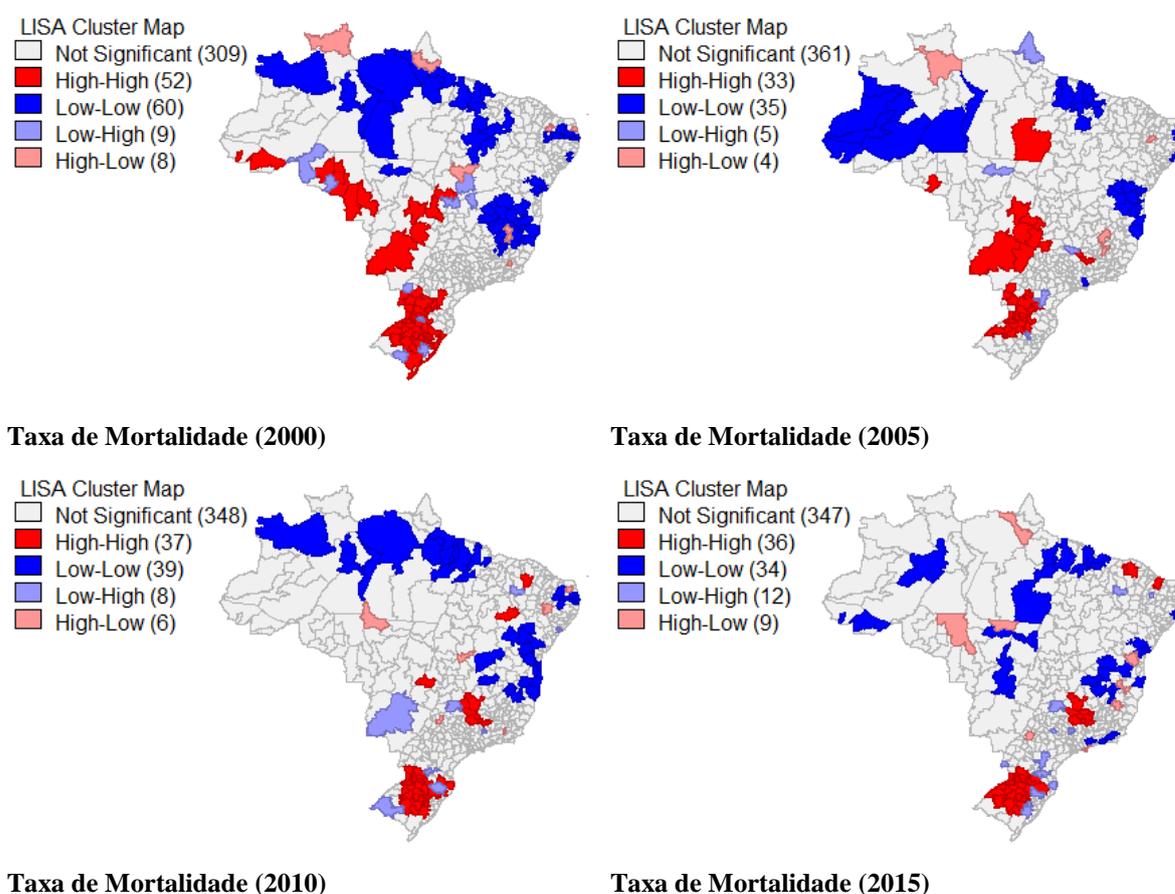
Nota: Pseudo-significância empírica baseada em 999 permutações aleatórias.

Na Figura 11, para o ano de 2015, ilustra-se as estatísticas locais do *I* de Moran para as taxas de mortalidade entre as mulheres. É verificado um agrupamento bem definido alto-alto na região Sul e em algumas microrregiões localizadas no Triângulo Mineiro e Oeste de Minas Gerais (Patos de Minas, Araxá, Formiga, Santo Antônio do Amparo, Divinópolis, Pará de Minas e Bom Despacho). Ao contrário das taxas de mortalidade entre indivíduos do sexo

masculino, as taxas para as mulheres não apresentam *cluster* baixo-baixo tão expressivo. Consta-se que apenas algumas microrregiões do Pará e Maranhão e do norte de Minas Gerais e Bahia apresentaram este comportamento.

As microrregiões de Campos de Cima da Serra, Planalto Norte, Carbonífera, Vale Caí e Grande Florianópolis, localizadas na região Sul, apresentam baixas taxas de mortalidade e são vizinhas de regiões com altas taxas, caracterizando-se como agrupamentos baixo-alto.

**Figura 11 – Clusters LISA para taxas de mortalidade por transtornos de humor e lesões autoprovocadas intencionalmente de mulheres, microrregiões de saúde, 2000-2015**



Fonte: Elaboração própria no programa Geoda com dados do DATASUS.

Nota: Pseudo-significância empírica baseada em 999 permutações aleatórias.

