



FACULDADE DE MEDICINA DA UNIVERSIDADE DE COIMBRA

**TRABALHO FINAL DO 6º ANO MÉDICO COM VISTA À ATRIBUIÇÃO DO
GRAU DE MESTRE NO ÂMBITO DO CICLO DE ESTUDOS DE MESTRADO
INTEGRADO EM MEDICINA**

CARLOS MANUEL PINHÃO RAMALHEIRA

EPIDEMIOLOGIA DO SUICÍDIO EM PORTUGAL

ARTIGO CIENTÍFICO

ÁREA CIENTÍFICA DE SAÚDE PÚBLICA

**TRABALHO REALIZADO SOB A ORIENTAÇÃO DE:
ANTÓNIO JORGE FERREIRA**

04/2013

Epidemiologia do Suicídio em Portugal, 1902-2010

Base empírica para a compreensão do fenómeno e estudo de
impacto do desemprego num tempo de crise.^a

Carlos Manuel Pinhão Ramalheira

Faculdade de Medicina da Universidade de Coimbra

Coimbra, Abril de 2013

Mestrado Integrado em Medicina

Faculdade de Medicina da Universidade de Coimbra

Correio electrónico: carlos.ramalheira@gmail.com

^a O texto do presente trabalho não segue o novo acordo ortográfico.

Agradecimentos

Agradeço ao Dr. António Jorge Ferreira, meu orientador, toda a disponibilidade que sempre manifestou para comigo, bem como as leituras atentas e valiosas sugestões que, com generosidade, sempre me deu. Também não posso deixar de sublinhar a celeridade com que sempre atendeu às dúvidas e questões que fui colocando, nem deixar de agradecer as valiosas orientações práticas que me guiaram de forma muito pragmática na direcção mais correcta.

Agradeço à minha família pelo apoio incondicional, bem como à minha namorada pelo carinho e compreensão nos momentos de maior distância.

Índice

Agradecimentos	2
Índice de Figuras	5
Índice de Tabelas	9
Índice de Anexos	10
Lista de Abreviaturas e Acrónimos	11
Resumo	12
Abstract	14
1. Introdução	15
2. Material e Métodos	24
2.1 <i>Fontes de dados</i>	24
2.2 <i>Períodos com dados disponíveis</i>	24
2.3 <i>Códigos de causa de morte e pontos de corte</i>	25
2.4 <i>Estudo descritivo e construção de séries</i>	26
2.5 <i>Métodos analíticos</i>	27
2.5.1 <i>Estimação multivariada de razões de taxas de suicídio</i>	27
2.5.2 <i>Estudo de associação entre suicídio e desemprego</i>	28
2.6 <i>Suporte informático</i>	30
3. Apresentação Comentada de Resultados	31
3.1 Estudo Descritivo	31
3.1.1 <i>Suicídio no contexto Europeu e Mundial</i>	31
3.1.2 <i>Suicídio em Portugal</i>	40
3.1.3 <i>Suicídio por estratos demográficos em Portugal</i>	49
3.1.4 <i>Suicídio com ajustamento de variações demográficas em Portugal</i>	56
3.1.5 <i>Suicídio e outras causas externas de mortalidade em Portugal</i>	60
3.1.6 <i>Suicídio e mortes com intenção indeterminada segundo o método utilizado</i>	67
3.1.7 <i>Suicídio e outras causas residuais de mortalidade em Portugal</i>	71
3.1.8 <i>Suicídio e mortalidade por todas as causas em Portugal</i>	72
3.1.9 <i>Suicídio segundo a condição profissional em Portugal</i>	75
3.1.10 <i>Suicídio e outras categorias de mortalidade nas NUTS II</i>	81
3.1.11 <i>Suicídio por Concelhos em Portugal</i>	90

3.2 Estudo Analítico	93
3.2.1 <i>Estimação multivariada de razões de taxas de suicídio</i>	93
3.2.2 <i>Estimação de impacto do desemprego no suicídio em Portugal, à luz da evidência disponível na literatura internacional</i>	100
3.2.3 <i>Associação entre suicídio e desemprego</i>	106
4. Considerações Finais e Conclusões	118
5. Referências Bibliográficas	135

Índice de Figuras

Figura 1. Mediana das taxas anuais de suicídio padronizadas pelo método directo para os anos de 2005 a 2010. Homens, Mulheres - taxas padronizadas por grupos etários; Total - taxas padronizadas por sexo e grupos etários. População padrão: <i>WHO World</i> .	32
Figura 2. Razão entre a mediana (2005 a 2010) das taxas anuais padronizadas por idade de Homens e Mulheres (H/M). População padrão: <i>WHO World</i> .	33
Figura 3. Taxas Globais Ajustadas de Suicídio na Região Europeia (vinte países), de 1970 a 2010. Padronização por sexo e grupos etários quinquenais calculada pelo método directo (por 100.000 habitantes). População padrão: <i>Standard European Population</i> . (Os anos de 2005-2007 correspondem a interpolações lineares da taxa ajustada para Portugal)	35
Figura 4. Mediana das taxas anuais padronizadas pelo método directo por grupos etários (por 100.000 habitantes) para o período de 2005 a 2010. Lado esquerdo: Suicídio a cores escuras e mortes por causa externa com intenção indeterminada a cores claras. Lado direito: mortes de causa desconhecida ou indefinida (R00-R99, CID-10). População padrão: <i>WHO World</i> .	37
Figura 5. Número de suicídios registados em cada sexo e respectiva proporção no total em Portugal de 1902 a 2010. As linhas verticais correspondem a quebras de série documentadas.	40
Figura 6. Taxas brutas anuais de suicídio em Portugal de 1902 a 2010 – Mulheres, Homens e Total. As linhas verticais correspondem a quebras de série documentadas.	42
Figura 7. Rácio de taxas brutas anuais de suicídio entre sexos (H/M) em Portugal, 1902-2010. As linhas verticais correspondem a quebras de série documentadas. (Para melhorar a legibilidade, dado o grande número de observações, tomou-se a liberdade de representar os rácios anuais como linhas contínuas, embora se reconheça que deveriam ter sido representados através de um gráfico de barras.)	45
Figura 8. Variação percentual anual, contínua, da taxa bruta de suicídio em Portugal, 1902 a 2010. As linhas verticais correspondem a quebras de série documentadas.	45
Figura 9. Variação percentual anual, contínua, das taxas brutas de suicídio por sexos em Portugal, 1902 a 2010. As linhas verticais correspondem a quebras de série documentadas.	48
Figura 10. Número de suicídios por grupos etários (0-14; 15-24; 25-44; 45-64; mais de 65 anos) e sexo em Portugal, 1941 a 2010. Os suicídios nos anos de 1952 a 1954 resultam de interpolações lineares. (Note as diferenças de escala utilizadas.)	49
Figura 11. Proporção de suicídios por grupos etários (0-14; 15-24; 25-44; 45-64; mais de 65 anos) e sexo em Portugal, 1941 a 2010. Os suicídios nos anos de 1952 a 1954 resultam de interpolações lineares.	50
Figura 12. Taxas específicas anuais de suicídio por sexo e grupos etários (0-19; 20-44; 45-64; mais de 65 anos) em Portugal, 1941 a 2010. Os suicídios nos anos de 1952 a 1954 resultam de interpolações lineares. As linhas verticais correspondem a quebras de série documentadas. (Notem-se as diferentes escalas utilizadas nas ordenadas.)	52
Figura 13. Taxas específicas de suicídio por sexo e grupos etários (0-10; 20-44; 45-64; mais de 65 anos) em Portugal, décadas (Note as diferenças de escala)	55
Figura 14. Taxas de suicídio por grupos etários quinquenais em Portugal, total agregado e por sexos, 1955 a 2010.	56

-
- Figura 15.** Taxas ajustadas anuais de suicídio por grupos etários em Portugal, Homens e Mulheres de 1941 a 2010. Padronização por dezassete grupos etários quinquenais com recurso ao método directo. População padrão: Europeia Standard..... 58
- Figura 16.** Razão anual entre homens e mulheres de óbitos, taxas brutas e taxas ajustadas de suicídio em Portugal, 1941 a 2010. Padronização por dezassete grupos etários quinquenais com recurso ao método directo. População padrão: Europeia Standard. As linhas verticais correspondem a quebras de série documentadas..... 58
- Figura 17.** Taxas ajustadas anuais de suicídio por sexo e grupos etários em Portugal, 1941 a 2010. Padronização por sexo e dezassete grupos etários quinquenais com recurso ao método directo. População padrão: Portuguesa Censitária de 2011. As linhas verticais correspondem a quebras de série documentadas..... 59
- Figura 18.** Taxas ajustadas anuais de suicídio e de mortes por causa externa com intenção indeterminada padronizadas por sexo e idade em Portugal, 1955 a 2010. Padronização por sexo e dezoito grupos etários quinquenais com recurso ao método directo. População padrão: Portuguesa Censitária de 2011. As linhas verticais correspondem a quebras de série documentadas..... 61
- Figura 19.** Número anual de óbitos e proporção no total de causas externas (suicídio, intenção indeterminada, quedas acidentais, intoxicação acidental, acidentes de transporte, homicídios, afogamentos), 1955 a 2010..... 66
- Figura 20.** Taxa ajustada anual de causas externas (suicídio, intenção indeterminada, quedas acidentais, afogamentos e acidentes de transporte), 1955 a 2010. Padronização pelo método directo por sexo e dezoito grupos etários quinquenais. População padrão: Portuguesa Censitária de 2011. As linhas verticais correspondem a quebras de série documentadas..... 67
- Figura 21.** Taxa ajustada anual de mortalidade (suicídio, intenção indeterminada e causa desconhecida), 1955 a 2010. Padronização pelo método directo por sexo e dezoito grupos etários quinquenais. População padrão: Portuguesa Censitária de 2011. As linhas verticais correspondem a quebras de série documentadas..... 71
- Figura 22.** Proporção de suicídios no total de mortes registadas em cada ano, Portugal de 1902 a 2010. As linhas verticais correspondem a quebras de série documentadas..... 72
- Figura 23.** Proporção de suicídios no total de mortes registadas por estratos etários e de sexo em cada ano, Portugal de 1940 a 2010. As linhas verticais correspondem a quebras de série documentadas. 73
- Figura 24.** Razão percentual anual de taxas brutas e ajustadas de suicídio e total de mortes, Portugal de 1940 a 2010. Taxas padronizadas pelo método directo por sexo e dezassete grupos etários quinquenais. População padrão: Portuguesa Censitária de 2011. As linhas verticais correspondem a quebras de série documentadas. (Nota: a linha de lowess calculada com recurso a médias móveis com a largura de banda indicada não pretende alisar adequadamente a curva, apenas melhorar a legibilidade gráfica.) 74
- Figura 25.** Razão padronizada de mortalidade (RPM) por suicídio em Activos e Inactivos, 1993 a 2000. Padronização pelo método indirecto por sexo e idade. Taxas específicas de referência: Portugal de 1993 a 2000..... 76
- Figura 26.** Razão padronizada de mortalidade por suicídio em Activos e Inactivos para homens e mulheres, 1993 a 2000. Padronização pelo método indirecto por idade. Taxas específicas de referência: Portugal de 1993 a 2000..... 77
- Figura 27.** Razão padronizada de mortalidade por suicídio em Activos e Inactivos, 1993 a 2000. Padronização pelo método indirecto por idade. A e B: Mulheres; C e D: Homens. Taxas específicas de referência: A e C: grupos e período homólogo; B e D: Portugal 1993..... 78
-

Figura 28. Razão padronizada de mortalidade por suicídio em Empregados e Desempregados, 1993 a 2000. Padronização pelo método indirecto por sexo e idade. Taxas específicas de referência: Portugal de 1993 a 2000.	79
Figura 29. Razão padronizada de mortalidade por suicídio em Activos e Inactivos, Homens e Mulheres, 1993 a 2000. Padronização pelo método indirecto por idade. Taxas específicas de referência: Portugal de 1993 a 2000.	79
Figura 30. Suicídio na Europa por NUTS II de 1994 a 2010 – Ambos os sexos. Padronização por sexo e grupos etários quinquenais calculada pelo método indirecto (%). Taxas de referência: EU 27, mediana para o período homólogo. Pontos de corte: quintis.	82
Figura 31. Razão entre óbitos por causas externas com intenção indeterminada e suicídio por NUTS II de 1994 a 2010 - Mulheres.	84
Figura 32. Rácio anual entre óbitos por causa externa com intenção indeterminada e suicídio por NUTS II, 1994 a 2010.	85
Figura 33. Suicídio por NUTS II de 1994 a 2010 – Homens, Mulheres e Total. Razão padronizada de mortalidade calculada pelo método indirecto (%). Intervalos de confiança calculados pelo método de Poisson (95%).....	86
Figura 34. Mortes com «Intenção Indeterminada» por NUTS II de 1994 a 2010 – Homens, Mulheres e Total. Razão padronizada de mortalidade calculada pelo método indirecto (%). Intervalos de confiança calculados pelo método de Poisson (95%).	88
Figura 35. Total de mortes com «Intenção Indeterminada» e suicídio por NUTS II de 1994 a 2010 – Homens, Mulheres e Total. Razão padronizada de mortalidade calculada pelo método indirecto (%). Intervalos de confiança calculados pelo método de Poisson (95%).	88
Figura 36. Mortes de causa «Indefinida ou Desconhecida» por NUTS II de 1994 a 2010 – Homens, Mulheres e Total. Razão padronizada de mortalidade calculada pelo método indirecto (%). Intervalos de confiança calculados pelo método de Poisson (95%).	89
Figura 37. Suicídio em Portugal por Concelhos de 1991-1995. Padronização por sexo e grupos etários quinquenais referente ao quinquénio de 91 a 95 calculada pelo método indirecto (%). Intervalos de confiança calculados pelo método de Poisson (95%). Taxas específicas de referência: Portugal, 1991 a 1995.....	91
Figura 38. Número médio de suicídios por Concelhos de 1991-1995, para todas as idades (à esquerda) e para o grupo de homens e mulheres com mais de 65 anos (à direita).....	92
Figura 39. Taxas específicas anuais de suicídio, observadas e estimadas, por sexo e grupos etários (0-19; 20-44; 45-64; 65+), de acordo com o modelo binomial negativo da Tabela 6. Portugal, 1960 a 2010.	99
Figura 40. Taxas específicas anuais de suicídio, observadas e estimadas, por sexo e grupos etários (0-19; 20-44; 45-64; 65+), de acordo com o modelo binomial negativo da Tabela 6. Portugal, 1960 a 2010.	99
Figura 41. Variação percentual anual na taxa de suicídio em idades inferiores a 65 anos, observada e estimada, de acordo com o modelo de David Stuckler, de 1961 a 2010 em Portugal. Padronização pelo método directo por sexo e grupos etários. População padrão: <i>Standard European Population</i>	101
Figura 42. Estimativas de aumento do número de suicídios de acordo com diferentes variações na taxa de desemprego, segundo o modelo de Stuckler em 2011, Portugal.	104
Figura 43. Taxa ajustada pelo método directo por sexo e idade de suicídio e taxa bruta de desemprego em Portugal, 1960 a 2010.....	106

Figura 44. Taxa ajustada pelo método directo por sexo e idade de suicídio e taxa bruta de desemprego em Portugal, 1960 a 2010. Ambas as taxas foram centradas em função da sua média para o período e individualizadas do efeito de tendência com recurso a uma recta de regressão linear da taxa no tempo. 110

Figura 45. Variação percentual na taxa ajustada pelo método directo por sexo e idade de suicídio e diferenças na taxa bruta de desemprego (variação em percentagens) em Portugal, 1960 a 2010. Ambos os indicadores foram centrados em função da sua média para o período e individualizados do efeito de tendência com recurso a uma recta de regressão linear no tempo. 114

Figura 46. Taxa de suicídio + causas externas com intenção indeterminada e taxa bruta de desemprego em Portugal, 1960 a 2010. 116

Índice de Tabelas

Tabela 1. Total de mortes por causa externa com intenção indeterminada segundo o método ou agente externo nos homens em Portugal, 2002-2003 e 2007-2010.....	68
Tabela 2. Total de mortes por suicídio segundo o método ou agente externo nos homens em Portugal, 2002-2003 e 2007-2010.....	68
Tabela 3. Total de mortes por causa externa com intenção indeterminada segundo o método ou agente externo nas mulheres em Portugal, 2002-2003 e 2007-2010.....	69
Tabela 4. Total de mortes por suicídio segundo o método ou agente externo nas mulheres em Portugal, 2002-2003 e 2007-2010.....	69
Tabela 5. Regressão binomial negativa aplicada a contagens de mortes por suicídio (variável dependente) desagregadas segundo o ano, quebras de série, sexo e grupo etário (variáveis independentes), ajustadas em função da população exposta de cada grupo ($offset = \ln(população)$), de 1941 a 2010 em Portugal. Estimção robusta de erros padrão (<i>Huber-White Sandwich Estimator</i>) e intervalos de confiança de 95%. Modelização da dispersão como função da média. (Número de observações: 560; $Wald\ Chi^2$: 6226,78; Prob. > Chi^2 : 0,000).....	95
Tabela 6. Regressão binomial negativa aplicada a contagens de mortes por suicídio (variável dependente) desagregadas segundo o ano, quebras de série, sexo e grupo etário, interações entre sexo e grupos etário (variáveis independentes), e ajustadas em função da população exposta de cada grupo ($offset = \ln(população)$), de 1941 a 2010 em Portugal. Estimção robusta de erros padrão (<i>Huber-White Sandwich Estimator</i>) e intervalos de confiança de 95%. Modelização da dispersão como função da média. (Número de observações: 560; $Wald\ Chi^2$: 17553,44; Prob. > Chi^2 : 0,000).....	97
Tabela 7. Comparação entre modelos binomiais negativos para a descrição do suicídio, de 1941 a 2010 em Portugal.	98
Tabela 8. Regressão binomial negativa aplicada a contagens de mortes por suicídio (variável dependente) desagregadas segundo o ano, quebras de série, sexo e grupo etário, interações entre sexo e grupos etário, em associação com a taxa anual de desemprego (variáveis independentes), e ajustadas em função da população exposta de cada grupo ($offset = \ln(população)$), de 1960 a 2010 em Portugal. Estimção robusta de erros padrão (<i>Huber-White Sandwich Estimator</i>) e intervalos de confiança de 95%. Modelização da dispersão como função da média. (Número de observações: 408; $Wald\ Chi^2$: 11170,90; Prob. > Chi^2 : 0,000).....	108
Tabela 9. Regressão binomial negativa aplicada a contagens de mortes por suicídio (variável dependente) desagregadas segundo o ano, quebras de série, sexo e grupo etário, interações entre sexo e grupos etário, em associação com a variação anual na taxa de desemprego (variáveis independentes), e ajustadas em função da população exposta de cada grupo ($offset = \ln(população)$), de 1960 a 2010 em Portugal. Estimção robusta de erros padrão (<i>Huber-White Sandwich Estimator</i>) e intervalos de confiança de 95%. Modelização da dispersão como função da média. (Número de observações: 400; $Wald\ Chi^2$: 10525,35; Prob. > Chi^2 : 0,000).....	111
Tabela 10. Efeito marginal em número de suicídios, por sexo e grupo etário (0-19; 20-44; 45-64; 65+), do aumento de um ponto percentual na taxa de desemprego de acordo com o modelo apresentado na Tabela 9. Portugal, 1960 a 2010.....	112

Índice de Anexos

(em DVD-R, na contracapa)

Anexo I – Fontes de Dados e Metadata

Anexo II – Tabelas de Mortalidade

Anexo III – Cartogramas e Figuras

Anexo IV – Código STATA e Análises Complementares

Lista de Abreviaturas e Acrónimos

OMS	Organização Mundial de Saúde	PT	Portugal
WHO	<i>World Health Organization</i>	SP	Espanha
OCDE	Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico	FR	França
EUROSTAT	<i>European Statistical Office of the European Commission</i>	IT	Itália
AMECO	<i>Annual Macro-economic database of the European Commission's Directorate General for Economic and Financial Affairs</i>	UK	Reino Unido
HMD	<i>Human Mortality Database</i>	ND	Holanda
SPS	Sociedade Portuguesa de Suicidologia	DE	Alemanha
IP	Instituto Público	BE	Bélgica
INE	Instituto Nacional de Estatística, IP	DK	Dinamarca
DGS	Direcção Geral da Saúde	SW	Suécia
PNSM	Plano Nacional de Saúde Mental	FI	Finlândia
CID	Classificação Internacional de Doenças	NO	Noruega
SICO	Sistema de Informação dos Certificados de Óbito	MT	Malta
ARS	Administração Regional de Saúde	GR	Grécia
ACES	Agrupamento de Centros de Saúde	AU	Áustria
CHUC	Centro Hospitalar Universitário de Coimbra	HU	Hungria
NUTS	Nomenclatura Comum das Unidades Territoriais Estatísticas	PO	Polónia
RPM	Razão Padronizada de Mortalidade	ES	Estónia
IRR	<i>Incidence Rate Ratio</i>	LV	Letónia
IC	Intervalo de Confiança	LT	Lituânia
OLS	<i>Ordinary Least Squares</i>	UE	União Europeia
LOWESS	<i>Locally Weighted Scatterplot Smoothing</i>	EU	<i>European Union</i>

Resumo

Contexto/Tema: A recente crise económica, em particular com o aumento de desemprego, tem suscitado uma preocupação acrescida com suicídio. Neste contexto, descrevemos epidemiologicamente o suicídio e explorámos uma associação com desemprego em Portugal.