### 4.3. Análise de regressão espacial

Nesta seção foram estimados os modelos que buscam associar indicadores socioeconômicos com as taxas de morbimortalidade por transtornos de humor e suicídio. Inicialmente, estimou-se o modelo de regressão linear sem considerar nenhum tipo de associação espacial. A partir destes modelos, foram gerados testes do tipo LM (lag) e LM (error) para constatar a natureza da defasagem espacial associadas a estas taxas. Estes resultados indicam qual modelo de regressão (*Spatial Lag* ou *Spatial Error*) mais adequado a ser empregado nesta análise.

Os resultados dos testes para verificar o tipo de defasagem espacial associados as taxas de morbidade hospitalar e mortalidade por transtornos de humor e suicídio são apresentados na Tabela 1. Todos os modelos apresentaram significância estatística de 1% para os testes LM (lag) e LM (error). Em função deste resultado e, visto que testes estão sujeitos a problemas de má especificação, testes robustos do multiplicador de Lagrange foram estimados. Os modelos 1 (Taxa de Mortalidade em 2005), 2 (Taxa de Mortalidade em 2015) e 4 (Taxa de Morbidade hospitalar em 2015) foram estatisticamente significativos para o teste LM (lag) enquanto o modelo 3 (Taxa de morbidade Hospitalar em 2005) não apresentou dependência espacial significativa. Portanto, o modelo 3 será estimado por Mínimos Quadrados Ordinários ao passo que os modelos 1, 2 e 4 serão estimados utilizando o Spatial Lag.

**Tabela 1 – Testes LM (lag) e LM (error) para os modelos**

Modelos	LM (lag)	LM (lag) robusto	LM (error)	LM (error) robusto	Decisão
1- Taxa de Mortalidade (2005)	0,0000	0,0000	0,0001	0,0264	LM (lag)
2- Taxa de Mortalidade (2015)	0,0000	0,0000	0,0181	0,0107	LM (lag)
3- Taxa de Morbidade Hospitalar (2005)	0,0279	0,8440	0,0102	0,1802	MQO
4- Taxa de Morbidade Hospitalar (2015)	0,0000	0,0000	0,0002	0,2905	LM (lag)

Fonte: Elaboração própria no programa GeodaSpace.

A Tabela 2 apresenta os resultados dos modelos Spatial Lag das taxas de mortalidade por depressão e suicídio para os anos de 2005 e 2015. Para fins comparativos, são apresentados também os modelos estimados pelo método dos MQO. Comparando os resultados dos modelos espaciais nos dois anos analisados, os resultados encontrados são muito similares. As principais variáveis que explicam as taxas de mortalidade por essas causas no Brasil são a taxa de mortalidade defasada temporalmente e a taxa de mortalidade das microrregiões vizinhas. Em ambos os modelos, as taxas de mortalidade defasadas em cinco anos possuem coeficientes positivos e significativos, indicando que não há convergência das taxas ao longo dos períodos (2000-2005 e 2010-2015). Estes resultados, associados aos mapas de cluster LISA (Figura 10 e Figura 11), indicam que microrregiões com taxas de mortalidade elevadas em 2000 e 2010 tendem a apresentar maiores taxas em 2005 e 2015. Além disso, as variáveis defasadas espacialmente indicam que as taxas de mortalidade por depressão e suicídio de microrregiões vizinhas devem ser consideradas como um dos determinantes da taxa de mortalidade de determinada localidade.

Em nenhum dos períodos analisados, as variáveis sociodemográficas foram importantes para explicar as taxas de mortalidade por depressão e suicídio. Apenas em 2015 a proporção de idosos foi significativa a 10%. Nesse caso, os resultados encontrados mostram que essas taxas seriam mais elevadas em localidades com uma estrutura populacional mais envelhecida. No caso das dummies por região, apenas a região Nordeste apresentou coeficiente positivo e significativo. Esse resultado é observado somente em 2015 e mostra que, na análise controlada, as taxas são mais elevadas nessa região comparativamente ao Sul do Brasil.

**Tabela 2 – MQO e Modelo Lag Espacial das taxas de mortalidade por transtornos de humor e lesões autoprovocadas voluntariamente, 2005 e 2015**

Variáveis (t-1)	2005		2015	
	MQO	Modelo Espacial	MQO	Modelo Espacial
PIB per capita	-0,00	-0,00	-0,00	-0,00
Taxa de variação do PIB	-0,00	-0,00	-0,00	-0,00
Nível de pobreza	-0,01	-0,00	-0,02	-0,01
Grau de urbanização	-0,01	0,00	-0,01	-0,01
Taxa de mortalidade	0,53**	0,38***	0,58***	0,43***
Taxa de mort. dos vizinhos no período t	-	0,64***	-	0,47***
Proporção de idosos	0,18**	0,06	0,27***	0,15*
Proporção de mulheres	-0,08	-0,06	-0,09	-0,05
Região Sudeste	1,40***	-0,43	1,40***	0,19
Região Centro-Oeste	0,49	-0,20	0,35	0,11
Região Nordeste	-0,21	-0,04	0,72***	0,25*
Região Norte	-0,08	0,12	1,76	1,11
Constante	6,93	3,42	6,46	3,59
Número de Observações	438	438	438	438
Pseudo R2	0,50	0,56	0,50	0,54

Fonte: Elaboração própria no programa GeodaSpace com dados do DATASUS.