Material: Compilámos bases de dados com recurso a vários repositórios internacionais da OMS, EUROSTAT, HMD, AMECO, bem como a dados de trabalhos anteriormente publicados. Estudámos o suicídio num contexto internacional de 67 países de 2005 a 2010, bem como em Portugal, desagregado por sexos, de 1902 a 2010 (109 anos), por sexo e idade, de 1941 a 2010 (70 anos), condição profissional, de 1993 a 2000 (8 anos), e por NUTS II, nacionais e europeias, de 1994 a 2010 (16 anos). Abordámos ainda outras causas de morte em Portugal de 1955 a 2010 (56 anos).

Métodos: Recorremos a técnicas de padronização directa e indirecta, com recurso a diversas populações de referência nacionais e internacionais. Para quantificar os resultados ilustrados utilizámos métodos de estimação multivariada de taxas e razões de mortalidade: regressão de Poisson e binomial negativa. Recorremos também a métodos de regressão linear múltipla (OLS). Neste âmbito, explorámos diversas técnicas subsidiárias da análise de séries temporais. Nos modelos multivariados controlámos variações populacionais, como o envelhecimento demográfico; factores demográficos de sexo, idade e interações entre sexo e idade; tendências de longo prazo de desemprego e mortalidade; bem como quebras de série e/ou utilização diferencial da categoria mortes por causa externa com intenção indeterminada.

Resultados: Demonstrámos que, de 1960 a 2010, taxas elevadas de desemprego tendem a coexistir no tempo com taxas elevadas de suicídio, independentemente dos factores controlados. Em particular, quando a taxa de desemprego tende a ser um ponto percentual superior, a taxa de suicídio tende a ser 4,9% superior (IC 95%: 3,4-6,4), face ao seu contexto histórico. Ficou ainda demonstrado que o aumento de um ponto percentual na taxa de desemprego se associa a taxas de suicídio 3,5% mais elevadas (IC 95%: 0,8-6,3), embora este achado seja algo inconsistente. Porém, não identificámos associações estatisticamente significativas de dependências de curto prazo entre

desemprego e suicídio. Adicionalmente, ilustrámos que, mesmo aceitando estas associações como credíveis, o impacto desta associação traduzido em número absoluto de casos é relativamente reduzido, mesmo inflacionando resultados com base nas mortes por causa externa com intenção indeterminada.

Conclusão: Há alguma evidência para a existência de uma modesta associação de nível agregado nacional entre suicídio e desemprego. No entanto, há graves limitações nas séries de mortalidade por causa, sobretudo na viragem do século, que nos impediram de sustentar com segurança a existência inequívoca de uma associação entre os dois fenómenos em estudo. Estas limitações não se prendem exclusivamente com a incerteza diagnóstica de causa, ou intencionalidade subjacente ao óbito. Adicionam-se a mudanças frequentes de critério e método de registo que, como demonstrámos, definiram quebras na continuidade de séries estatísticas e dificultaram a avaliação segura de dinâmicas de curto prazo.

Palavras-chave: Suicídio, Eventos de Intenção Indeterminada, Mortalidade, Desemprego, Crise, Portugal, NUTS II, Regressão de Poisson, Regressão Binomial Negativa, Regressão Linear, Modelos de Contagem, Séries Temporais

Abstract

Background: The recent economic crisis, particularly its effect on unemployment, has raised a widespread concern with suicide deaths. In order to clarify this issue, we described the epidemiology of suicide deaths in Portugal and explored a possible association with unemployment rates.

Data source: We compiled data from WHO, EUROSTAT, HMD, AMECO, as well as from previous studies. We studied suicide in an international context of 67 countries (2005-2010); in Portugal, by sex (1902-2010), by sex and age (1941-2010), by labor status (1993-2000); and regional data by NUTS II (1994-2010).

Methods: We used direct and indirect standardization methods to illustrate unbiased time-space distribution of suicide rates, controlling for sex and age. To appropriately quantify our results, we used multivariate estimation of rates and mortality ratios with poisson and negative binomial regression models. The association with unemployment was further explored by means of a multivariate time-series models, controlling for population changes, such as demographic ageing; structural factors such as sex and age; past mortality and unemployment trends; as well as changes in mortality registration procedures.

Results: Our findings show that when the unemployment rates tend to be one unit higher, the suicide rates are 4,9% higher (95% CI: 3,4-6,4). We also noted that when unemployment rates rise by one unit, the suicide rates tend to be 3,5% higher (95% CI: 0,8-6,3). However this finding was somewhat inconsistent. In contrast, we found no evidence of an association between unemployment and suicide yearly changes. Moreover, assuming the unemployment effect on suicide mortality as real, we further showed that the increased number of expected deaths would be rather modest.

Conclusion: There is some evidence pointing towards a weak positive association between unemployment and suicide rates in Portuguese national aggregate level data, but some inconsistencies in the data have proven to be difficult to overcome. We found a proportionally large number of deaths reported as «events of undetermined intent» and we highlighted the impact of methodological changes in death registration, particularly in the last decade.

Keywords: Suicide, Events of Undetermined Intent, Mortality, Unemployment, Crisis, Portugal, NUTS II, Poisson, Negative Binomial, Count Models, Time Series

1. Introdução

O estudo de factores socioeconómicos como potenciais determinantes de risco para o suicídio toma uma particular importância em função das dificuldades que o nosso país e, em particular, os portugueses, estão a atravessar desde o início da crise económica internacional iniciada em 2008, e com particular expressão em Portugal, sobretudo, a partir de 2010/2011. Períodos de crise podem, segundo opinião fundamentada de inúmeros peritos, influenciar o estado de saúde da população, pelo que se torna imperativo o acompanhamento de certos indicadores.¹ Neste campo, têm surgido, quer ao nível da literatura especializada, quer nos media de larga difusão, manifestações de uma preocupação acrescida com as mortes por suicídio.

De facto, muitos especialistas têm assumido como expectável que se assista a um aumento do suicídio em consequência do progressivo agravamento de condições socioeconómicas que decorrem da pressão financeira e laboral sobre as populações atingidas. Esta preocupação tem, inclusivamente, vindo a ser difundida publicamente por diversos intervenientes qualificados ou com responsabilidade na área da saúde, quer a nível nacional, quer internacional, nomeadamente suscitada por discussões em torno do que estará já a suceder em países que entraram em recessão mais cedo como, por exemplo, a Grécia.

Neste âmbito, regista-se que, logo em 2009, a Organização Mundial de Saúde (OMS) alertou para o potencial de aumento de suicídios no contexto da actual crise económica.^{2, 3} Também em Portugal vários especialistas, bem como representantes de instituições com participação directa na área da saúde mental e diversos intervenientes políticos na esfera da saúde, têm manifestado essa mesma preocupação perante os meios de comunicação social.⁴⁻¹¹ Por exemplo, segundo o Secretário de Estado Adjunto e da Saúde, Leal da Costa, o suicídio constitui um «problema de saúde pública» e uma «realidade crescente» em Portugal, aceitando o mesmo dirigente como «possível e imaginável» que a taxa de suicídio aumente no contexto de crise:

«[...] em todas as circunstâncias de maior crise económica ou financeira, com o aumento do desemprego, aumento de situações de maior dificuldade social, individual e familiar, é possível e imaginável que isso aconteça [...]».⁹

Também para o coordenador nacional para a Saúde Mental, Álvaro de Carvalho, «[...] há uma correlação directa entre o aumento do desemprego e o suicídio [...]».¹² Por seu turno, o presidente da Sociedade Portuguesa de Suicidologia (SPS), Carlos Santos, afirmou recentemente que «o desemprego, as dificuldades económicas e a crise social podem levar ao aumento dos comportamentos suicidários.»⁷; e que «[...] será expectável um aumento do número de casos, dado o aumento dos factores de risco – nomeadamente, o desemprego, a taxa de pobreza, a instabilidade social e a diminuição dos apoios sociais.»⁴. Também Ricardo Gusmão, Professor de Psiquiatria e Saúde Mental da Universidade Nova de Lisboa, abordou este tema:

«Através de estudos já realizados, percebe-se que quando os países atravessam condições económicas desfavoráveis e elevadas taxas de desemprego, em que as pessoas estão menos protegidas socialmente, há um aumento da depressão e dos comportamentos auto-agressivos.»⁴

Em entrevista à rádio TSF, o Professor de Psiquiatria e responsável pela Consulta de Prevenção do Suicídio do Centro Hospitalar e Universitário de Coimbra (CHUC), Carlos Saraiva, também se mostrou preocupado com este fenómeno:

«Mais do que nunca por causa da famigerada crise económico-social que nos atinge [...] e também há uma evidência que esta situação dramática leva à desesperança das pessoas que por sua vez pode levar ao desespero. Tudo isto está relacionado inequivocamente com o aumento das tendências suicidas.»¹⁰

Neste contexto, e talvez como resposta às opiniões que têm sido veiculadas, não deve constituir surpresa a anunciada intenção de se desenhar e divulgar, já em 2012, um inédito Plano Nacional de Prevenção do Suicídio, integrado no Plano Nacional de Saúde Mental (PNSM). No próprio documento preliminar com orientações programáticas, publicado no *website* da Direcção Geral de Saúde (DGS), é também

avançado como «plausível» o «aumento da prevalência da taxa do suicídio» [sic!] como «consequência» da grave crise económica» que o país está a atravessar:

«[...] Considerado no PNSM e perspectivado para ser estruturado em 2012, a sua acuidade foi amplificada após a comunicação social se fazer eco do eventual aumento da prevalência da taxa do suicídio em Portugal em consequência da grave crise económica em curso.»¹³

Fica pouco claro o que os autores deste último documento pretenderiam dizer, pois não é compreensível como o conceito de prevalência se possa adequar a um fenómeno de mortalidade como o suicídio. É, contudo, perceptível a preocupação das autoridades de saúde com o que assumem como consensual, aparentemente em sintonia com a opinião pública dominante.

Todavia, apesar de parecer existir um consenso na opinião pública e na comunidade científica nacional quanto ao impacto da crise económica nas mortes por suicídio, são raras as publicações na literatura consultada que abordem esta temática em Portugal, ou as análises objectivas que fundamentem tão difundidas preocupações. Apenas conseguimos localizar estudos meramente pontuais que comentam dados epidemiológicos de suicídio, por vezes de forma precipitada e tecnicamente pouco fundamentada. Por tal motivo, sentimo-nos impulsionados a iniciar o nosso estudo com recurso à literatura científica internacional para, desde logo, verificar a eventual existência de evidência consistente e fundamentadora das preocupações dos responsáveis pelas políticas de saúde portuguesas, apesar das inevitáveis dificuldades de transposição para a realidade nacional de conhecimento num campo como este, tão marcado por traços culturais, sociais, económicos, psicológicos, individuais, ambientais, entre outros.

O estudo da influência de determinantes sociais e económicas no suicídio foi profundamente marcado pelo contributo do sociólogo francês Émile Durkheim¹⁴. Para este autor a taxa de suicídio de uma população seria dependente de duas forças sociais: a integração e a regulação social. O conceito de integração social refere-se ao conjunto de ligações e rede social que, de alguma forma, podem integrar os indivíduos em grupos sociais externos. Estas relações estariam na génese de um sentimento de aliança a uma causa maior (identidade nacional ou religiosa, por exemplo), que se manifestariam na procura de objectivos, crenças e sentimentos comuns. O segundo conceito, o de

regulação social, remetia para os mecanismos através dos quais a sociedade tende a impor determinadas limitações ou restrições às necessidades individuais estabelecidas (desejos de riqueza e poder, por exemplo). Todavia, marcando toda uma corrente de investigação num plano conceptual, a tradução prática destes conceitos, assim como o de «crise», que pode propiciar circunstâncias que influenciem estas duas forças sociais, é difícil de operacionalizar ou quantificar. Numa tentativa de aproximar os conceitos deste universo teórico, tal como sucintamente os descrevemos, do conceito de «crise» têm vindo a ser utilizadas numerosas alternativas técnicas. Nos estudos consultados, tanto o método estatístico como o indicador económico utilizado para explorar uma associação com suicídio são habitualmente traduzidos em numerosos *proxies* que muito dificultam a comparabilidade dos resultados ou uma avaliação segura da sua consistência.

Alguns destes estudos definem, *a priori*, períodos temporais de crise económica ou social, comparando-os com os restantes anos disponíveis, para avaliar uma potencial associação com o suicídio. Esta abordagem revela-se desde logo como relativamente limitada se se tiver em conta a arbitrariedade na definição dos anos de «crise».

Por exemplo, estão descritas associações positivas entre o suicídio e períodos de «crise» nos Estados Unidos da América¹⁵ durante a Grande Depressão, assim como na Coreia¹⁶⁻¹⁸, Japão¹⁸ e Hong Kong¹⁸ coincidentes com a crise económica no sudeste asiático. Contudo, estas associações aparentemente positivas contrastam com resultados contraditórios na Finlândia,¹⁹ Suécia¹⁹ e Genebra, Suíça,²⁰ em que períodos de crise se associaram a baixas taxas de suicídio.

Outros estudos recorrem a indicadores económicos como medidas parcelares e limitadas de «crise» no contexto de abordagens ecológicas. Na esfera da economia, o conceito operacional que se poderia aproximar de uma definição, em sentido restrito, de «crise», é o conceito de recessão económica, definido de uma forma simplificada como uma contracção sustentada no tempo do produto interno bruto (PIB). Estes estudos, que recorrem isoladamente ao PIB ou PIB *per capita*, têm vindo a ser criticados em virtude do distanciamento destes indicadores face à experiência de vida diária dos indivíduos, para além de que omitem desigualdades de distribuição da riqueza.¹⁹ Porém, a definição técnica de recessão também tem sido frequentemente desconsiderada e vários indicadores económicos, relativamente mais próximos dos conceitos de regulação e integração sociais, como o desemprego,^{19, 21} rendimentos *per capita*²² ou índice de

preços ao consumidor,²³ têm sido utilizados como descritores de dificuldades económicas em estudos de associação com o suicídio. Destes, o nível de desemprego será, talvez, o indicador mais frequentemente descrito na literatura.

De facto, a perda de emprego acarreta uma limitação nas aspirações de carreira profissional, bem como uma diminuição de poder económico que restringem a capacidade de satisfazer necessidades individuais definidas – regulação social –, originando, em maior ou menor escala, generalizadas situações de crise pessoal, familiar, profissional, etc. Por outro lado, tais circunstâncias também podem afastar o indivíduo de um conjunto de relações sociais e de redes de conexão comunitária que, de outra forma, teria estabelecido – integração social.²⁴ Fica claro como, num plano teórico, o desemprego se enquadraria no contexto dos conceitos avançados por Émile Durkheim na determinação de suicídio. Por outro lado, o desemprego tende a aumentar em momentos de «crise» económica. Este dado toma particular relevo nos últimos anos em Portugal em função do aumento sem precedentes históricos que se tem registado nas taxas de desemprego.

A título de exemplo regista-se que, na literatura internacional, estão descritas associações positivas entre o suicídio e desemprego nos Estados Unidos da América,²⁵⁻²⁹ Japão,³⁰ Taiwan,³¹ Itália,³² e para painéis com vários países europeus,^{19, 33} em que Portugal está incluído, assim como associações selectivas para o suicídio nos homens na Austrália^{34, 35} e Espanha.³⁶ Estes resultados contrastam com associações significativamente negativas no Reino Unido³⁷ e na Alemanha,²⁴ bem como com associações não demonstradas na Escócia,³⁸ provavelmente espúrias na Irlanda³⁹ e não esclarecidas em França.⁴⁰ Estas inconsistências observadas nos estudos de base populacional já foram enunciadas em 1984 por Platt, embora este autor conclua, na sua notável revisão, que nos estudos de nível individual analisados, o risco de suicídio era consistentemente superior nos desempregados.²¹

Um artigo que tem sido amplamente difundido¹², com um impacto considerável na opinião da comunidade científica nacional e que, inclusivamente é utilizado como argumento científico para desenhar estratégias de intervenção do Plano Nacional de Prevenção do Suicídio, foi o estudo de David Stuckler, publicado em 2009 na revista *Lancet*. Neste estudo, o autor concluiu, para um painel não equilibrado (*unbalanced*) constituído por 26 países Europeus de 1970 a 2007, e em que Portugal está incluído (1975-2004), que por cada aumento de um ponto percentual da taxa bruta de desemprego (em diferenças) se verificou um aumento de 0.79% da taxa ajustada por

sexo e idade de suicídio em idades inferiores a 65 anos (em variação percentual)^b.¹⁹ Embora este achado de Stuckler seja estatisticamente significativo para a totalidade de um painel de 26 países, a verdade é que este resultado não se pode transpor directamente para Portugal. Por outro lado, na eventualidade de se constatar a existência de uma associação no nosso país, importa perspectivar o seu impacto potencial mediante estimação de número absoluto de mortes. Será que se justifica uma intervenção dedicada de âmbito nacional, mesmo sobrestimando os suicídios com base nas mortes em que não se apurou claramente a intenção subjacente? No presente trabalho tentaremos dar resposta a todas estas questões de forma isenta e objectiva ou, no mínimo, estabelecer linhas de base descritivas de que outros possam partir.

Um factor que tem sido apontado, em estudos de associação, como modelador da relação entre suicídio e desemprego é a duração desta situação de impasse profissional. Num plano teórico, assume-se que um prolongamento do estado de desemprego pode causar uma maior desesperança e influenciar de forma mais vincada as pressões sociais anteriormente descritas.^{41, 42} Ainda nesta linha de raciocínio, tem-se constatado que o desemprego de longa duração tende a aumentar em momentos de recessão económica face à diminuição de oferta no mercado de trabalho. Esta relação tem sido objecto de inúmeros estudos internacionais⁴² pelo que, no presente trabalho, optámos também por incluir nas análises taxas específicas de desemprego desagregadas segundo a duração desta condição profissional.

Registe-se de igual modo que noutros estudos de associação o nível de rendimentos tem sido indicado como mais um factor modelador do impacto de uma crise económica sobre uma população.²² Numa perspectiva teórica, as limitações impostas sobre as aspirações sociais são tanto maiores quanto maior tenha sido a necessidade estabelecida – regulação social. Assim, quanto maior for a perda, maior será o desespero resultante. Num estudo de painel com 24 países da OCDE, e dados de 1980 a 2002, publicado em 2009, Yong-Hwan Noh introduziu na análise um termo de interacção entre desemprego e nível de rendimentos. Noh mostrou que nos países com níveis de rendimentos elevados se verifica uma associação positiva entre suicídio e desemprego enquanto que nos países com níveis baixos de rendimentos, grupo em que Portugal está inserido, esta relação inverte-se.²² Estas conclusões parecem entrar em conflito com os resultados descritos anteriormente do estudo de David Stuckler.¹⁹

^b Atente-se à diferença fundamental entre ponto percentual e percentagem. Como se demonstrará, esta distinção será crucial para uma correcta interpretação dos resultados.

Todavia, no contexto de estudos de painel, em que se agregam vários países, os resultados não são aplicáveis por igual e directamente a cada elemento do painel sem que se incorra numa falácia do tipo ecológico, tal como foi referido anteriormente. Registe-se, porém, que o controlo de outros potenciais factores modificadores, como os introduzidos no estudo de Noh, permitem uma perspectiva mais rica e, eventualmente mais próxima da complexidade das relações em causa.

Note-se, finalmente, que o sentido de associação entre as diferentes medidas de dificuldades económicas e suicídio tem variado no espaço, no tempo e em função dos indicadores considerados. Naturalmente que as crises e o impacto do desemprego foram diferentes, atingiram populações e locais distintos, sendo mediadas por factores precipitantes ou protectores variáveis. Fica portanto levantada a dúvida sobre a existência de relações tão fortes que autorizem as aparentes certezas com que estes problemas têm sido abordados na sociedade portuguesa. De facto, a complexidade do fenómeno suicídio limita profundamente a presunção de aplicabilidade transversal de resultados entre países diferentes, ou mesmo uma mera translação longitudinal, pelo que um exame atento aos registos de óbito por causa portuguesas se torna particularmente relevante.

No sentido de aprofundar o conhecimento sobre o suicídio, de forma adequada à realidade portuguesa, e viabilizar um estudo analítico de associação com desemprego, propomo-nos construir e descrever indicadores estatísticos brutos e ajustados. A investigação objectiva das particularidades que caracterizam epidemiologicamente o suicídio em Portugal visa sustentar empiricamente as hipóteses avançadas, bem como fundamentar futuras estratégias de actuação dirigidas. Para este desiderato, coligimos a maior série de mortalidade por esta causa alguma vez publicada em Portugal, evitando que a apreciação realizada no nosso estudo incorresse numa conclusão precipitada por falta de contexto histórico.^c Estas opções prendem-se também com um objectivo assumido de identificação de tendências seculares do suicídio em Portugal, minimizando «efeitos de janela» tão frequentes na apreciação epidemiológica deste

^c As maiores séries de mortalidade por suicídio em Portugal, na forma de taxas brutas, foram publicadas por Eduardo de Freitas, com 67 anos (1902 a 1975) que, posteriormente foi completada por Maria dos Anjos Campos e Sofia Leite, com os anos em falta e o período subsequente até 2000, inclusive. No que diz respeito a séries ajustadas por idade, deve ser referido o estudo de Carlos Ramalheira e Luís Marques, com taxas padronizadas anuais de 1941 a 1998 (55 anos). Existe ainda o estudo de Ricardo Gusmão e Sónia Patão com séries possivelmente padronizadas, pois desconhece-se o método, os factores controlados e as referências populacionais utilizadas, de 1980 a 2009 (30 anos). O presente estudo ilustra taxas ajustadas por sexo e idade de 1941 a 2010 (70 anos), para suicídio, bem como de 1955 a 2010 (56 anos) para outras categorias de causa de morte.

fenómeno no decurso de períodos temporais demasiado reduzidos. Por outro lado, permite ainda deixar um repositório de dados ajustados em função de diversas populações de referência, que podem vir a ser utilizados em estudos subsequentes, constituindo-se uma base para a investigação ulterior do suicídio em Portugal.

Pretende-se ainda contextualizar a incidência de suicídio num panorama internacional, para além de descrever a evolução e o impacto do suicídio no total de mortes em Portugal, controlando variações demográficas de sexo e idade no espaço e no tempo. Por outro lado, pretendem-se ilustrar diferenças intranacionais de distribuição de risco de suicídio não explicadas por variações de distribuição populacional ou de potencial erro de registo, que podem operar de forma distinta para a contabilização de um total nacional, potencialmente enviesando resultados de estudos de associação de âmbito nacional.

Ainda para explorar uma relação entre estes dois fenómenos, suicídio/desemprego, e aferir a plausibilidade de uma eventual associação directa em Portugal, reavaliaremos dados agregados de suicídios reportados segundo a condição profissional.⁴³ Neste âmbito, e ao contrário dos autores do estudo que constituiu a fonte destes dados, pretende-se controlar variações de distribuição por sexo e idade, obtendo aproximações de risco relativamente mais fiáveis para comparação entre grupos.

Teremos ainda o cuidado de procurar analisar e tentar controlar o impacto nos registos de suicídio de mudanças de práticas ou metodologias de classificação de óbito por causa tendo como objectivo perceber se algumas discrepâncias identificadas podem ou não constituir factores perturbadores da apreciação analítica. Foram consideradas, nesta descrição e análise, a introdução de novas sistemáticas de classificação, utilização mais ou menos alargada de determinados grupos residuais de causas de morte, como a categoria de mortes por causas externas com intenção indeterminada (*Events of undetermined intent*, CID-10; *Injury undetermined whether accidentally or purposely inflicted*, CID-8,9), bem como de mudanças de prática de registo documentadas ou tentativas de reclassificação da causa do óbito.

Estes cuidados resultam de uma intensa discussão que tem ocorrido entre nós, em torno da fidedignidade e fiabilidade dos registos de óbito por causa, sobretudo centrada, sintomaticamente, nas cifras de suicídio. Tal questão já foi magistralmente enunciada no passado, em 1982, por Eduardo de Freitas:

«Desde o facto suicídio na realidade ocorrido até ao registo estatístico [...], toda uma tramitação legal-administrativa se desenvolve que pode, sujeita à peneira dos mecanismos accionados pelas instâncias ideológicas vigentes, transformar/dissimular a ocorrência, isto é, dar ao facto o fato de outro facto.».⁴⁴

A polémica, que se arrasta até aos dias de hoje não é, contudo, exclusiva do nosso país.⁴⁵ Por exemplo, Tollefsen et al conduziram uma notável revisão literária em que foram coligidos estudos publicados entre 1963 e 2009 e concluiu que em 31 desses estudos é referido o sub-registo de suicídio com proporções eventualmente superiores a 10% e que em 39% dos estudos recolhidos estavam descritos mais de 30% de casos potencialmente não registados.⁴⁵ Segundo estes autores, as diferentes práticas de registo entre países carecem de avaliação sistemática e há evidências que apontam para uma cobertura deficitária de casos de suicídio na generalidade dos estudos consultados.⁴⁵ Não obstante, importa tentar avaliar as eventuais ineficiências nos registos portugueses com base em determinadas categorias residuais de causa de morte, à luz de critérios convencionais. Esta abordagem passará tanto por uma óptica transversal, de comparação entre países, como longitudinal, no tempo, para Portugal.

Teoricamente, embora o número real de suicídios seja sempre desconhecido, sob uma perspectiva longitudinal, desde que esse erro seja sistemático e conhecido, o mesmo não implica grandes vieses inferenciais, quando é apreciada analiticamente uma tendência. Porém, as implicações já serão mais graves e perturbadoras da avaliação de associações ou tendências desde que haja critérios variáveis, inconsistentes e/ou com aplicação irregular no tempo. Carece-se de investigação dirigida para verificar se há evidências de distribuição irregular no tempo, variação linear ou mesmo de uma combinação destas duas hipóteses em diferentes períodos temporais relacionáveis com utilização de diferentes métodos e práticas de registo de óbito por causa.

2. Material e Métodos

2.1 Fontes de dados

Os dados utilizados no presente trabalho resultam de uma pesquisa exaustiva em várias fontes descritas em detalhe no **Anexo I**. Sucintamente, as séries de mortalidade e as respectivas populações residentes *m*, nacionais e internacionais, foram compiladas com recurso à *Mortality Database* e à *European Health for All Database*, da OMS,^{46, 47} ao EUROSTAT (*European Statistical Office of the European Commission*),⁴⁸ à *Human Mortality Database*,⁴⁹ bem como a dados anteriormente recolhidos e estudados por Ramalheira e Marques em 1998,⁵⁰ e por Campos e Leite⁴³ em 2002. As séries estatísticas sobre desemprego foram obtidas na AMECO⁵¹ (*Annual Macro-economic database of the European Commission's Directorate General for Economic and Financial Affairs, DG ECFIN*). Para não saturar as legendas dos gráficos remeteu-se para documento apêndice a explicitação das fontes que viabilizaram a construção de cada série (vd. **Anexo I**).

2.2 Períodos com dados disponíveis

Coligimos dados de mortalidade por suicídio em Portugal relativos a 109 anos, desde 1902 a 2010, com maior desagregação para o período após 1940. A abordagem descritiva de suicídio segundo a condição na profissão reporta-se aos anos de 1993 a 2000. Conseguiram-se também compilar óbitos por outras causas de morte para o período de 1955 a 2010. Finalmente, a descrição regional de mortalidade segundo a causa por NUTS II (Nomenclatura Comum das Unidades Territoriais Estatísticas) nacionais e europeias cobre o período de 1994 a 2010. Já a distribuição concelhia do suicídio centrou-se no quinquénio de 1991 a 1995.

As séries de desemprego remetem para indicadores brutos como a percentagem de desempregados na população activa desde 1960 a 2010, índices específicos por sexo e grupo etário, bem como indicadores ajustados por sexo e idade desde 1983 a 2010.

Foram ainda considerados indicadores específicos desagregados por duração do estado de desemprego, sexo e grupo etário de 1992 a 2010.^d

Estas janelas temporais predem-se com critérios de oportunidade, não de opção de investigação, e reflectem a dificuldade no acesso a dados com a desagregação pretendida.

2.3 Códigos de causa de morte e pontos de corte

O sistema de classificação e registo de óbitos foi sendo alvo de sucessivas alterações de metodologia processual e de nomenclatura ao longo do tempo. Os códigos relativos a cada causa de morte abordada encontram-se discriminados de acordo com a 7^a, 8^a, 9^a e 10^a revisões da Classificação Internacional de Doenças (CID) da OMS em documento anexo (vd. **Anexo I**). Por exemplo, adoptou-se como critério para suicídio o registo dos óbitos classificados como resultantes de «lesões intencionalmente auto-infligidas» (*Intentional self-harm*, CID-10; *Suicide and self-inflicted injury*, CID-7,8,9). No referido apêndice explicitam-se também os motivos pelos quais foram considerados como quebras de série para mortalidade os anos de 1931, 1942, 1955, 1971, 1980, 2001, 2002, 2004, 2005, 2007 e 2008, bem como os anos de 1974, 1983, 1992, 1998 e 2011 nas séries de desemprego. No nosso estudo analítico de séries temporais, para não segmentar excessivamente um decénio marcado por mudanças frequentes de prática de registo de óbito, como foi o caso da última década, optámos por repetir a análise desconsiderando todas as quebras deste período à excepção do ano de 2002. Também em virtude destas dificuldades foi ainda ensaiada uma restrição da amostra para o período de 1975 a 1995.

^d Embora tenhamos clara noção de que há alguma imprecisão em designar como taxa de desemprego um indicador que corresponde à proporção de desempregados na população activa, por motivos de utilização consensual e de simplificação de texto, utilizaremos esta nomenclatura.

2.4 Estudo descritivo e construção de séries

No sentido de concretizar uma abordagem descritiva, assim como de construir séries passíveis de serem utilizadas numa abordagem analítica visando o estudo de associação entre suicídio e desemprego, foram utilizadas várias estratégias de cálculo técnico de indicadores para obter uma aproximação de risco populacional relativamente comparável tanto de um ponto de vista transversal, no espaço, como longitudinal, no espaço e no tempo.

Numa abordagem inicial foram calculadas taxas brutas de mortalidade anual para toda a população, bem como taxas específicas para homens e mulheres, definidas como a razão entre o número de óbitos observados em cada grupo e a correspondente população residente m (ponto médio de cada ano, estimada ou censitária) por 100.000 habitantes.

Para contornar efeitos de confundimento resultantes de variações na estrutura etária da população portuguesa, particularmente expressivos em séries com períodos temporais mais alargados, foi realizado um estudo comparativo por estratos. Para esse desiderato, foram calculadas taxas específicas anuais por sexo e grupos etários (0-19, 20-44, 45-64 e mais de 65 anos de idade, bem como grupos homólogos às taxas específicas de desemprego constantes no EUROSTAT⁴⁸).

Ainda com o objectivo de controlar variação demográfica procedeu-se, noutros momentos do presente estudo, ao ajustamento de taxas brutas, por idade e sexo, com recurso aos denominados métodos directo e indirecto de padronização. Utilizaram-se, nas padronizações pelo método directo, consoante os objectivos e a natureza do ajustamento a efectuar, diversas populações padrão, nomeadamente composições da população portuguesa em anos censitários (1991, 2001, 2011), bem como populações de referência internacional como a *EU Standard*, *OCDE 2010*, *'Segi' World* e a *WHO World*.^{52, 53} Nas padronizações pelo método indirecto, utilizadas nas comparações geográficas de nível infranacional, recorreu-se a taxas específicas de mortalidade portuguesas e europeias (EU27) para os períodos e grupos homólogos.⁴⁸

Foram ainda calculados indicadores e estatísticas secundárias, a partir dos dados originais ou ajustados, nomeadamente razões, proporções, intervalos de confiança, bem como outras estatísticas descritivas. No cálculo de intervalos de

confiança para taxas ou para razões padronizadas de mortalidade (RPM) utilizou-se o método exacto de Poisson. Já os erros padrão das taxas padronizadas pelo método directo foram calculados com a seguinte expressão:

$$\text{Erro Padrão } (S_R) = \frac{1}{\sum w_i} \sqrt{\sum_{i=1}^k \frac{w_i^2 R_i (1 - R_i)}{n_i}}$$

2.5 Métodos analíticos

2.5.1 Estimação multivariada de razões de taxas de suicídio

Inicialmente, com um intuito essencialmente descritivo, embora se trate de um método analítico sofisticado, desenhámos modelos de regressão Poisson e baseados no modelo binomial negativo para representar contagens de óbitos por suicídio ajustados pela respectiva população exposta, ou seja, taxas de mortalidade. Estes métodos visam quantificar propriedades do suicídio em escala temporal alargada com controlo de factores demográficos e de registo de óbito por causa.

Na especificação destes modelos de regressão foram controlados, na forma de variáveis independentes, o efeito da passagem do tempo (variável quantitativa contínua, com periodicidade anual), períodos definidos em função da metodologia de registo de óbito por causa, o sexo, o grupo etário (0-19, 20-44, 45-64 e 65+) e interacções entre sexo e grupo etário. Estas últimas foram modelizadas como variáveis categoriais indicadoras, em função da respectiva população exposta de cada subgrupo.

Os erros padrão de todos estes modelos foram obtidos com recurso à estimação robusta de acordo com o método proposto por Huber e White.

2.5.2 Estudo de associação entre suicídio e desemprego

Esta vertente analítica do nosso estudo recorreu a técnicas estatísticas englobáveis numa abordagem subsidiária da análise de séries temporais. Foram desenhados vários modelos de séries temporais para investigar uma potencial associação temporal entre suicídio e desemprego, mimetizando a metodologia seguida por vários estudos que descrevem uma associação positiva entre estas duas variáveis.¹⁹

Numa breve nota técnica adianta-se que a metodologia utilizada pelos estudos de associação entre suicídio e desemprego antes citados também revela assinaláveis variações. Alguns estudos comparam a taxa de suicídio, bruta ou ajustada por sexo e idade, com a taxa bruta de desemprego, retirando o efeito da tendência de cada série. Estas abordagens permitem aferir se a taxa de desemprego é elevada, em períodos em que a taxa de suicídio também é comparativamente elevada, sendo estas tendências interpretadas como reveladoras de eventuais associações de longo prazo. Contrastando com este método, alguns autores transformam estas mesmas variáveis na forma de uma dependência de curto prazo anual. Este processo modeliza uma elasticidade que corresponde à associação entre aumento da taxa de suicídio e aumento da taxa de desemprego.

Neste ponto, tem de constatar-se que não conseguimos detectar, nas bases de dados a que recorremos,^e nenhum estudo analítico de associação entre suicídio e desemprego centrado na realidade portuguesa. Nesta conformidade, optámos por recorrer com um cariz exploratório às duas metodologias descritas acima para avaliar se há evidência histórica de associação entre estes dois fenómenos. Esta abordagem passará tanto por uma perspectiva de consistência histórica, como pela avaliação dos primeiros anos de crise económica, visando estabelecer um ponto de base, na última década, para que se possa acompanhar adequadamente a evolução do fenómeno suicídio.

Deste modo, desenhámos três hipóteses com um nível crescente de evidência para estabelecer uma associação entre desemprego e suicídio em Portugal.

^e Ovid, B-On, ProQuest, PubMed, Repositório Científico de Acesso Aberto de Portugal e Repositório Digital da Universidade de Coimbra

1. Associação entre níveis de taxas, ou seja, se a taxa de suicídio seria elevada nos anos em que a taxa de desemprego seria também elevada, independentemente de tendências temporais de longo prazo;
2. Associação entre aumentos na taxa de desemprego, face ao ano anterior, e níveis de taxas de suicídio. Esta vertente pretende responder à possibilidade de aumentos de taxas de desemprego se associarem a taxas de suicídio elevadas no contexto histórico;
3. Associação entre variações anuais na taxa de desemprego, bem como na taxa de suicídio, sendo estas reveladoras de associações de curto prazo.

Com o intuito de testar analiticamente as duas primeiras hipóteses, calculámos modelos de regressão binomial negativa em que acrescentámos como preditor a taxa anual de desemprego como percentagem da população activa ou as variações anuais (diferenças absolutas) nas taxas de desemprego face ao ano precedente, respectivamente, de 1960 a 2010.