Nota: \*\*\*Estatisticamente significativo a 1%. \*\*Estatisticamente significativo a 5%. \*Estatisticamente significativo a 10%.

A Tabela 3 apresenta os resultados dos modelos das taxas de morbidade hospitalar por transtornos de humor e lesões autoprovocadas intencionalmente para os anos de 2005 e 2015. Os resultados encontrados são similares aos estimados para as taxas de mortalidade. As taxas de morbidade defasadas para cinco anos apresentam associação positiva e significativa, indicando ausência de convergência. Ademais, dado a existência de autocorrelação espacial no ano de 2015, a variável defasada espacialmente no modelo espacial evidencia que a taxa de morbidade hospitalar dos vizinhos exerce influência direta na taxa de cada microrregião.

Além disso, a variável proporção de idosos apresentou coeficiente positivo e significativo, o que corrobora os resultados encontrados previamente e a literatura existente, visto que as

internações por transtornos mentais e lesões autoprovocadas são mais expressivas para indivíduos com 60 anos e mais. Dessa forma, localidades mais envelhecidas tenderiam a apresentar taxas mais elevadas de internações por essas causas.

As principais diferenças observadas em relação aos modelos de mortalidade se referem à presença de desigualdades entre as regiões (em 2005), e o efeito significativo dos indicadores de pobreza (em 2005 e 2015) e grau de urbanização (em 2015). Para o ano de 2005, o modelo final, estimado pelo método dos MQO, indica taxas mais elevadas nas regiões Nordeste e Sudeste comparativamente ao Sul do país.

Um resultado contra intuitivo foi observado para o indicador de pobreza. Nos dois anos analisados, verificou-se uma relação negativa e significativa com as taxas de morbidade hospitalar, indicando que quanto menor a proporção de pobres nas microrregiões de saúde menor a taxa de internação por essas causas. Além do nível de pobreza, a variável grau de urbanização também apresenta coeficiente negativo e, no modelo *Spatial Lag* das taxas de morbidade hospitalar de 2015, esta relação é significativa a 1%. Este resultado demonstra que quanto mais urbanizada uma microrregião, menor a taxa de morbidade hospitalar.

**Tabela 3 – MQO e Modelo Lag Espacial das taxas de morbidade hospitalar por transtornos de humor e lesões autoprovocadas voluntariamente, 2005 e 2015**

Variáveis (t-1)	2005		2015	
	MQO	Modelo Espacial	MQO	Modelo Espacial
PIB per capita	-0,04	-	0,00	0,00
Taxa de variação do PIB	-0,00	-	-0,03	-0,02
Nível de pobreza	-0,34***	-	-0,28**	-0,21**
Grau de urbanização	-0,03	-	-0,44***	-0,39***
Taxa de morbidade hospitalar	0,73***	-	0,84***	0,75***
Taxa de morb. dos vizinhos no período t	-	-	-	0,36***
Proporção de idosos	1,36**	-	0,18	-0,79
Proporção de mulheres	-0,54	-	1,17	1,71
Região Sudeste	11,54***	-	14,56***	-0,21
Região Centro-Oeste	1,89	-	9,34***	4,86
Região Nordeste	6,41**	-	2,51*	-0,56
Região Norte	6,34	-	7,28	2,61
Constante	44,98	-	-17,50	-41,77
Número de Observações	438	-	438	438
R2 ajustado	0,54	-	0,76	0,80

Fonte: Elaboração própria no programa Geoda com dados do DATASUS.

Nota: \*\*\*Estatisticamente significativo a 1%. \*\*Estatisticamente significativo a 5%. \*Estatisticamente significativo a 10%.

## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O principal objetivo deste trabalho foi analisar a evolução das taxas de morbimortalidade por transtornos de humor e lesões autoprovocadas intencionalmente no período de 2000 a 2015 e sua distribuição espacial entre as microrregiões de saúde do Brasil. Além disso, procurou-se verificar em que medida estas condições estão associadas a fatores sociais, demográficos e econômicos considerando a natureza espacial dos dados.

O trabalho mais recente nesta perspectiva foi realizado por Gonçalves (2007), que analisou os determinantes espaciais e socioeconômicos do suicídio nas microrregiões do Brasil no período de 1998 a 2002. O presente estudo avança em relação aos resultados obtidos por Gonçalves (2007) visto que abrange maior período de análise, aborda diferenciais por sexo e considera não apenas informações de mortalidade, mas também de morbidade hospitalar para o suicídio e depressão.

Os transtornos depressivos e suicidas têm se tornado mais frequentes no Brasil e no mundo. Mais de 300 milhões de pessoas no mundo estão vivendo com depressão e, anualmente, são relatados mais de 800 mil óbitos por suicídio, o que equivale a uma morte a cada 40 segundos (WHO, 2017). No Brasil, contabilizou-se que mais de 2 milhões de anos foram vividos com incapacidade em 2015 (YLD) devido à depressão, evidenciando o peso desta doença para sociedade (WHO, 2017). Em vista disso, analisar as informações de mortalidade e morbidade hospitalar são importantes para entender o impacto da depressão e suicídio sobre o bem-estar e os custos associados a estas condições, tais como perda de produtividade, saída antecipada do mercado de trabalho, mortalidade precoce e dispêndio com serviços de saúde (FERRARI et al., 2013; IPEA, 2007).

Os resultados deste trabalho evidenciam que as taxas de morbidade hospitalar permaneceram constantes ao mesmo tempo em que as taxas de mortalidade aumentaram ao longo do período analisado. Verificou-se que estas taxas apresentam comportamentos distintos para homens e mulheres. Assim como observado na literatura, indivíduos do sexo feminino são mais vulneráveis a transtornos de humor ao passo que as maiores vítimas do suicídio pertencem ao sexo masculino (STOPA et al., 2015; MUNHOZ et al., 2016; SANTOS; KASSOUF, 2007; SANTOS; KAWAMURA; KASSOUF, 2012; MARÍN-LEÓN & A BARROS, 2003; LOVISI et al., 2009). De acordo com Schrijvers et al. (2012), homens e mulheres reagem de forma distinta a transtornos mentais ou eventos estressantes, o que ocasiona em diferentes condutas suicidas.

O peso associado ao suicídio e, sobretudo, à depressão para a sociedade estão diretamente associadas aos resultados observados neste trabalho. A alta taxa de internações por transtornos de humor e lesões autoprovocadas entre indivíduos de 25 a 59 anos de idade pode ser considerada como uma proxy para redução da oferta de mão de obra e perda de produtividade, na medida em que as pessoas em idade ativa se ausentam do mercado de trabalho por conta destes distúrbios. Stewart (2003) analisou os efeitos da depressão na força de trabalho norte-americana, no que tange ao tempo de produtividade perdido (LPT) e ausência do trabalho. Para casos relacionados à saúde, trabalhadores com depressão apresentaram 5,6 horas/semana de produtividade perdida em contrapartida a 1,5 hora/semana esperados para trabalhadores sem depressão. Extrapolando os resultados, o autor estima que os custos de LPT para os empregadores ultrapassaram US\$44 bilhões ao ano.

Em relação a distribuição espacial, constatou-se que as taxas de morbidade hospitalar e mortalidade por depressão e suicídio possuem padrões distintos ao longo do tempo. Enquanto as taxas de morbidade tendem a se concentrar nas microrregiões de saúde do Sul e Centro-Oeste, as taxas de mortalidade mais elevadas tendem a se dispersar pelas microrregiões de saúde do país.

De maneira geral, os mapas LISA demonstram a existência de dois *clusters* principais associados a estas taxas. O primeiro corresponde a um padrão baixo-baixo que incorpora as microrregiões de saúde do Norte e Nordeste, localidades que apresentam taxas de morbidade hospitalar e mortalidade abaixo da média nacional. O segundo *cluster* é caracterizado pelo agrupamento do tipo alto-alto e é composto pelas microrregiões de saúde do Sul, região que se destaca pelas elevadas taxas de mortalidade e morbidade hospitalar.

Nos modelos de regressão espacial, a significância estatística das variáveis dependentes defasadas espacialmente incrementa os resultados ilustrados pelos mapas de dispersão espacial e LISA ao comprovar a existência de um efeito contágio entre as taxas de morbimortalidade pelas microrregiões de saúde do país. Como verificado por Gonçalves (2007), isto quer dizer que, de modo geral, as taxas apresentadas por uma microrregião são afetadas diretamente pelas taxas das microrregiões vizinhas. Aliado a isto, observa-se que microrregiões que apresentam elevadas taxas de mortalidade e morbidade hospitalar em um período tendem a seguir o mesmo comportamento em períodos subsequentes.

Os modelos de MQO e regressão espacial evidenciaram que as taxas de morbidade hospitalar e mortalidade não possuem associação significativa com as variáveis socioeconômicas

selecionadas, com exceção do nível de pobreza. Verificou-se uma relação negativa entre as taxas de morbidade por transtornos de humor e suicídio e o nível de pobreza medido como o percentual de indivíduos com renda inferior a ½ salário mínimo. Este resultado sugere que quanto maior o nível de pobreza de uma microrregião menor é a taxa de internações por estas condições. Segundo Rehkopf e Buka (2005), existe uma discrepância na literatura quanto o tipo de associação existente entre fatores socioeconômicos e taxas de suicídio regionais. Em uma revisão sistemática da literatura, os autores constataram que estudos que utilizam medidas de pobreza e desemprego apresentam frequentemente uma relação inversa entre estes indicadores e as taxas de suicídio.