No sentido de aferir a consistência dos nossos resultados foram especificados modelos de regressão linear pelo método dos quadrados mínimos (OLS) com estimação «robusta» de erros padrão. Como os pressupostos do teorema de Gauss-Markov são facilmente violáveis neste tipo de especificação analítica, foram ainda exploradas variantes não paramétricas, como a regressão quantílica. Este tipo de modelização alternativa permitiu testar a nossa terceira hipótese que remete para a associação entre variações concomitantes de ambas as variáveis, suicídio e desemprego.

No sentido de contornar a inexistência de estacionaridade das séries no período estudado, as variáveis dependente (mortalidade) e independente (desemprego) foram transformadas com o objectivo de as centrar nas respectivas médias, e de retirar o efeito de tendência. Com estas técnicas visou-se transformar os registos longitudinais em séries estacionárias, um pré-requisito para a apreciação correcta das interacções em estudo. Esta transformação foi realizada em dois passos. Em primeiro lugar, as variáveis foram centradas subtraindo a sua média para o período. De seguida, foi calculado o resíduo subtraindo os valores em cada ponto à linha de tendência obtida com recurso a uma regressão linear. Contrastando com outros estudos que utilizam todos os anos disponíveis de cada série para transformar as variáveis, foram ainda testadas mais duas transformações alternativas. Na primeira foram calculadas as médias e linhas de

tendência por período disponível de ambas as variáveis (dependente e independente), equilibrando as séries. Na segunda, as médias, bem como as linhas de tendência foram calculadas para os anos relativos a cada CID, no caso da variável dependente, e por quebras de série no desemprego para a variável independente. Ainda numa tentativa de contornar estas quebras de série foram repetidos os modelos de regressão individualmente para cada período intercalado por quebras de série na mortalidade.

Nestes modelos foram também consideradas especificações alternativas, com variáveis categoriais para cada quebra de série, especificadas por conjuntos de variáveis indicadoras (*dummy*) ou a repetição independente de cada regressão para cada período/série. Por outro lado, foram ainda incluídas alternativas tendo em vista a remoção de observações anormalmente extremas (*outliers*), com base em duas alternativas (respectivamente, módulo de 150, ou de 20 da variação percentual da variável dependente) e considerando desfasamentos temporais (*lags*) apropriados de acordo com a literatura (até três anos).¹⁹

Finalmente, nas especificações destes modelos considerámos múltiplas alternativas em paralelo comparando taxas ajustadas, taxas brutas e taxas específicas por sexo e grupos etários, tanto de suicídio, suicídio e mortes com intenção indeterminada, bem como de desemprego, tendo em vista a apreciação do impacto do ajustamento de taxas na associação entre as duas variáveis em estudo.

Para evitar erros estatísticos do tipo I, dado que se realizaram múltiplas comparações, ajustou-se em paralelo o grau de significância de acordo com as correcções de *Bonferroni* e de *Šidák*.

2.6 Suporte informático

O tratamento e análise de dados, bem como a construção de gráficos foram executados com recurso à versão 12.1 do programa STATA/SE para Microsoft Windows. Os cartogramas foram desenhados com o módulo ArcMap do programa ArcGIS, versão 10.2. As especificações dos modelos, assim como os códigos originais de STATA, por nós escritos para preparar as bases de dados e transformar as variáveis, encontram-se disponibilizados no **Anexo IV**.

3. Apresentação Comentada de Resultados

3.1 Estudo Descritivo

3.1.1 Suicídio no contexto Europeu e Mundial

O mero confronto de taxas de suicídio numa tentativa de justificar diferenças observadas entre países é uma abordagem relativamente limitada para comparar aproximações de risco, uma vez que há variações substanciais na estrutura das populações e nos factores precipitantes ou protectores que sobre elas operam. Neste sentido, presume-se que diferenças de índole cultural, social, económica, ou mesmo de metodologia dos registos de óbito por causa estejam na génese de significativa variabilidade, sendo que estes factores se revelam difíceis de controlar adequadamente com os dados disponíveis. Este facto já foi apontado por Eduardo de Freitas em 1983:

«O que parece prejudicado são as comparações internacionais, já que a natureza dos sobreditos mecanismos terá muito que ver com as específicas matrizes socioculturais de cada uma das sociedades constituídas.»⁴⁴

Não obstante estas limitações e, apesar do presente trabalho se focar essencialmente na realidade portuguesa, não pode deixar de se perspectivar num contexto internacional a dimensão relativa do fenómeno.

Na **Figura 1** estão sintetizados indicadores de mortalidade ajustados de um período de observação de seis anos em 67 países. Para possibilitar uma análise comparativa mais isenta e facilitadora de uma apreciação menos enviesada dos riscos populacionais subjacentes, procedemos ao cálculo de taxas anuais padronizadas pelo método directo a partir de dados brutos colhidos em repositórios do EUROSTAT e da OMS (vd. **Anexo I**). Visámos assim, com recurso à distribuição populacional padrão usualmente denominada como *WHO World*, controlar diferenças sincrónicas e diacrónicas na distribuição de sexos e etária (oito grupos de idades; 0-4, 5-14, 15-24, 25-34, 35-44, 45-54, 55-64 e mais de 65 anos) das populações dos países considerados.

As taxas denominadas como «Totais» foram padronizadas por sexo e idade, enquanto as taxas específicas para cada sexo foram padronizadas apenas para diferenças de idade.

Finalmente, uma vez que dispúnhamos de registos de vários anos para a generalidade dos países, optámos por recorrer à mediana das taxas ajustadas anuais, para os anos 2005 a 2010, inclusive, para descrever a tendência central das taxas ajustadas no período total (vd. **Figura 1**). Este método minimiza a instabilidade decorrente da acentuada variabilidade de estimativas pontuais anuais, tão típica de fenómenos populacionais relativamente raros.

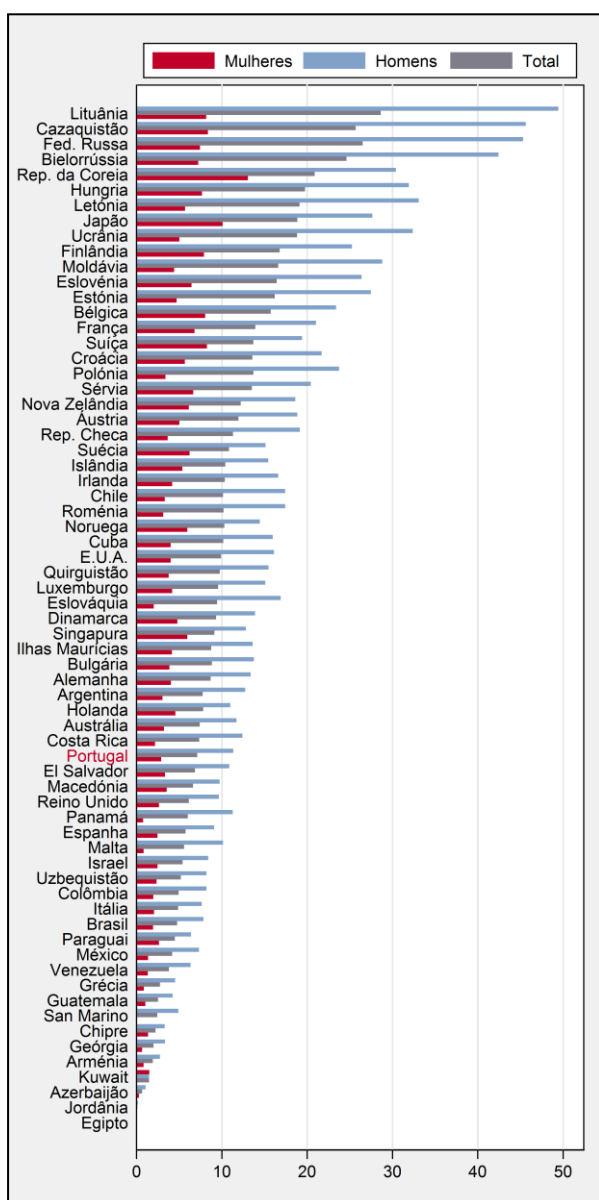


Figura 1. Mediana das taxas anuais de suicídio padronizadas pelo método directo para os anos de 2005 a 2010. Homens, Mulheres - taxas padronizadas por grupos etários; Total - taxas padronizadas por sexo e grupos etários. População padrão: *WHO World*.

No panorama global, e numa perspectiva meramente transversal, correspondente a um período recente de seis anos, a relevância do suicídio em Portugal parece relativamente modesta quando comparada com o nível do mesmo fenómeno registado nos restantes países. Repare-se que, no conjunto de 67 países com dados de mortalidade por suicídio, Portugal ocupa o 43º lugar, em ordem decrescente, com uma taxa mediana global relativamente baixa, de 7,1 suicídios por cada 100.000 habitantes (2º quartil). Salienta-se ainda que, neste mesmo indicador, Portugal ocupa o 28º posto no conjunto dos 36 países da região europeia. Já no que respeita à distribuição por sexos, quando controladas as variações demográficas de idade, o nosso país fica na 42ª posição nos homens e na 43ª nas mulheres, com os valores de 11,3 e de 2,9 por 100.000 habitantes, respectivamente (vd. **Figura 1**).

Praticamente na totalidade dos países considerados, a incidência de suicídio foi superior nos homens. Este achado, melhor apreciado na **Figura 2**, é coerente com o que habitualmente é referido na literatura especializada.^{54, 55} Com efeito, e com a excepção da República Popular da China⁵⁶ (que não consta no nosso gráfico pois os respectivos dados são virtualmente impossíveis de obter com a desagregação de que necessitámos na presente análise), é geralmente aceite que, na esmagadora maioria dos países do mundo e para diferentes períodos observados, a regra é o claro excesso de mortes por suicídio no sexo masculino. Curiosamente a única excepção a esta regra na série que analisámos foi a situação do Kuwait, em que o suicídio registado nos homens e nas mulheres aparece como virtualmente semelhante até à primeira casa decimal. Faz-se notar que este achado provavelmente mais não significará que um artefacto resultante do processo complexo de padronização num país com baixíssimas taxas.

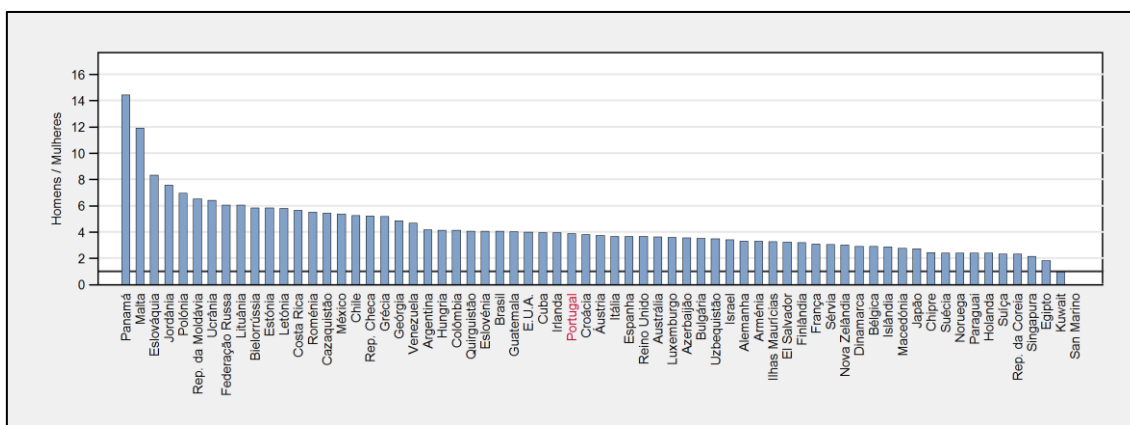


Figura 2. Razão entre a mediana (2005 a 2010) das taxas anuais padronizadas por idade de Homens e Mulheres (H/M). População padrão: WHO World.

Será talvez mais importante fazer notar que entre diferentes países, e por vezes dentro da mesma região do mundo, em países com relativa proximidade e semelhança, há alguma variabilidade na expressão deste fenómeno de excesso de suicídios no sexo masculino, provavelmente traduzindo realidades culturais e outras condicionantes locais não perfeitamente conhecidas. Portugal, a este respeito, apresenta um *ratio* de 3,9, o que significa que, em média, foram observáveis, em escala ajustada, faz-se notar, cerca de 4 suicídios em homens por cada suicídio em mulheres, de 2005 a 2010 (vd. **Figura 2**).

Embora esta abordagem transversal permita aferir o patamar que o país ocupa num período recente, a relação entre as taxas de suicídio não é constante ao longo do tempo, quer numa perspectiva intranacional, quer numa óptica comparativa de diferentes países. Regista a literatura que se observou, à escala mundial, durante 50 anos

(1950-2000), um aumento nas taxas mundiais de suicídio, com particular expressão em países asiáticos como a China, Índia e Rússia,⁵⁵ mas que o mesmo oculta uma tendência geral para a diminuição de taxas ajustadas no continente europeu. De acordo com um relatório produzido pela OMS em 2012, regista-se uma diminuição nas taxas ajustadas de suicídio em países europeus, entre 1980 e 2010, na ordem dos 25-40%, que terá abrandado desde 2008.⁵⁷ Todavia, a mesma tendência geral de descida na Europa não tem sido constante, nem observável por igual, nem a todo o tempo e em todos os países. Será que o mesmo pode ser afirmado, com segurança, para Portugal? Na **Figura 3**, produzida por nós próprios a partir de dados da *European Health for All Database* da OMS, pode observar-se a evolução das taxas ajustadas de suicídio em vinte países europeus entre 1970 e 2010. Apenas como nota de precaução, regista-se que estas taxas não são comparáveis com as apresentadas anteriormente. Neste caso optou-se, pontualmente, por utilizar uma população de referência menos jovem, a *Standard European Population*, que é relativamente mais próxima da generalidade dos países considerados.

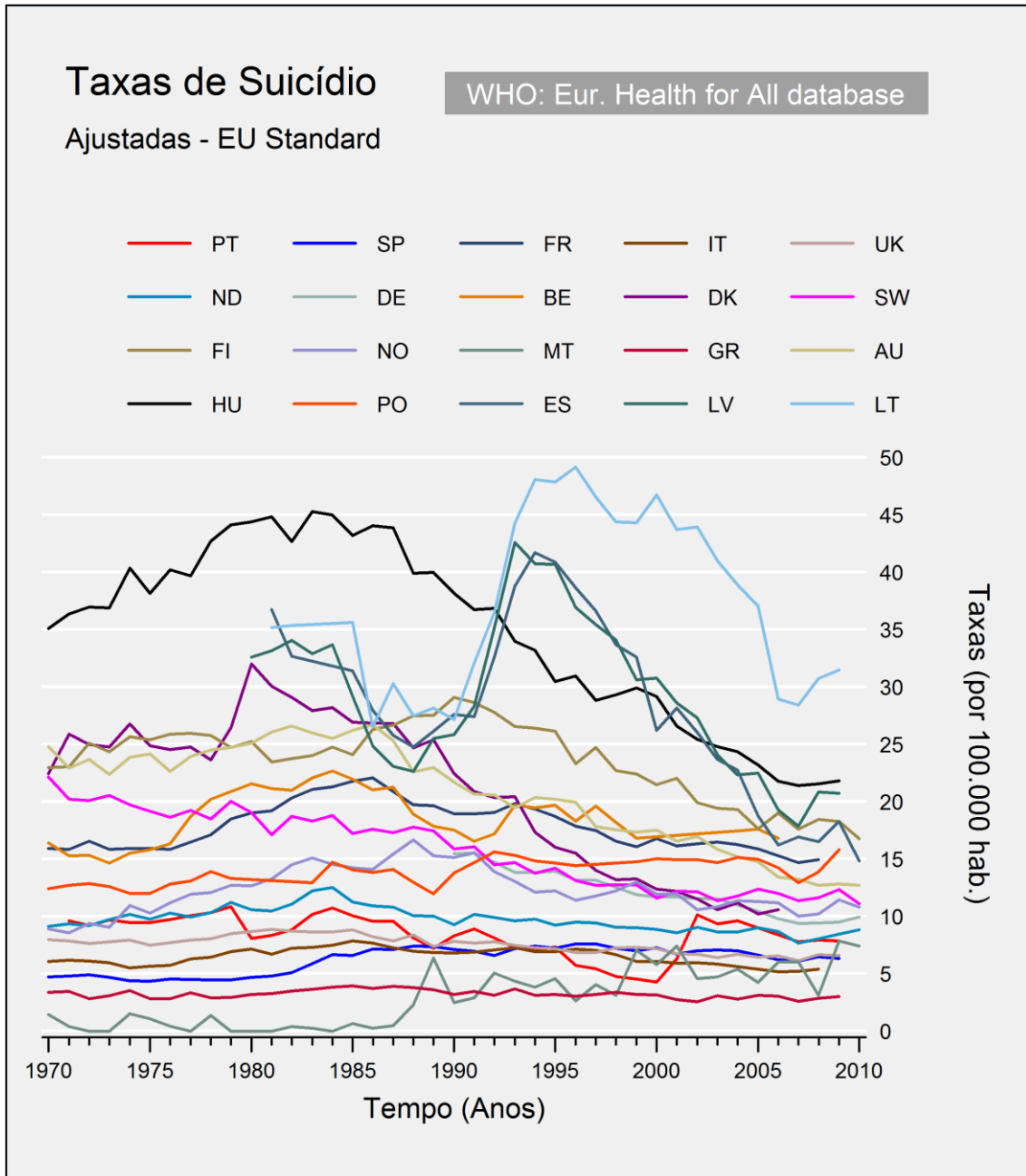


Figura 3. Taxas Globais Ajustadas de Suicídio na Região Europeia (vinte países), de 1970 a 2010. Padronização por sexo e grupos etários quinquenais calculada pelo método directo (por 100.000 habitantes). População padrão: *Standard European Population*. (Os anos de 2005-2007 correspondem a interpolações lineares da taxa ajustada para Portugal)

Pode constatar-se que, após 1980, é praticamente geral uma tendência que aponta para uma diminuição das taxas de suicídio, naturalmente com maior intensidade nos países com nível médio de taxas mais elevado (vd. **Figura 3**). Regista-se a excepção das denominadas três repúblicas bálticas, Estónia, Letónia e Lituânia, que entre os anos 90 a 95 registaram subidas marcadas, mas também seguidas de acentuadas descidas nos anos subsequentes (vd. **Figura 3**). Como nota de precaução relativamente ao que fica dito, chama-se ainda a atenção para o facto de que neste período ocorreram, na generalidade dos países considerados e em momentos diferentes, transições entre diversas versões do sistema internacional de classificação de causas de morte (CID-7, CID-8, CID-9, CID-10, por exemplo). Esta circunstância, de mudança de séries estatísticas, poderá ter originado alguma perturbação na coerência longitudinal dos registos. Noutro ponto do presente trabalho analisaremos com maior detalhe alguns dos acidentes mais notórios patentes neste gráfico, sobretudo no que toca a realidade portuguesa cuja tendência geral é decrescente mas com um nítido acidente em 2001, a que se seguiu uma nova descida (linha a vermelho vivo).