O cenário observado no Brasil nos últimos anos evidencia a importância de se promover políticas de saúde para lidar com problemas associados a saúde mental. Os resultados encontrados nesse estudo mostram que apesar das taxas de internação permanecerem constantes, há uma tendência crescente da mortalidade relacionada ao suicídio. Ainda há poucas iniciativas no país para o enfrentamento dessas doenças e as iniciativas observadas no âmbito internacional são recentes.

Em 2013, a OMS lançou o *Mental Health Action Plan* com objetivo de “promover o bem-estar mental, prevenir transtornos mentais, fornecer cuidados, melhorar a recuperação, promover os direitos humanos e reduzir a mortalidade, morbidade e incapacidade das pessoas com transtornos mentais”. Entre as metas propostas, destaca-se que, até o final de 2020, 80% dos países signatários deverão criar ou atualizar suas políticas de saúde mental e a cobertura de serviços voltados para transtornos mentais severos deverão aumentar em 20%.

Como país signatário, o Brasil almeja criar até 2020 o Plano Nacional de Prevenção ao Suicídio<sup>6</sup>. Desenvolvido pelo Ministério da Saúde, este plano tem como objetivo ampliar e estruturar atividades de conscientização, prevenção do suicídio e promoção da saúde mental que já são realizadas atualmente durante o Setembro Amarelo. Esta campanha é realizada desde 2015 pelo Centro de Valorização da Vida. Durante todo mês de setembro são realizadas ações com o propósito de promover o diálogo e sensibilizar a população e profissionais de saúde para sintomas e efeitos destes problemas.

O Plano Nacional de Prevenção ao Suicídio está estruturado em três eixos de atuação. O

---

<sup>6</sup> Material disponível para consulta em: <http://portalms.saude.gov.br/saude-para-voce/saude-mental/prevencao-do-suicidio>

primeiro eixo está relacionado a vigilância e qualidade da informação, no que tange a qualificação da notificação de tentativas de suicídio e da causa do óbito e publicação de relatórios periódicos sobre o tema. Isto é importante para sensibilizar tanto as famílias quanto profissionais de saúde sobre a importância da notificação correta dos óbitos e tentativas de suicídio. O segundo eixo está pautado na prevenção do suicídio e promoção da saúde, envolvendo iniciativas como comunicação em massa e criação de materiais informativos, além do fomento a iniciativas para controle do acesso aos meios mais utilizados para suicídio, tais como armas de fogo e medicamentos. O terceiro eixo está orientado para gestão e cuidado, envolvendo estratégias e fluxos de atenção à saúde local e programas de educação permanente, com o objetivo de amenizar o estigma social existente em torno do tema.

Os resultados obtidos neste trabalho apresentam algumas limitações que deverão ser abordadas em uma agenda futura de pesquisa. Em primeiro lugar, existe a possibilidade de ocorrência de falácia ecológica, isto é, realização de inferências com base em dados agregados que, na verdade, podem ser explicadas por associações individuais. De acordo com Schwartz (1994), a explicação de uma morbidade é complexa e envolve fatores tanto no nível individual quanto nos níveis social e ecológico, sendo necessário analisar todas as variáveis que podem estar envolvidas na etiologia da doença. Uma forma de superar este problema seria a combinação de dados individuais com dados agregados. Entretanto, a única base individual disponível no Brasil que permite medir depressão e o nível de severidade da doença é a PNS – Pesquisa Nacional de Saúde. Como esta pesquisa só foi realizada uma vez, no ano de 2013, torna mais difícil estabelecer relações de causalidade.

Em segundo lugar, não foi utilizada uma medida proxy de violência para cada microrregião de saúde do país, o que poderia contribuir para explicação das diferenças regionais das taxas de morbidade hospitalar e mortalidade. Além do número de óbitos por suicídio ser superior entre jovens adultos, segundo informações divulgadas pelo Ministério da Saúde, 65% dos óbitos nesta faixa etária ocorrem por causas externas, tais como acidentes e agressões – categorias inclusas nos agrupamentos V01-X59 e X85-Y09 do Capítulo XX da CID-X, respectivamente.

Por fim, apesar de não haver um consenso na literatura quanto os efeitos da sazonalidade e fatores climáticos sobre tentativas de suicídio e desenvolvimento de transtornos depressivos, seria importante em uma análise futura considerar esses mecanismos. A estimação de taxas mensais de morbidade hospitalar e mortalidade por transtornos de humor e suicídio em cada ano e a inclusão de medidas de temperatura e precipitação permitiriam captar possíveis efeitos

sazonais e climáticos. Deisenhammer (2003) realizou uma revisão sistemática da literatura sobre a relação entre tentativas de suicídio e diversos fatores climáticos, tais como precipitação e temperatura. Ele concluiu que embora a maioria dos estudos tenham apresentado correlação com ao menos um fator climático, eles não apresentaram resultados conclusivos e muitas vezes são contraditórios. Ademais, muitos estudos apontam associação entre exposição a agrotóxicos e desenvolvimento de transtornos depressivos e ocorrência de suicídio, sobretudo entre trabalhadores rurais das regiões mais afetadas por estes distúrbios (PIRES et al., 2005; MEYER et al., 2007). Essas análises também contribuiriam para explicar as discrepâncias entre as taxas verificadas nas microrregiões de saúde do Brasil. Uma possibilidade seria a inclusão de uma medida proxy de exposição a agrotóxicos, como por exemplo, a proporção de trabalhadores empregados no setor agrícola.