Em boa verdade deve reconhecer-se que a descrição do fenómeno suicídio apenas com base em casos registados na categoria de morte por «lesões intencionalmente auto-infligidas» (*Intentional self-harm*, CID-10) tenderá a traduzir uma subestimativa do verdadeiro número de suicídios. Com efeito, numerosos autores sublinham que, em maior ou menor grau, poderá ocorrer o registo de mortes que efectivamente correspondem aos critérios de suicídio noutras categorias diagnósticas concebidas para situações excepcionais em que seja de todo impossível esclarecer a intenção subjacente à produção de lesões que conduziram à morte (morte acidental *versus* intencional) ou mesmo a causa de morte em si.^{45, 58} Não espanta assim que a fidedignidade dos registos de óbito no que diz respeito à avaliação de processos de intenção e à discriminação de causas de morte varie de país para país e que possa ser perturbada pelo modo como se recorre a outras categorias residuais de registo. São bem conhecidas diversas razões para que, por pressões sociais, religiosas e até económicas, se proceda à ocultação/dissimulação de casos de suicídio, como forma de evitar censura social ou consequências económicas (perda de seguros, por exemplo). Por estes motivos, recorreremos ao método exposto anteriormente, de cálculo de medianas de taxas ajustadas num período de seis anos, para ilustrar o peso potencial das mortes por «causa externa com intenção indeterminada» (Y10-Y34, CID-10) e das mortes classificadas no

grupo residual de «causa mal definida ou desconhecida» (R00-R99, CID-10) em vários países (vd. **Figura 4**).

O reconhecido exagero de utilização da categoria mortes por «causa externa com intenção indeterminada» (*External Causes / Events of undetermined intent*, CID-10) em diversos países salienta aspectos relacionados com a fidedignidade dos registos de óbito (vd. **Figura 4**). Crê-se que estas categorias residuais possam ter sido utilizadas em Portugal, em grau variável, para mascarar suicídios, contornando-se assim algumas pressões sociais, e/ou evitando-se consequências do reconhecimento de mortes auto-infligidas como tal. A identificação deste estado de coisas motivou estratégias de correcção estatística com perturbação notória da coerência lógica, teórica e prática, dos registos nacionais, sobretudo na última década.

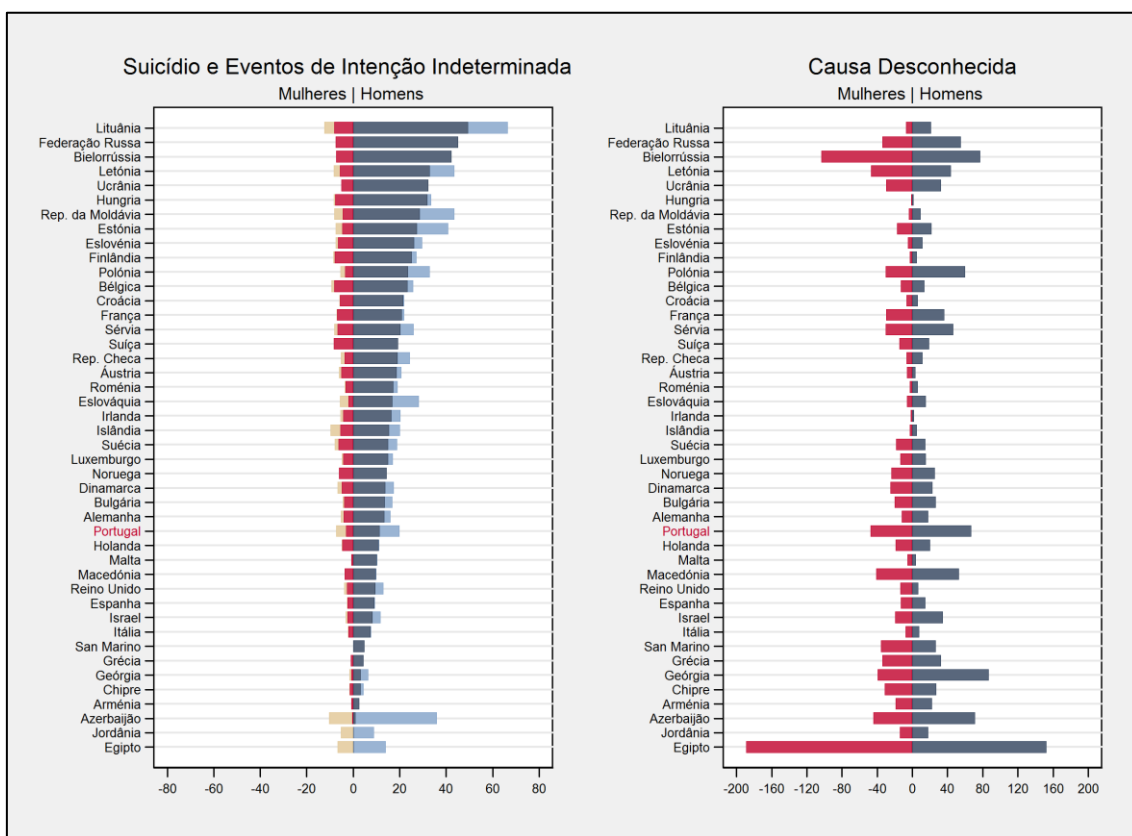


Figura 4. Mediana das taxas anuais padronizadas pelo método directo por grupos etários (por 100.000 habitantes) para o período de 2005 a 2010. Lado esquerdo: Suicídio a cores escuras e mortes por causa externa com intenção indeterminada a cores claras. Lado direito: mortes de causa desconhecida ou indefinida (R00-R99, CID-10). População padrão: *WHO World*.

Nos anos mais recentes, tem até sido apontado como critério de qualidade dos registos de mortalidade a utilização desta categoria com frequências inferiores a duas mortes por 100.000 habitantes.⁵⁹ Nesta perspectiva, de entre os 44 países abordados, as

mortes por causa externa com intenção indeterminada colocam Portugal no 10º lugar nos homens (8,60 por 100.000 habitantes) precedido pela Jordânia, Polónia, Letónia, Eslováquia, Estónia, Egipto, Republica da Moldávia, Lituânia e Azerbaijão, e seguido pela Sérvia (vd. **Figura 4**). Nas mulheres encontra-se no 4º lugar (4,35 por 100.000 habitantes), precedido pelo Azerbaijão, Egipto e Jordânia (vd. **Figura 4**). As taxas de morte por causa externa com intenção indeterminada em Portugal ultrapassam claramente os limites mínimos do critério convencional de qualidade que tem vindo a ser mais referido.⁵⁹

Porém, a verdadeira proporção de suicídios que eventualmente são indevidamente classificados nestes grupos residuais é desconhecida e, seguramente, varia de estado para estado, ou no mesmo país ao longo do tempo. Por outro lado, a distribuição destas medianas é relativamente irregular, não se verificando com este método um padrão claro de associação entre o nível de suicídio e o de recurso a categorias residuais, embora seja admissível inferir que, em determinadas zonas, estas diferenças traduzam uma importante transacção de casos de suicídio para estas categorias, como no caso do Azerbaijão, Jordânia e Egipto (vd. **Figura 4**). Nestes países, poderá existir uma pressão superior para que não se registem mortes por suicídio, presumivelmente relacionada com factores culturais/religiosos. Face a estas grandes diferenças, culturais e sociais, poderíamos ter optado por representar apenas valores relativos à região europeia. Contudo, a inclusão destes casos ilustra exemplarmente fragilidades de comparações transversais directas entre países.

Num exercício meramente teórico, extremo e irrealista, se se assumir que todas as mortes por causas externas com intenção indeterminada são suicídios em todos os países, tal como tem vindo a ser defendido por alguns especialistas em Portugal, que advogam o conceito de suicídio provável,⁶⁰ Portugal passaria da 30ª posição, por ordem decrescente, para a 15ª, nas mulheres. Já nos homens, poderia subir do 29º lugar para o 22º posto (vd. **Figura 4**). Todavia, esta abordagem não deixa de ser limitada, dado que os pressupostos enunciados são extremamente implausíveis.

No que concerne às mortes de causa desconhecida ou indefinida, classificadas nas categorias de R00 a R99 segundo a 10ª revisão da CID, Portugal ocupa o 5º lugar nos homens (67,15 por 100.000) e o 3º posto nas mulheres (47,36 por 100.000), precedido pela Bielorrússia e Egipto (vd. **Figura 4**). A variabilidade observada na distribuição transversal das mortes em que não se apurou a causa com maior detalhe pode constituir uma limitação à comparação de grupos de causas de morte entre países.

Para contornar este, bem como outros potenciais vieses relacionados com o patamar de suicídio que cada país efectivamente ocupa, vários estudos analíticos de âmbito internacional têm optado por centrar as taxas de suicídio de cada país, retirando a cada valor a respectiva média longitudinal (*within subjects*), colocando um ênfase no estudo da evolução longitudinal local e assumindo que a distribuição do erro estatístico, bem como do erro de classificação, é relativamente constante no tempo para cada área geográfica.¹⁹

3.1.2 Suicídio em Portugal

Em Portugal, o número registado de mortes por suicídio sofreu variações nítidas entre 1902 e 2010. Estes valores oscilaram entre 200 e 600 mortos nas primeiras três décadas do século XX, observando-se um salto em 1931 para números que flutuaram entre os 600 e 1000 até aos anos 90, período em que se observou uma diminuição do número de óbitos, seguido por um aumento em patamar no virar do século. O número de óbitos nas mulheres foi sempre inferior ao dos homens, variando entre 20 a 35% do total (vd. **Figura 5**).^f

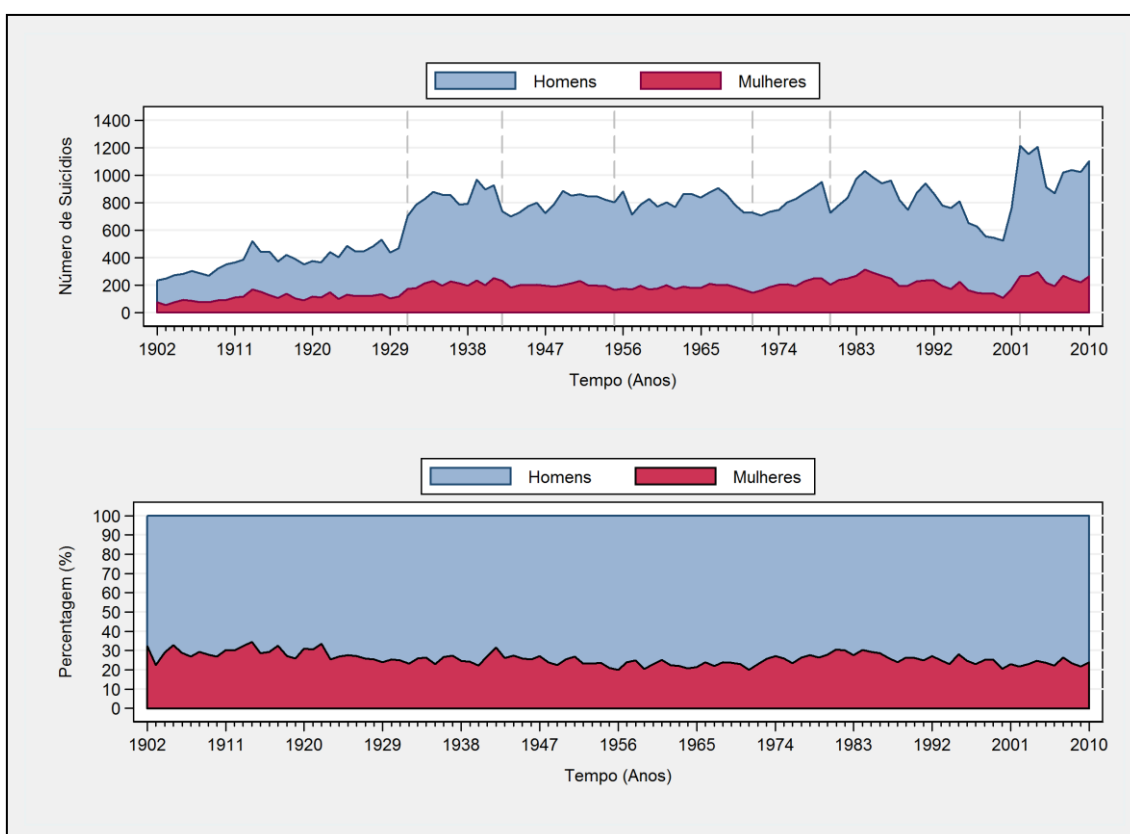


Figura 5. Número de suicídios registados em cada sexo e respectiva proporção no total em Portugal de 1902 a 2010. As linhas verticais correspondem a quebras de série documentadas.

^f Estes dados correspondem aos totais publicados por Eduardo de Freitas, que posteriormente foram completados por M. A. Campos e S. Leite, para os anos de 1902 a 1954. O restante período foi coligido a partir de dados finais cedidos pelas entidades nacionais responsáveis a organismos internacionais (repositórios na OMS: *Mortality Database*: 1955-2004, 2008-2010; e no EUROSTAT: 2005-2007; vd. **Anexo I**).

Registe-se que estas constatações não autorizam que delas se retire qualquer ilação sobre variações de risco subjacentes, uma vez que a população portuguesa sofreu, ao longo do último século, significativas mutações estruturais. Este comentário é pertinente porque numerosos autores incorrem neste erro. Por exemplo, M. A. Campos, responsável pelas estatísticas de óbitos por causa do Instituto Nacional de Estatística, IP (INE), e S. Leite, num estudo sobre suicídio em Portugal, publicado em 2002,⁴³ associam picos de frequência anual do suicídio com conjunturas de crise económica e social vivida em pontos definidos no tempo:

«Os pontos máximos de suicídios verificaram-se nos anos 80, entre 1983 e 1985, atingindo o valor máximo em 1984 (1 033 suicídios) e em 1939 (969 suicídios). Estes valores estão associados à conjuntura de crise económica e social desses anos, correspondendo, o primeiro período, a uma crise económica vivida em Portugal, fortemente marcada por elevadas taxas de desemprego e inflação, e o ano de 1939, marca o início da Segunda Guerra Mundial.»⁴³

Será que o número absoluto de suicídios é comparável em pontos tão distantes no tempo? Efectivamente, já para não falar nas múltiplas e conhecidas mutações a que a sociedade portuguesa esteve sujeita e que as autoras referem, a própria população exposta variou quantitativa e qualitativamente.

Outro factor que limita este tipo de inferências é a mudança de métodos e sistemas de codificação de registo de óbitos por causa. Claramente, estas autoras, como muitos outros técnicos de relevo em Portugal, confundem impacto e variações absolutas de curto prazo, com variações de risco. Poderemos demonstrar, noutra ponto do presente trabalho e mediante o recurso à técnica de padronização de taxas, que constatações apressadas como estas podem-se revelar frágeis e sem fundamento estatístico. Embora não se exclua que eventuais adversidades sociais possam ter influenciado o fenómeno em causa nesses períodos, a verdade é que esta abordagem não permite inferir o que estas autoras defendem. Examinemos antes, porém, a evolução de taxas brutas de suicídio. Calculámo-las para ilustrar o impacto do tamanho da população, e a sua dinâmica, na apreciação de tendências longitudinais.

Considere-se então a **Figura 6**: de 1902 a 1931, a taxa bruta anual de suicídio aumentou, embora de forma irregular, nas três primeiras décadas, seguindo-se um período histórico excepcional, entre 1931 e 1941, tal como Eduardo de Freitas o

descreveu,⁴⁴ em que a mesma oscilou em torno de valores mais elevados. De 1941 até 1990, nota-se uma ligeira tendência decrescente que se acentuou no final do século. Nos anos de 2001/2002 fica patente o rápido e acentuado aumento de taxas, seguido por um planalto de menor nível até ao final da década (vd. **Figura 6**).

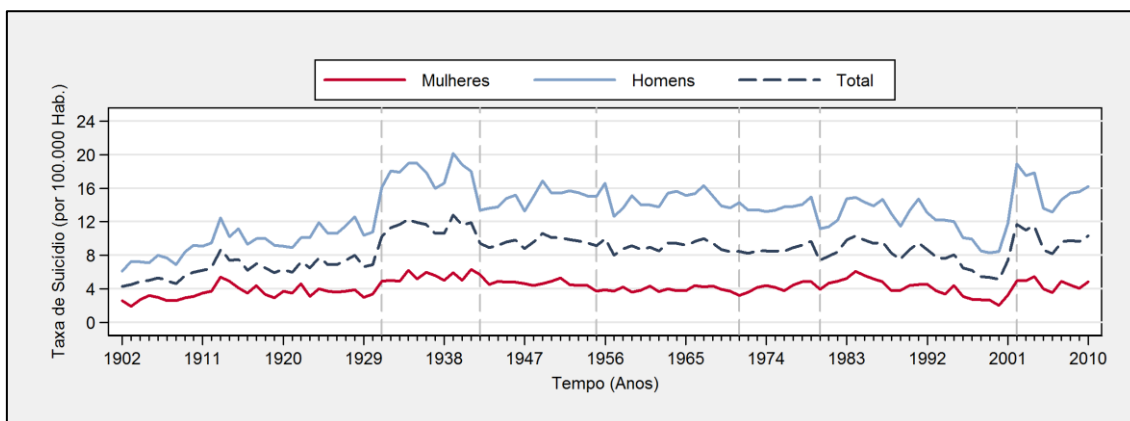


Figura 6. Taxas brutas anuais de suicídio em Portugal de 1902 a 2010 – Mulheres, Homens e Total. As linhas verticais correspondem a quebras de série documentadas.

No que respeita às taxas de suicídio específicas por sexos, as cadências de variação descritas para o total também se traduzem em curvas praticamente paralelas, embora situando-se em patamares de risco claramente diferenciados, sendo que as taxas nos homens são sistematicamente mais elevadas que as observadas nas mulheres (vd. **Figura 6**).

Contrastando estas tendências nas taxas com o que se pôde observar na **Figura 5**, relativamente ao número absoluto de óbitos, deve constatar-se que enquanto os totais de óbitos parecem relativamente estáveis ou com uma ligeira tendência de aumento, nos anos de 1941 a 1995, de facto, como a população aumentou no mesmo período, o risco populacional de suicídio até poderá ter diminuído. Ainda com base neste raciocínio, torna-se perceptível que o pico de frequência nos anos 80 descrito por M. A. Campos e S. Leite (*op. cit.*), remete para uma taxa (não ajustada) que nem é diferente da própria variação estocástica do fenómeno registada em anos anteriores.⁴³ Todavia, em 1980 introduziu-se uma nova revisão da CID que, como veremos, pode ter precipitado uma sub-estimativa as cifras de suicídio. De facto, estas transições de paradigmas de registo limitam profundamente este tipo de comparações directas entre taxas de séries obtidas com critérios de registo diferentes. Repare-se, por exemplo, que o aumento abrupto que se descreveu nos óbitos em 2001/2002, quando contextualizado em termos históricos e

controlada a dimensão da população em risco, remete para níveis de taxas (não ajustadas) semelhantes às observadas nas décadas de 30/40 (vd. **Figura 6**).

De facto, sendo verdade que taxas brutas são sempre uma melhor aproximação ao conceito de risco subjacente do que números absolutos, mesmo estas ainda estão longe de revelar, com uma desejável comparabilidade, a dinâmica dos riscos em acção. Em períodos tão longos não pode deixar-se de considerar, e controlar, outro tipo de mudanças populacionais que possam ter ocorrido como, por exemplo, as relacionadas com processos de envelhecimento, ou seja, com a composição da população no que toca a subgrupos etários com riscos diferenciados. Fazemos estas considerações para ilustrar a inadequação de tantas interpretações apressadas com base em taxas brutas que, infelizmente, ainda hoje se vêm publicadas na literatura científica portuguesa e nos meios de comunicação social com tanta frequência.⁴³

Outro factor que não pode ser desconsiderado na apreciação longitudinal de registos em períodos tão longos prende-se com alterações no método e sistemática de registo de óbitos por causa. Para este desidrato, realizámos uma pesquisa exaustiva que nos permitiu identificar alterações de práticas de registo que podem, em maior ou menor grau, ter influenciado a cobertura estatística do fenómeno e limitar a comparabilidade temporal (vd. **Anexo I**). O que carece de investigação própria é a forma como terão enviesado tendências relativas ou quebrado a continuidade lógica das séries, pelo que iremos avaliá-las de forma gráfica e analítica, independentemente de presunções do seu impacto efectivo. Assim, como quebras na continuidade de séries considerámos a introdução de novas revisões da CID, as alterações de métodos administrativos de registo, bem como pontuais tentativas de reclassificação de causas de óbito. Veja-se então:

Nos anos de 1931 a 1941 foi utilizada a 4ª revisão da CID. Entre 1942 e 1955, assim como nos anos que precedem a utilização da CID-4 não foi possível identificar a data de outras revisões, nem com recurso a pedidos de informação no INE, nem junto da DGS. No entanto, através da observação de dados sobre Portugal em repositórios internacionais, constatou-se que os registos a partir de 1955 aparecem desagregados da seguinte forma: CID-7 (1955-1970), CID-8 (1971-1979), CID-9 (1980-2001) e CID-10 (2002-2003; 2007-2010).⁴⁶ Os registos dos anos de 2004 e 2005 não se encontram codificados de acordo com qualquer das versões da CID nesta base de dados. Relativamente a estes anos, Portugal comunicou às instâncias internacionais as suas estatísticas de acordo com um sistema de codificação simplificado único no mundo e

com desagregação mínima por grupos de idades.⁴⁶ Os dados do ano 2006 não constam da base de dados da OMS. Pelo que se acaba de expor tem de se concluir que não há evidência de que estes sistemas de classificação tenham sido utilizados nestes anos ou de que, pelo menos, a sistemática de codificação tenha sido a mesma. Por este motivo, o intervalo na base de dados, de 2004 a 2006, foi colmatado com recurso a registos reportados por Portugal ao EUROSTAT de acordo com a «designação simplificada europeia» de causa de morte. Também deve ser considerada neste contexto, a desmaterialização dos verbetes de óbito que terá sido ultimada no ano de 2007 (vd. **Anexo I**). Finalmente, alguns autores têm vindo a referir um processo de revisão das causas de óbito apostas nas certidões de óbitos, que terá decorrido entre 2001 e 2004, apurando-se até que esta revisão terá sido sistemática nos anos de 2002 e 2003.^{60, 61} Todavia, não foi possível encontrar nenhuma documentação oficial que sustente esta constatação, nem tão pouco que permita esclarecer os critérios objectivos utilizados nas ditas revisões. No entanto, a observação cuidada dos registos permite constatar que, de facto, se observam curiosas variações e anomalias nos registos desses anos.

Independentemente destas condicionantes, e tendo em conta os mesmos dados, o risco acrescido no sexo masculino foi uma realidade constante ao longo de praticamente 110 anos. A razão de taxas de mortalidade específicas por sexos ilustra magistralmente o que parece corresponder a uma propriedade muito estável da população portuguesa, que é o facto de o excesso de mortalidade nos homens se distribuir ao longo de mais de 100 anos, numa banda muito estreita e com valores praticamente constantes (vd. **Figura 7**). Este facto foi descrito anteriormente numa janela temporal mais estreita por Eduardo de Freitas, em 1982.⁴⁴ A mortalidade por suicídio nos homens foi sempre entre 2 e 4,5 vezes superior à das mulheres, o que é tanto mais interessante se se tiver em conta as profundas mutações que a população e a sociedade portuguesa entretanto sofreram, bem como todas as alterações de sistema de registo e classificação já descritas para o decurso deste longuíssimo período. Embora não se descarte que estas condicionantes possam ter influenciado o rácio de sexos, a verdade é que nunca inverteram esta relação. Parece existir, de facto, uma vulnerabilidade acrescida para o suicídio nos homens ou, pelo contrário, um conjunto de factores protectores a actuar diferencialmente sobre as mulheres. Noutro ponto deste trabalho teremos a oportunidade de avaliar de modo mais preciso a magnitude desta relação.

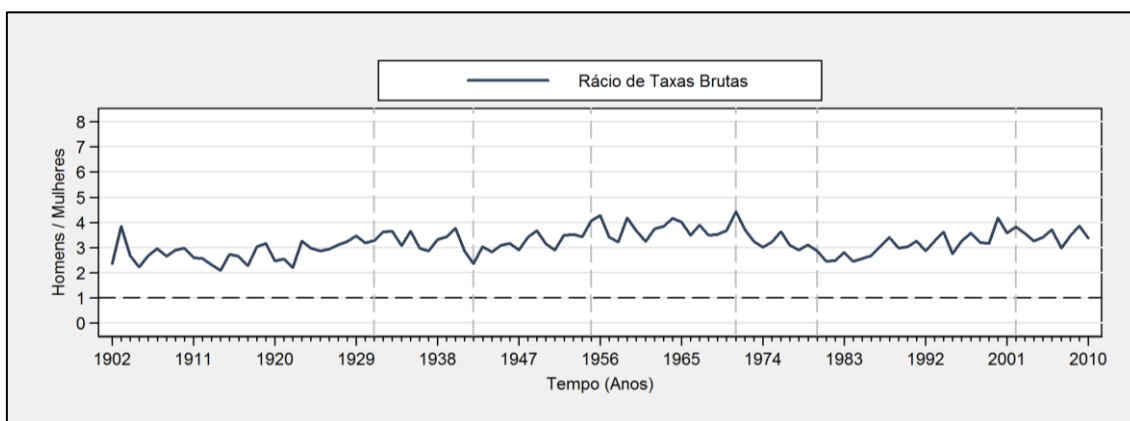


Figura 7. Rácio de taxas brutas anuais de suicídio entre sexos (H/M) em Portugal, 1902-2010. As linhas verticais correspondem a quebras de série documentadas. (Para melhorar a legibilidade, dado o grande número de observações, tomou-se a liberdade de representar os rácios anuais como linhas contínuas, embora se reconheça que deveriam ter sido representados através de um gráfico de barras.)

Um modo rápido de avaliar a consistência interna de registos de fenómenos representados na forma de séries temporais passa pela determinação de dinâmicas de curto prazo longitudinais, que revelam propriedades intrínsecas de tais séries. Assumindo que em intervalos de pequena dimensão as mudanças estruturais de população como as referidas, não variam de forma significativa, calculámos a variação percentual das taxas brutas anuais para identificar anos com variações extremas (vd. **Figura 8**). De facto, é expectável alguma consistência interna nos registos dado que as variações em processos naturais de morte, mesmo sujeitas a outros factores, decorrem geralmente de forma indolente no tempo.

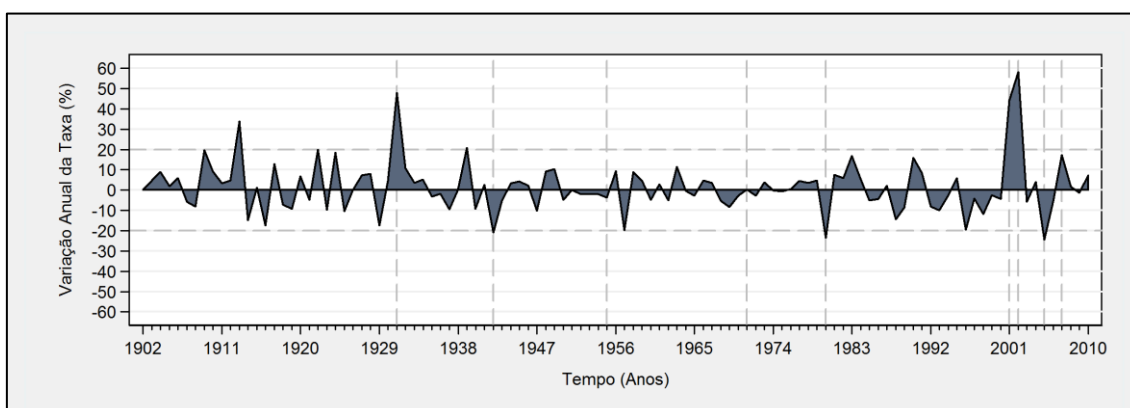


Figura 8. Variação percentual anual, contínua, da taxa bruta de suicídio em Portugal, 1902 a 2010. As linhas verticais correspondem a quebras de série documentadas.

Neste âmbito, as variações de maiores proporções são positivas (1941, 2001 e 2002). De facto, as variações percentuais de taxas brutas de suicídio que se registam no início do século XXI, em 2001 e 2002, parecem desproporcionadas no contexto histórico. Apenas se constata que em 1941 também ocorreu um outro pico semelhante, embora de menores proporções. Por outro lado, na vizinhança dos anos em que foram introduzidas mudanças de sistemática de registo verificam-se variações na ordem dos 20%, em módulo. Naturalmente que estas circunstâncias, de quebra de série, limitam a comparabilidade longitudinal entre registos, originam interpretações divergentes e dificultam o estabelecimento inferências minimamente seguras sobre tendências temporais. Em 1982, Eduardo de Freitas discutiu o potencial impacto destas quebras na interpretação de taxas brutas:

«A alta dos valores encontrada para os anos de 1931 a 1941 parece bem estabelecida, mesmo que se admita ter-se operado desde 1931 uma mais completa cobertura das ocorrências, o que obrigaria a considerar subestimadas as taxas para os anos anteriores àquela data.».⁴⁴

Este mesmo autor não excluiu, contudo, que outros factores pudessem estar na génese de um período com um patamar de taxas diferente, imputando este aumento exclusivamente a mudanças de prática de registo, sob a premissa de que as taxas brutas diminuíram nos anos seguintes e de que não havia, à data, evidência de que a produção estatística nacional tivesse piorado.⁴⁴ No entanto, os motivos subjacentes à excepcionalidade deste período não eram, para aquele autor, evidentes:

«A que poderá ter ficado a dever-se a excepcionalidade do período? No contexto internacional ele abre-se em plena crise económica mundial e fecha-se no decorrer de uma guerra em que Portugal não tem participação directa. Internamente, ao nível das instituições, o período caracteriza-se pela consolidação do Estado Novo. [...] como e porquê terá gerado condições propiciadoras de um incremento da propensão ao suicídio?».⁴⁴

Estas reservas e cuidados já não encontraram eco em Campos e Leite que, 20 anos depois, fizeram o seguinte comentário às taxas brutas de suicídio desses mesmos anos:

«Este aumento do suicídio reflecte o contexto de crise socioeconómica mundial que se viveu nesses anos, a par com a ocorrência da Segunda Guerra Mundial.».⁴³

Note-se que nos anos em que se identificaram actualizações no sistema de classificação ou método de registo, bem como na sua vizinhança imediata, como em 1931 (CID-4), 1941 (CID-5/6), 1957 (CID-7), 1980 (CID-9) e 2002 (CID-10), 2001/2004 (revisão de óbitos) e 2007 (ultimada a desmaterialização física dos verbetes), observam-se variações superiores a 20%, em módulo, na taxa bruta anual face ao ano precedente (vd. **Figura 8**). Parece difícil assumir que todas as mudanças de classificação introduzidas tenham tido o mesmo impacto, bem como que o impacto dessa introdução apenas se tenha repercutido no primeiro ano. Nos anos que precedem 1931, em que não foi possível apurar os sistemas de classificação adoptados, à semelhança do que acontece no período que remonta à utilização da CID-9, também se observam variações superiores a 20%. Em 2005 e 2007, limites temporais de um período «cinzento», em que não é explícito qual terá sido o sistema de classificação utilizado (vd. **Anexo I**), também se observam grandes variações (vd. **Figura 8**). Serão estas meras coincidências ou será que revelam artefactos resultantes de mudanças de classificação ou metodologia de registo? Será que estas dificuldades foram tidas em conta nas decisões técnicas que certamente estão na base de mudanças frequentes de prática de registo da última década? Eventualmente a metodologia utilizada, bem como a utilização diferencial de determinados grupos de causas de morte podem estar na base da variação que se observa no ano em que foi introduzida a CID-9 (1980), na acentuação de declive descendente no final dos anos 90, bem como no aumento que precede a introdução da CID-10, em 2001, como veremos de seguida.

Numa abordagem homóloga à apresentada para a taxa bruta global verificam-se nas dinâmicas de ambos os sexos praticamente as mesmas *nuances* embora com ligeiras diferenças (vd. **Figura 9**). O mesmo se poderia dizer para taxas globais ajustadas por sexo e idade.

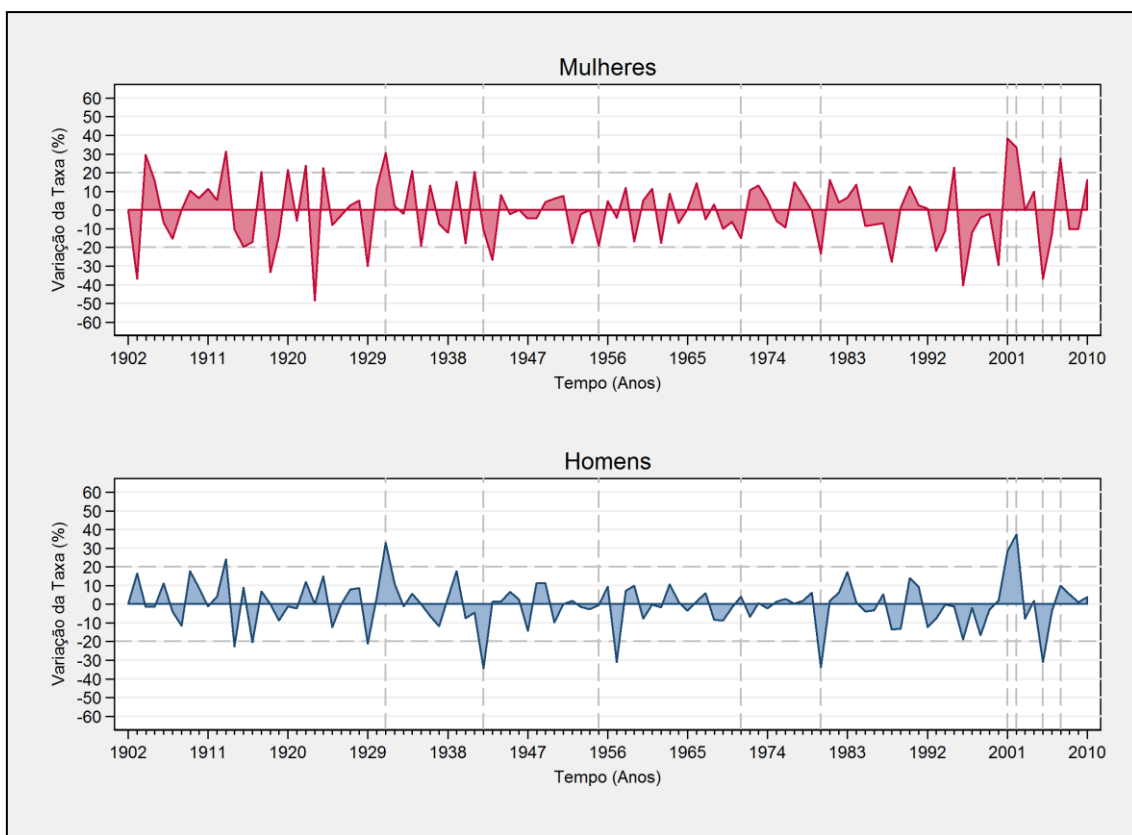


Figura 9. Variação percentual anual, contínua, das taxas brutas de suicídio por sexos em Portugal, 1902 a 2010. As linhas verticais correspondem a quebras de série documentadas.

3.1.3 Suicídio por estratos demográficos em Portugal

O impacto do suicídio, em número absoluto de óbitos por estratos de sexo e idade, não foi constante nos anos de 1941 a 2010. Por exemplo, o número de suicídios aumentou ao longo do tempo no grupo dos idosos (mais de 65 anos) para os dois sexos e diminuiu no subgrupo dos 15 a 24 anos das mulheres (vd. **Figura 10**).

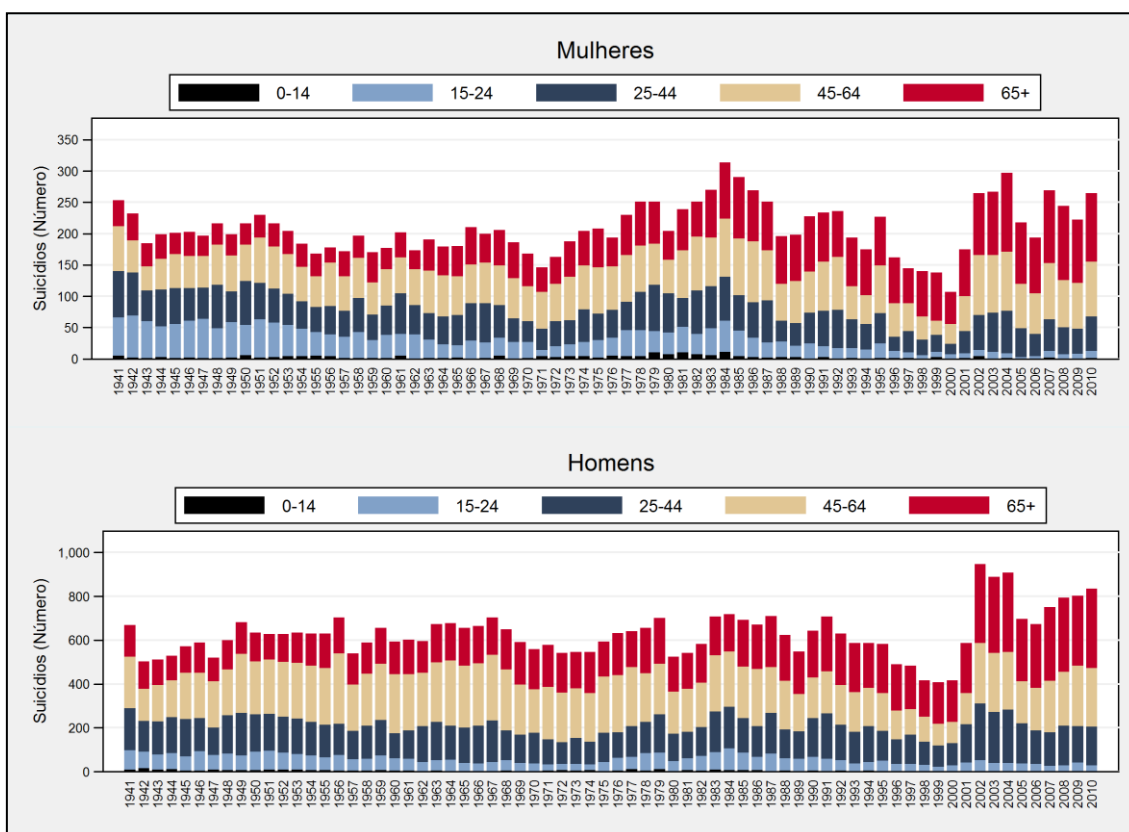


Figura 10. Número de suicídios por grupos etários (0-14; 15-24; 25-44; 45-64; mais de 65 anos) e sexo em Portugal, 1941 a 2010. Os suicídios nos anos de 1952 a 1954 resultam de interpolações lineares. (Note as diferenças de escala utilizadas.)