Este é o primeiro estudo realizado no Brasil que utiliza, conjuntamente, o Sistema de Informações Hospitalares (SIH-SUS) e o Sistema de Informações de Mortalidade (SIM-SUS) para avaliar a evolução e distribuição da depressão e suicídio no país segundo microrregiões, sexo e faixa etária. As disparidades regionais verificadas apontam para necessidade de se realizar políticas públicas de saúde específicas para as áreas mais afetadas pela alta morbidade hospitalar e mortalidade por transtornos de humor e suicídio. Visto a existência do efeito contágio destas taxas entre as microrregiões, faz-se igualmente necessário o desenvolvimento de políticas nacionais para conscientização dos cuidados com a saúde mental e prevenção do suicídio que considerem essa dinâmica espacial.

## 6. BIBLIOGRAFIA

ALMEIDA, Eduardo. *Econometria Espacial Aplicada*. Editora Alínea, Campinas, SP, p.73-146, 2012.

ANDRADE, Laura et al. Prevalence of ICD-10 mental disorders in a catchment area in the city of São Paulo, Brazil. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, [s.l.], v. 37, n. 7, p.316-325, jul. 2002. Springer Nature. <http://dx.doi.org/10.1007/s00127-002-0551-x>.

ANDRÉS, Antonio Rodríguez. Income inequality, unemployment, and suicide: a panel data analysis of 15 European countries. *Applied Economics*, [s.l.], v. 37, n. 4, p.439-451, 10 mar. 2005. Informa UK Limited. <http://dx.doi.org/10.1080/0003684042000295304>.

ARTAZCOZ, L. et al. Unemployment and mental health: understanding the interactions among gender, family roles, and social class. *American Journal of public health, American Public Health Association*, v. 94, n. 1, p. 82–88, 2004.

BARR, B. et al. Suicides associated with the 2008-10 economic recession in England: time trend analysis. *Bmj*, [s.l.], v. 345, n. 132, p.5142-5142, 13 ago. 2012. BMJ. <http://dx.doi.org/10.1136/bmj.e5142>.

BARROS, Marilisa Berti de Azevedo et al. Depression and health behaviors in Brazilian adults – PNS 2013. *Revista de Saúde Pública*, [s.l.], v. 51, n. 1, p.170-180, 2017. FapUNIFESP (SciELO). <http://dx.doi.org/10.1590/s1518-8787.2017051000084>.

BÓS, Antônio Miguel Gonçalves; BÓS, Ângelo Jose Gonçalves. Fatores determinantes e consequências econômicas da depressão entre idosos no Brasil. *Revista Brasileira de Ciências do Envelhecimento Humano*, Passo Fundo, p.36-46, dez. 2005.

BROMET et al. Cross-national epidemiology of DSM-IV major depressive episode. *Bmc Medicine*, New York, p.1-16, 2011.

CARVALHO, Lucas Resende de. Distribuição espacial da oferta de saúde no Brasil no contexto do mix público-privado. Belo Horizonte, mar. 2017.

CARVALHO, José Alberto Magno de. A transição da estrutura etária da população brasileira na primeira metade do século XXI. *Cad. Saúde Pública*, Rio de Janeiro, p.597-605, mar. 2008.

CHANG, Shu-sen et al. Was the economic crisis 1997–1998 responsible for rising suicide rates in East/Southeast Asia? A time–trend analysis for Japan, Hong Kong, South Korea, Taiwan, Singapore and Thailand. *Social Science & Medicine*, [s.l.], v. 68, n. 7, p.1322-1331, abr. 2009. Elsevier BV. <http://dx.doi.org/10.1016/j.socscimed.2009.01.010>.

CUNHA, Ricardo Vivian da et al. Prevalência de depressão e fatores associados em comunidade de baixa renda de Porto Alegre, Rio Grande do Sul. *Bras Epidemiol*, Porto Alegre, p.347-354, 2012.

DIAS, Fernando Machado Vilhena et al. Perfil dos indivíduos diagnosticados com depressão maior no Estado de Minas Gerais, Brasil. *R. Bras. Est. Pop*, Rio de Janeiro, v. 29, p.497-502, dez. 2012.

FERRARI, Alize J. et al. Burden of Depressive Disorders by Country, Sex, Age, and Year: Findings from the Global Burden of Disease Study 2010. *Plos Medicine*, [s.l.], v. 10, n. 11,

p.1-11, 5 nov. 2013. Public Library of Science (PLoS). <http://dx.doi.org/10.1371/journal.pmed.1001547>.

GONÇALVES, Ludmilla R. C.. Determinantes espaciais e socioeconômicos do suicídio no Brasil: uma abordagem regional. **Nova Economia**, Belo Horizonte, p.281-316, 2011.

KRUG EG et al., eds. World report on violence and health. Geneva, World Health Organization, 2002.

LUDEMIR, A. B.; LEWIS, G.. Links between social class and common mental disorders in Northeast Brazil. **Soc Psychiatry Psychiat Epidemiol**, [s.i], p.101-107, 2001.

LOVISI, Giovanni Marcos et al. Análise epidemiológica do suicídio no Brasil entre 1980 e 2006. **Revista Brasileira de Psiquiatria**, [s.l.], v. 31, n. 2, p.86-93, out. 2009. FapUNIFESP (SciELO). <http://dx.doi.org/10.1590/s1516-44462009000600007>.

MACHADO, Daiane Borges; SANTOS, Darci Neves dos. Suicídio no Brasil, de 2000 a 2012. **Jornal Brasileiro de Psiquiatria**, [s.l.], v. 64, n. 1, p.45-54, mar. 2015. FapUNIFESP (SciELO). <http://dx.doi.org/10.1590/0047-2085000000056>.

MARCUS, M. et al. Depression: A global public health concern. WHO Department of Mental Health and Substance Abuse, v. 1, p. 6–8, 2012.

MARIN-LEON, Leticia and BARROS, Marilisa B A. Mortes por suicídio: diferenças de gênero e nível socioeconômico. **Rev. Saúde Pública**[online]. 2003, vol.37, n.3, pp.357-363. ISSN 1518-8787. <http://dx.doi.org/10.1590/S0034-89102003000300015>.

MELLO-SANTOS, Carolina de. Epidemiologia do suicídio no Brasil (1980 – 2000): caracterização das taxas de suicídio por idade e gênero. **Revista Brasileira de Psiquiatria**, Rio de Janeiro, p.131-134, set. 2004.

MEYER, Tufi Neder; RESENDE, Ione Lamounier Camargos and ABREU, Juscélio Clemente de. Incidência de suicídios e uso de agrotóxicos por trabalhadores rurais em Luz (MG), Brasil. **Rev. bras. Saúde Ocupacional [online]**. 2007, vol.32, n.116, pp.24-30. ISSN 0303-7657. <http://dx.doi.org/10.1590/S0303-76572007000200004>.

MINOIU, Camelia; ANDRÉS, Antonio Rodríguez. The effect of public spending on suicide: Evidence from U.S. state data. **The Journal of Socio-economics**, [s.l.], v. 37, n. 1, p.237-261, fev. 2008. Elsevier BV. <http://dx.doi.org/10.1016/j.socec.2006.09.001>.

MOLARIUS, Anu et al. Mental health symptoms in relation to socio-economic conditions and lifestyle factors – a population-based study in Sweden. **Bmc Public Health**, [s.l.], v. 9, n. 1, p.1-9, 20 ago. 2009. Springer Nature. <http://dx.doi.org/10.1186/1471-2458-9-302>.

MUNHOZ, Tiago N. et al. A nationwide population-based study of depression in Brazil. **Journal of Affective Disorders**, [s.l.], v. 192, p.226-233, mar. 2016. Elsevier BV. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jad.2015.12.03>.

MUNHOZ, Tiago N.; SANTOS, Iná S.; MATIJASEVICH, Alicia. Major depressive episode among Brazilian adults: A cross-sectional population-based study. **Journal of Affective Disorders**, [s.l.], v. 150, n. 2, p.401-407, set. 2013. Elsevier BV. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jad.2013.04.031>.

NASRI, Fabio. O envelhecimento populacional no Bras. **Einstein**, [s.i.], p.4-6, 2008.

PAUL, Karsten I.; MOSER, Klaus. Unemployment impairs mental health: Meta-analyses. **Journal of Vocational Behavior**, [s.i.], p.264-282, 2009.

PEREIRA, Priscila Krauss. Transtornos mentais e comportamentais no sistema de informações hospitalares do sus (sih-sus) no estado do Rio de Janeiro no período de 1999 a 2010. **Cad. Saúde Colet.**, Rio de Janeiro, p.482-491, 2012.

PIRES, Dario Xavier; CALDAS, Eloísa Dutra and RECENA, Maria Celina Piazza. Pesticide use and suicide in the State of Mato Grosso do Sul, Brasil. **Cad. Saúde Pública** [online]. 2005, vol.21, n.2, pp.598-604. ISSN 0102-311X. <http://dx.doi.org/10.1590/S0102-311X2005000200027>.

RAI, D. et al. Country- and individual-level socioeconomic determinants of depression: multilevel cross-national comparison. **The British Journal of Psychiatry**, [s.i.], v. 202, n. 3, p.195-203, 24 jan. 2013. Royal College of Psychiatrists. <http://dx.doi.org/10.1192/bjp.bp.112.112482>.