Estas constatações iniciais tornam-se mais evidentes através da observação da proporção de suicídios no total anual, por estratos etários (vd. **Figura 11**). A título de exemplo, em 1941 os suicídios nos idosos (mais de 65 anos de idade) correspondiam a cerca de 20% do total de mortes registadas por esta causa em cada sexo, enquanto em 2010 tinham um peso de cerca de 50% (vd. **Figura 11**). Deve ficar explícito que estes dados não permitem que deles se retire qualquer ilação acerca de dinâmicas de risco subjacentes. Contudo, pode constatar-se que o impacto do fenómeno tem variado significativamente quando expresso em número bruto de casos. Estas ilustrações

mostram claramente que o perfil de frequência mudou significativamente e que, independentemente de considerações sobre magnitude de riscos, actualmente cerca de metade dos suicídios ocorrem em idade avançada. Devemos ainda acrescentar que o grupo dos idosos é a classe modal para o suicídio desde 1988. Este dado não pode deixar de ter consequências numa intervenção de saúde pública.

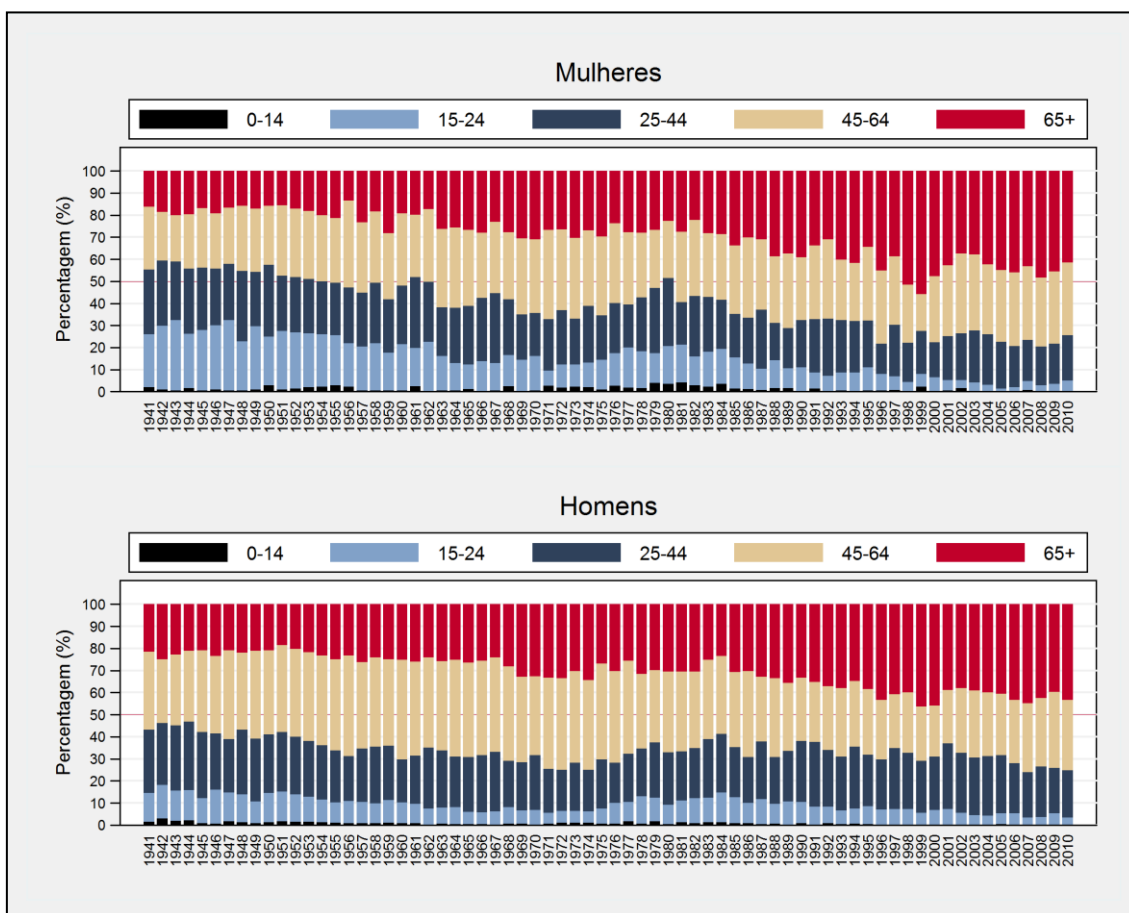


Figura 11. Proporção de suicídios por grupos etários (0-14; 15-24; 25-44; 45-64; mais de 65 anos) e sexo em Portugal, 1941 a 2010. Os suicídios nos anos de 1952 a 1954 resultam de interpolações lineares.

Fica ainda por demonstrar se houve variações significativas de risco ao longo do período considerado e, nessa eventualidade, quais as suas tendências temporais. Num plano puramente teórico, por enquanto, atrevemo-nos até a colocar a hipótese de que tenha ocorrido uma diminuição de riscos, inclusivamente nos idosos, concomitante com uma tendência mais forte e, portanto, dominante, de envelhecimento da população. Esperamos poder esclarecer esta questão noutros pontos do presente trabalho.

Esta introdução ilustra a imprescindibilidade de se recorrer a taxas específicas, ou a taxas padronizadas, para uma efectiva comparação longitudinal de indicadores,

com controlo eficaz de factores confundentes ligados à estrutura e composição de populações, que raramente são fechadas e/ou estacionárias. É o que faremos de seguida.

As taxas específicas anuais de suicídio por estratos etários contextualizam os óbitos registados com a população exposta de cada grupo de idades (0-19; 20-44; 45-64; 65 e mais anos de idade).

A opção de desagregar os grupos de idades de forma diferente em relação aos gráficos anteriores prende-se com um objectivo de maximização de diferenças entre grupos de idade, discriminando grupos no que toca a manifestação do suicídio com um comportamento semelhante e que, ainda assim, fazem todo o sentido: adolescentes, adultos jovens, adultos, idosos

Esta alternativa na construção da base de dados apresenta duas claras e óbvias vantagens. Por um lado, melhora a estabilidade estatística do grupo de referência que tem idades mais baixas e, como tal, um maior, e menos variável número de casos. Por outro lado, permite diferenciar grupos com patamares destacados de risco de uma forma transversal, simultaneamente para ambos os sexos (vd. **Figura 12**).

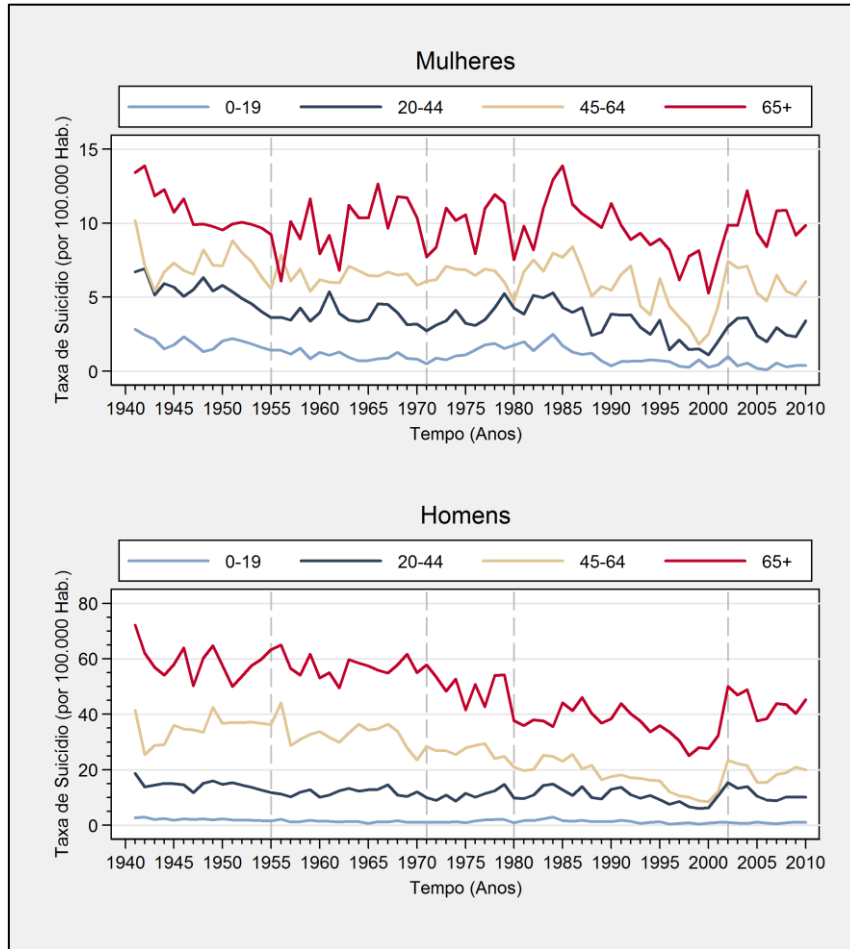


Figura 12. Taxas específicas anuais de suicídio por sexo e grupos etários (0-19; 20-44; 45-64; mais de 65 anos) em Portugal, 1941 a 2010. Os suicídios nos anos de 1952 a 1954 resultam de interpolações lineares. As linhas verticais correspondem a quebras de série documentadas. (Notem-se as diferentes escalas utilizadas nas ordenadas.)

Considerando subgrupos etários homólogos, estas taxas são sistematicamente mais baixas nas mulheres do que nos homens. De uma forma geral, distribuem-se em patamares definidos, caracterizados por um aumento de risco com o avançar da idade e praticamente sem cruzamentos de risco entre 1941 e 2010 (vd. **Figura 12**).

Em particular, as taxas específicas por grupos de idades nos homens diminuíram desde 1941 a 2010. Embora a tendência decrescente se mantenha para cada período intercalado por quebras de série, o patamar de taxas parece ter sido influenciado pelas alterações de prática de registo introduzidas em 1980 (CID-9), nos anos de 2001/2002 (CID-10 e recodificação de óbitos por causa) e de 2004 a 2007, por exemplo. Estas coincidências temporais devem ser interpretadas de forma crítica em relação às alterações de método de registo anteriormente descritas. Já para as mulheres fica patente o nível de taxas significativamente mais baixo do que nos homens, embora mantendo também uma claríssima diferenciação de patamares de risco com a idade. Neste grupo de sexo, apesar da dificuldade em analisar tendências de taxas tão baixas e instáveis, verifica-se que as taxas específicas por idade de alguma forma se orientam no sentido da diminuição de risco, de 1941 a 2010 (vd. **Figura 12**).

Basta um exame à nossa **Figura 12** para perceber que há uma diminuição de patamar de taxas de 1980 a 2000 nos Homens, pelo que a aparente tendência de aumento na taxa de suicídio nos idosos, ou mesmo a aparente estabilização nas taxas dos adultos de 1980 a 2009 seriam conclusões precipitadas por falta de contexto histórico.

Torna-se clara a importância de descrever este tipo de fenómenos com recurso a janelas temporais alargadas para minimizar, dentro do possível, a formulação de hipóteses potencialmente enviesadas. Estes nossos dados proporcionam uma perspectiva diferente sobre as inferências avançadas em estudos anteriores.^{60, 61} Por outro lado, será que face à evidência de riscos tão baixos nos jovens, conjugados com uma população geral tão envelhecida, há alguma margem para benefícios significativos decorrentes de planos de prevenção de suicídio nas escolas como, por exemplo, o projecto desenvolvido a nível local, em 2011, pela Administração Regional de Saúde do Centro?⁶² Estas são algumas das perguntas que ficam por responder. Voltemos então aos dados em busca de esclarecimento.

Na globalidade, os nossos resultados parecem evidenciar uma relação estreita entre suicídio e idade que, embora com ligeiras diferenças, é transversal para ambos os

sexos e independente dos respectivos patamares de expressão do fenómeno, o que, desde já, impõe algumas considerações.

Este aumento de risco com a idade, traduzido pelos níveis destacáveis de taxas específicas, é compatível com um eventual aumento do número observado de suicídios sem um correspondente aumento de risco. De facto, perante o reconhecido envelhecimento populacional, a fracção da população com maior risco (no caso, os idosos) aumenta, traduzindo-se num maior número de casos de suicídio, sem que necessariamente o risco subjacente aumente.

Naturalmente que estas mudanças populacionais implicam uma abordagem de saúde pública diferente. De facto, actualmente verifica-se a conjugação dos seguintes factores: um grupo populacional que se tornou de dimensão relativa e absoluta maior (os com idade superior a 65 anos), com um risco igualmente superior comparativamente a outros grupos etários, o que implica um maior número de casos registados, caso a população não diminua. Todavia, os dados apresentados demonstram claramente que o risco de suicídio no idoso até diminuiu, pelo que o número de casos até é menor do que seria de esperar se tivesse havido constância de riscos. Como tal, na eventualidade do risco de suicídio no idoso (mais de 65 anos) ser, em 2010, semelhante ao observado em períodos temporais anteriores, seria de esperar actualmente ainda mais óbitos por suicídio neste grupo.

A estabilidade das propriedades descritas na distribuição de risco de suicídio por estratos de idade ao longo dos anos autorizam que este raciocínio seja generalizado para valores médios em períodos mais alargados. Porém, antes de extrapolar este raciocínio para a totalidade do período descreveu-se o ponto médio destes riscos por décadas com o objectivo de explorar a adequação de uma generalização ainda mais alargada, bem como para corroborar algumas tendências descritas. Para esse desidrato, calculámos curvas de risco por décadas somando a população residente m anual, bem como os óbitos registados por suicídio de cada estrato, e calculámos taxas específicas por 100.000 habitantes (vd. **Figura 13**).

Estas taxas, estatisticamente mais estáveis, confirmam a pertinência das considerações por nós avançadas anteriormente para a descrição geral do fenómeno. Regista-se em ambos os sexos que, no essencial, as curvas permaneceram relativamente paralelas e com tendência decrescente ao longo do tempo. Efectivamente, o patamar de curvas ilustrado parece ter diminuído harmoniosamente com o avançar das décadas, de forma mais evidente nas mulheres e nos grupos com idades mais avançadas nos

homens, em que o risco é maior, mas também desceu mais. Nas mulheres verifica-se uma tendência de proporcionalidade para a descida de risco com a idade enquanto nos homens as descidas de risco parecem ter sido mais acentuadas quanto maior a idade (vd. **Figura 13**). Dito de outro modo, as descidas de suicídio nas mulheres revelam ter tendências com declives semelhantes enquanto nos homens, à medida que aumenta a idade, o declive parece ser superior.

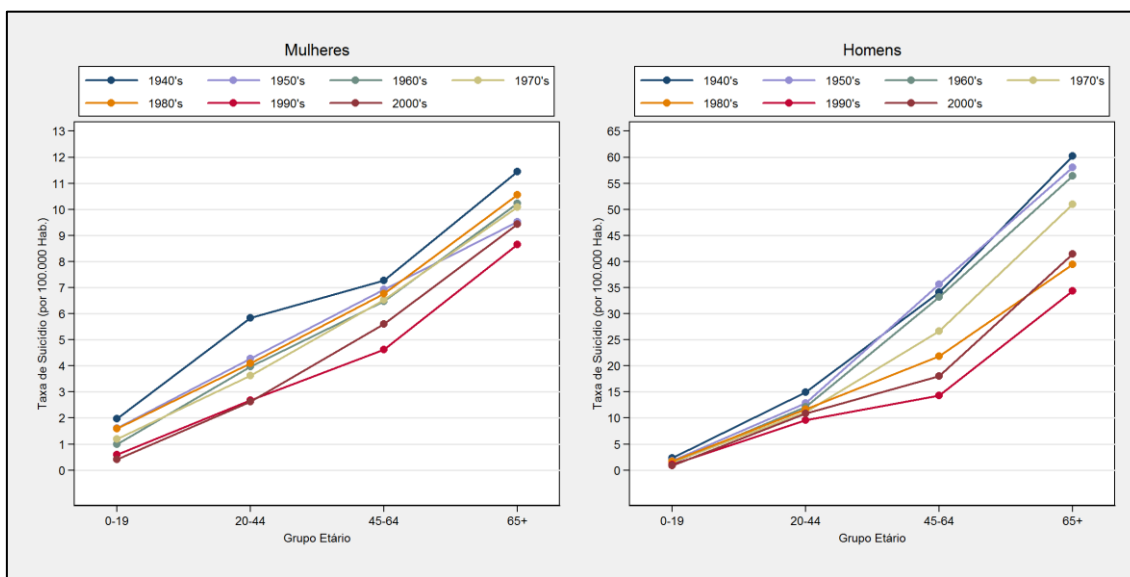


Figura 13. Taxas específicas de suicídio por sexo e grupos etários (0-10; 20-44; 45-64; mais de 65 anos) em Portugal, décadas (Note as diferenças de escala).

Dado que estas propriedades de distribuição de risco de suicídio por estratos se mantiveram relativamente constantes, generalizámos este raciocínio para o período total de 55 anos, ensaiando uma aproximação ao conceito de risco. Constatámos que, no período de 1955 a 2010, o risco de suicídio tende a aumentar de forma linear para as mulheres e a população como um todo. No caso dos homens o risco aproxima-se de uma curva polinomial, com um aumento exponencial com a idade (vd. **Figura 14**). Neste último caso poderemos afirmar que estamos perante uma curva epidemiológica muito semelhante às classicamente descritas curvas em u , que descrevem o risco etário de morte para várias de categorias de causas de morte.

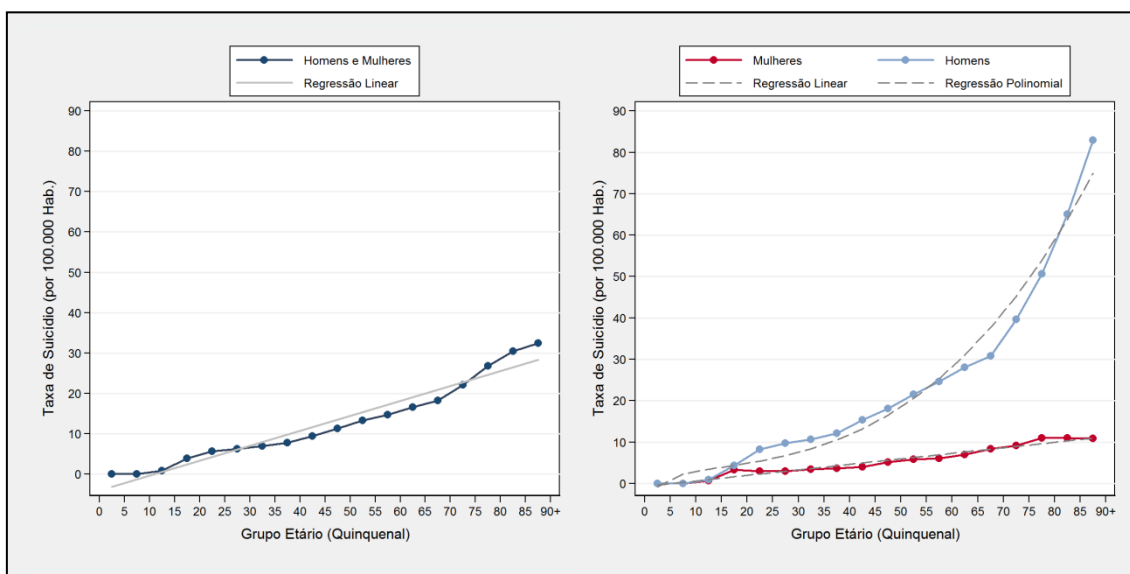


Figura 14. Taxas de suicídio por grupos etários quinquenais em Portugal, total agregado e por sexos, 1955 a 2010.