REEVES, Aaron et al. Increase in state suicide rates in the USA during economic recession. **The Lancet**, [s.i.], v. 380, n. 9856, p.1813-1814, nov. 2012. Elsevier BV. [http://dx.doi.org/10.1016/s0140-6736\(12\)61910-2](http://dx.doi.org/10.1016/s0140-6736(12)61910-2).

REHKOPF, David H.; BUKA, Stephen L. The association between suicide and the socio-economic characteristics of geographical areas: a systematic review. **Psychological Medicine**, [s.i.], v. 36, n. 02, p.145-157, 23 nov. 2005. Cambridge University Press (CUP). <http://dx.doi.org/10.1017/s003329170500588x>.

SANTOS, Marcelo Justos dos; KASSOULF, Ana Lucia. Uma investigação dos determinantes socioeconômicos da depressão mental no brasil com ênfase nos efeitos da educação. **Economia Aplicada**, São Paulo, p.5-36, mar. 2007

SANTOS, Marcelo Justus dos; KAWAMURA, Henrique Coelho; KASSOUF, Ana Lúcia. Socioeconomic Conditions and Risk of Mental Depression: An Empirical Analysis for Brazilian Citizens. **Economics Research International**, [s.i.], v. 2012, p.1-16, 2012. Hindawi Limited. <http://dx.doi.org/10.1155/2012/278906>.

SANTOS, Vanessa Cruz et al. Internação e mortalidade hospitalar de idosos por transtornos mentais e comportamentais no Brasil, 2008-2014. **Epidemiologia e Serviços de Saúde**, [s.i.], v. 26, n. 1, p.39-49, jan. 2017. Instituto Evandro Chagas. <http://dx.doi.org/10.5123/s1679-49742017000100005>.

SCHNITMAN, Gabriel. Taxa de mortalidade por suicídio e indicadores socioeconômicos nas capitais brasileiras. **Revista Baiana de Saúde Pública**, Salvador, p.44-59, mar. 2010.

SCHRIJVERS, Didier L.; BOLLEN, Jos; SABBE, Bernard G.c. The gender paradox in suicidal behavior and its impact on the suicidal process. **Journal Of Affective Disorders**, [s.i.], v. 138, n. 1-2, p.19-26, abr. 2012. Elsevier BV. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jad.2011.03.050>.

SCHWARTZ, Sharon. The Fallacy of the Ecological Fallacy: the potencial misuse of a concept and the consequences. **American Journal of Public Health**, [s.i.], v. 84, p.819-824, maio 1994.

STEWART, Walter F.. Cost of Lost Productive Work Time Among US Workers with Depression. **Jama**, [s.i.], v. 289, n. 23, p.3135-3144, 18 jun. 2003. American Medical Association (AMA). <http://dx.doi.org/10.1001/jama.289.23.3135>.

STUCKLER, David; BASU, Sanjay. The Body Economic: Why Austerity Kills. **Basic Books**, Philadelphia, Pa, v. 1, p.1-240, may. 2013.

STOPA, Sheila Rizzato et al. Prevalência do autorrelato de depressão no Brasil: resultados da Pesquisa Nacional de Saúde, 2013. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, [s.l.], v. 18, n. 2, p.170-180, dez. 2015. FapUNIFESP (SciELO). <http://dx.doi.org/10.1590/1980-5497201500060015>.

VASCONCELOS, Ana Maria Nogales; GOMES, Marília Miranda Forte. Transição demográfica: a experiência brasileira. **Epidemiologia e Serviços de Saúde**, [s.l.], v. 21, n. 4, p.539-548, dez. 2012. Instituto Evandro Chagas. <http://dx.doi.org/10.5123/s1679-49742012000400003>.

WANG, Jian Li et al. Rural-urban differences in the prevalence of major depression and associated impairment. **Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology**, [s.l.], v. 39, n. 1, p.19-25, 1 jan. 2004. Springer Nature. <http://dx.doi.org/10.1007/s00127-004-0698-8>.

WEICH, S.. Mental health and the built environment: cross-sectional survey of individual and contextual risk factors for depression. **The British Journal of Psychiatry**, [s.l.], v. 180, n. 5, p.428-433, 1 maio 2002. Royal College of Psychiatrists. <http://dx.doi.org/10.1192/bjp.180.5.428>.

WHO. Global Health and Aging. **Who Library Cataloguing in Publication Data**, Geneva, p.1-32, 2011.

WHO. Depression and other common mental disorders: global health estimates. World Health Organization, 2017.

WHO. Preventing suicide: a global imperative. **Who Library Cataloguing-in-publication Data**, Geneva, p.01-92, 2014.

WHO. The World health report: 2001: Mental health: new understanding, new hope. **Who Library Cataloguing in Publication Data**, Geneva, p.1-169, 2001.

ZIMMERMAN, Frederick J.. Socioeconomic status, depression disparities, and financial strain: what lies behind the income-depression relationship? **Health Economics**, [s.i.], p.1197-1215, jun. 2005.