Nestas últimas análises optámos por restringir a amostra considerando os anos de 1955 a 2010 por, apenas para este período, dispormos de dados com uma maior desagregação comum (por grupos etários quinquenais), tornando a presente análise mais informativa. Esta opção não prejudicou a descrição dos aspectos essenciais do fenómeno uma vez que, calculando estas taxas por dezassete grupos etários de 1941 a 2010, verificámos que se mantinham as mesmas propriedades descritas. Por outro lado, poderá argumentar-se que o último gráfico referido deveria ter sido construído como gráfico de barras uma vez que, efectivamente se procedeu a estimativas de valores médios específicos de riscos por sexo e grupo etário para um período de 56 anos. Optámos, contudo, por representar estes valores na forma de um gráfico de linhas pois cremos que esta abordagem proporciona uma aproximação indirecta e discreta ao conceito subjacente de incidência de risco (*hazard ratio*).

3.1.4 Suicídio com ajustamento de variações demográficas em Portugal

Para uma perspectiva de conjunto mais justa do fenómeno suicídio calculámos taxas padronizadas pelo método directo, controlando as variações de tamanho e estrutura demográfica por sexo e idade, e por idades para cada um dos sexos. Com esta abordagem pretendemos obter indicadores únicos que integrem as variações de risco em

cada subgrupo numa população constante, viabilizando uma comparação longitudinal numa perspectiva mais global. Para que o presente estudo se possa constituir como uma base para a investigação epidemiológica do suicídio em Portugal calculámos taxas ajustadas para os anos de 1941 a 2010 utilizando várias referências populacionais nacionais e internacionais, como a *'Segi' World Population*, *WHO World Population*, *OCDE 2010* e a *Standard European Population*, bem como as populações portuguesas nos anos censitários de 1991, 2001 e 2010 (vd. **Anexo II: Tabelas 5-46**). As taxas ajustadas para o conjunto da população foram padronizadas por sexo e idade, enquanto as taxas ajustadas para cada um dos sexos em separado foram, naturalmente, apenas ajustadas para a idade. No ajustamento de idades foram consideradas duas desagregações por grupos etários quinquenais: dezassete grupos (1941-2010) e dezoito grupos (1955-2010), correspondendo este último às idades de 0-4; 5-9; 10-14; 15-19; 20-24; 25-29; 30-34; 35-39; 40-44; 45-49; 50-54; 55-59; 60-64; 65-69; 70-74; 75-79; 80-84; 85 e mais anos. Por norma, optámos por representar graficamente no corpo deste texto taxas ajustadas em função da população portuguesa no ano censitário de 2011, uma vez que se trata de uma população portuguesa real e próxima da actualidade. No entanto, na descrição da evolução temporal do suicídio por sexos optámos por representar graficamente as taxas ajustadas em função da população europeia *standard* (*Scandinavian European ou Standard European Population*) por se tratar de uma população de referência com dimensão e estrutura iguais para os dois sexos o que, por isso, permite uma comparação directa entre homens e mulheres.

Na **Figura 15** fica patente, mais uma vez, que as taxas padronizadas por idade para os homens são superiores às observadas nas mulheres nos anos de 1941 a 2010. Ambas as curvas evidenciam uma tendência de longo prazo decrescente, registando-se o maior «acidente epidemiológico» nos anos de 2001 e 2002, seguindo-se um planalto com um nível de taxas menor. Por outro lado, as taxas registadas nos homens apresentam ainda uma maior banda de variação.

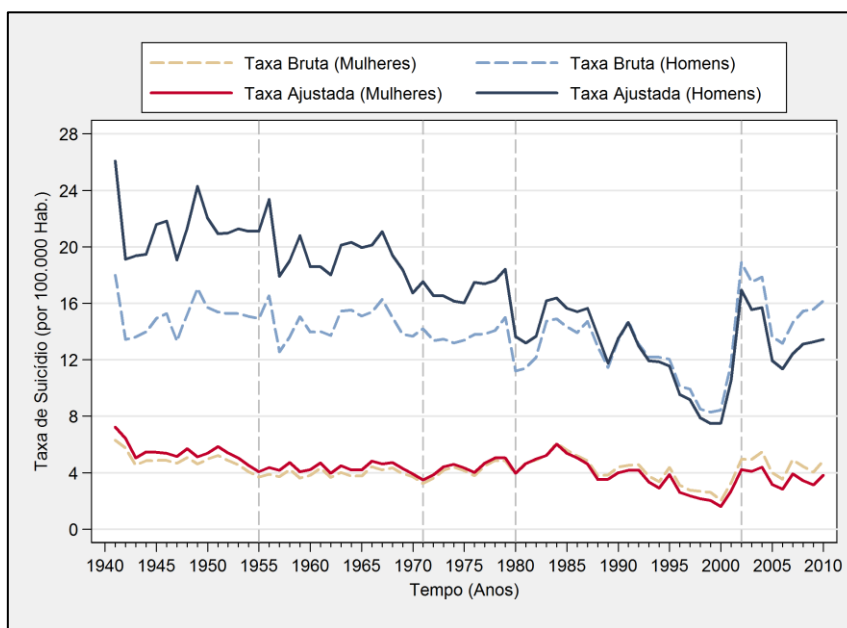


Figura 15. Taxas ajustadas anuais de suicídio por grupos etários em Portugal, Homens e Mulheres de 1941 a 2010. Padronização por dezassete grupos etários quinquenais com recurso ao método directo. População padrão: Europeia Standard. As linhas verticais correspondem a quebras de série documentadas.

Revisitando o tema do rácio de risco entre homens e mulheres, considere-se agora a razão de taxas ajustadas de suicídio patente na **Figura 16**. Comparativamente à razão de taxas brutas, quando ajustámos variações demográficas de idade verificou-se que a proporção ajustada ocupa um patamar ligeiramente superior na maioria dos anos e, tanto mais intenso quanto nos afastamos em direcção ao passado. Em todo o caso reafirma-se o que foi dito anteriormente em relação à estabilidade deste indicador que continua a variar numa banda estreita (vd. **Figura 16**).

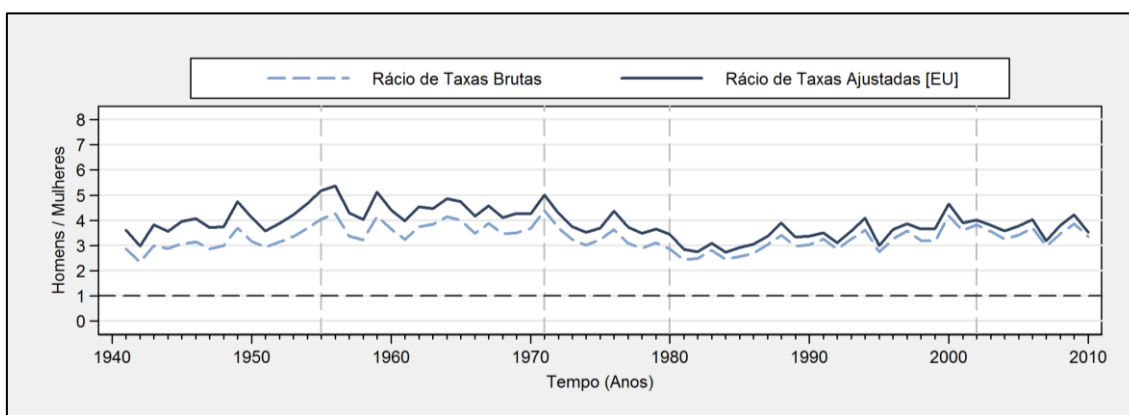


Figura 16. Razão anual entre homens e mulheres de óbitos, taxas brutas e taxas ajustadas de suicídio em Portugal, 1941 a 2010. Padronização por dezassete grupos etários quinquenais com recurso ao método directo. População padrão: Europeia Standard. As linhas verticais correspondem a quebras de série documentadas.

Finalmente, para obter um traçado único que viabilizasse uma comparação longitudinal global e independente de variações nos factores demográficos, apresentamos taxas de suicídio padronizadas por sexo e idade, pelo método directo (vd. **Figura 17**).

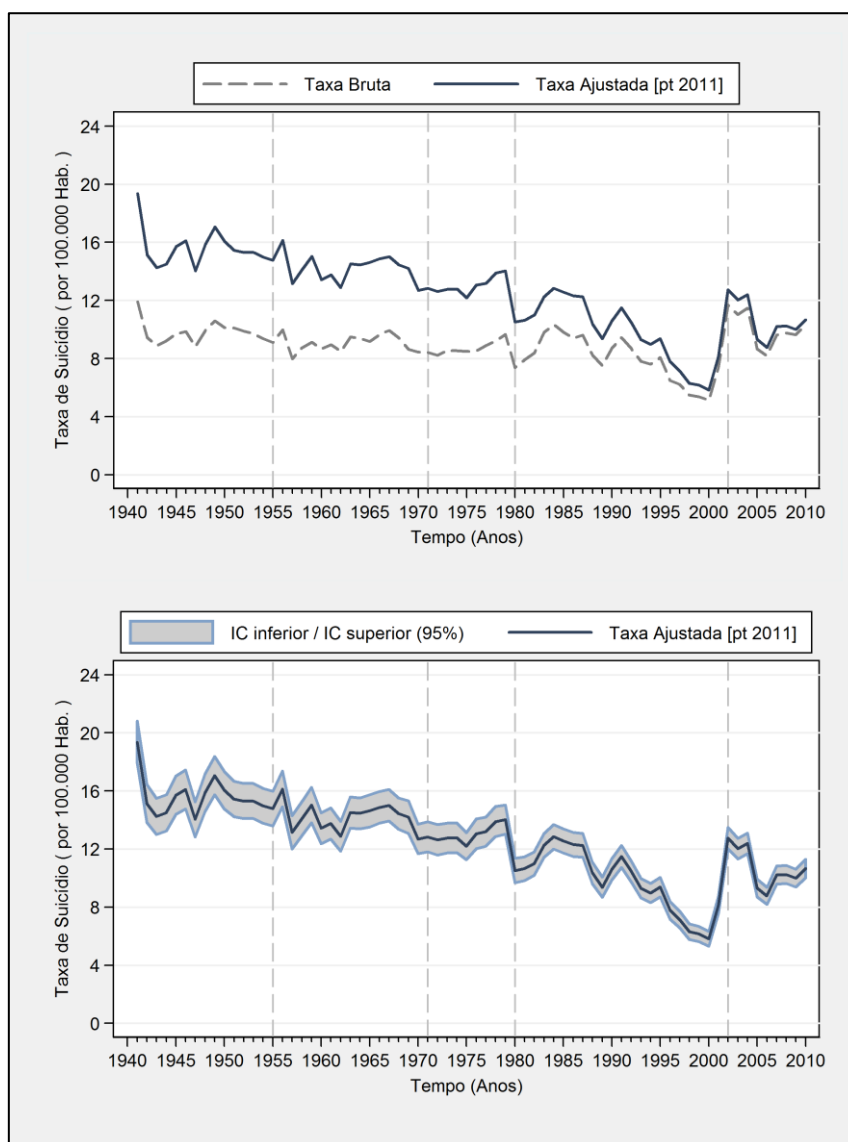


Figura 17. Taxas ajustadas anuais de suicídio por sexo e grupos etários em Portugal, 1941 a 2010. Padronização por sexo e dezassete grupos etários quinquenais com recurso ao método directo. População padrão: Portuguesa Censitária de 2011. As linhas verticais correspondem a quebras de série documentadas.

No período de 1941 a 2010, há uma décalage entre as taxas brutas e padronizadas que é tanto maior quanto mais longe da actualidade. Esta curva reflecte o acentuado envelhecimento da população portuguesa e permite constatar, com maior clareza, a nítida descida de risco que se operou linearmente ao longo de todo período. De facto, enquanto a taxa bruta de suicídio parece relativamente estável, embora com

uma ligeira tendência decrescente, quando ajustadas as variações de sexo e idade, esta tendência acentua-se. De igual modo, fica relativizada a subida operada nos anos subsequentes a 2001 que remete para um risco populacional ajustado na ordem do observado na década de 80, embora não deixe de representar um acidente de proporções históricas considerável (vd. **Figura 17**).

3.1.5 Suicídio e outras causas externas de mortalidade em Portugal

As reservas quanto à fidedignidade do registo de suicídio como causa de morte não são novas, nem exclusivas de Portugal.^{45, 58} De facto, as classificações de causas externas de mortalidade e de suicídio, em particular, sempre suscitaram dúvidas. Com o intuito de melhorar os registos foram sendo introduzidas, ao longo do tempo, diversas categorias como a de morte por causa externa com intenção indeterminada, destinada a incluir casos em que, perante uma morte por causa externa, não fosse possível destringer se se estava perante um acto accidental ou intencional. Naturalmente que a avaliação de intencionalidade, *post mortem*, pode-se revelar difícil. No entanto, esta nova categoria poderia ajudar a quantificar o número de casos em que houve dúvidas quanto à intencionalidade subjacente ao acto, que antes seriam eventualmente registados noutras categorias de causas externas de mortalidade, nomeadamente nas acidentais ou até na categoria suicídio. Deste modo, esta «nova» categoria permitiria uma avaliação directa da incerteza na atribuição de intencionalidade na identificação de causas externas. Como veremos, o uso prático desta categoria diagnóstica em certos períodos temporais pode ter redundado numa subversão dos propósitos iniciais, por motivos não antecipados.

No repositório da OMS estão disponíveis dados de Portugal desagregados por esta categoria de causas de morte desde 1971, na base de dados que remete para a 8ª revisão da CID. No entanto, a nova codificação introduzida com a CID-9 ou alterações metodológicas internas, com a utilização mais alargada da categoria de mortes por causa externa com intenção indeterminada, poderão ter propiciado um viés nas cifras de suicídio.

Contudo, desconhece-se a verdadeira proporção de suicídios que passaram a ser classificados, por esta via, nesta categoria residual, embora haja indícios de que a

tendência tenha sido crescente ao longo dos anos 90. Vale a pena examinar o que se passou ao longo do tempo com estas taxas até porque, de facto, também se tem reconhecido que tentativas de reclassificação de óbitos podem, adicionalmente e em sentido inverso, ter enviesado fortemente os registos de suicídio no início do século XXI. No **Anexo II: Tabelas 47-67**, apresentamos taxas padronizadas para esta categoria, as causas externas com intenção indeterminada. Para um exame mais detalhado considere-se a **Figura 18**:

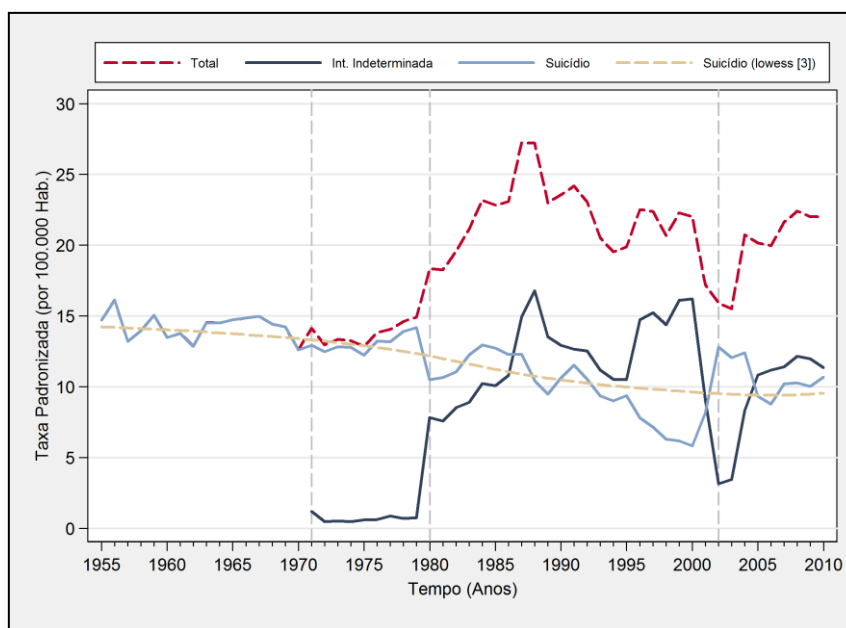


Figura 18. Taxas ajustadas anuais de suicídio e de mortes por causa externa com intenção indeterminada padronizadas por sexo e idade em Portugal, 1955 a 2010. Padronização por sexo e dezoito grupos etários quinquenais com recurso ao método directo. População padrão: Portuguesa Censitária de 2011. As linhas verticais correspondem a quebras de série documentadas.

Em Portugal, entre 1971 e 1979, período que corresponde à utilização da 8ª revisão da CID, o grupo de causas externas com intenção indeterminada foi utilizado residualmente, observando-se uma taxa ajustada por sexo e idade significativamente mais baixa que a taxa de suicídio e sem variações significativas. Em 1980, ano em que terá sido introduzida a CID-9, ocorre um aumento abrupto da taxa de mortes por intenção indeterminada, concomitante com uma diminuição, embora de menores proporções, da taxa de suicídio. No intervalo temporal em que esta revisão foi utilizada (CID-9, entre 1980 e 2001), a taxa de mortalidade por causas externas com intenção indeterminada aumentou progressivamente, tendo sobrelevado o valor da taxa de suicídio a partir de 1986. Possivelmente a utilização mais alargada deste grupo de mortalidade terá acentuado, nas décadas de 80 e 90, o declive da tendência decrescente

de longo prazo que se verifica no suicídio desde 1941. Em 2001, ano que precede a introdução da CID-10 (2002), a taxa ajustada de causas externas em que não se apurou a intenção diminuiu abruptamente, em simultâneo com uma variação inversa nas mortes por suicídio, com um novo cruzamento. Nos anos de 2002 e 2003 a taxa de suicídio manteve-se num patamar mais elevado, comparativamente aos anos 90, tendo cruzado novamente as mortes com intenção indeterminada no período de 2004 a 2007 (vd. Figura 19). Estas flutuações ocorreram concomitantemente com um processo de revisão de causas de morte efectuado na DGS entre 2001 e 2004.⁶⁰

Examinado o gráfico é imediatamente perceptível que há uma transacção em sentido inverso entre suicídio e mortes com intenção indeterminada ao longo dos últimos 30 anos, consubstanciada nas várias e repetidas inversões em espelho que se descrevem com particular frequência nas últimas duas décadas.

Há uma grande polémica sobre o facto de o risco de suicídio estar ou não a aumentar desde do início da actual crise económica. Estes resultados ilustram como a utilização inconsistente da categoria de causas externas com intenção indeterminada, bem como as tentativas de correcção referidas, podem ter prejudicado a apreciação da dinâmica temporal do suicídio com este método e mostram que as inversões verificadas constituem verdadeiras quebras na continuidade lógica das séries estatísticas. Assim, torna-se difícil estimar com segurança uma linha de tendência para estas taxas nos anos recentes. Este alerta deve ser considerado na apreciação crítica de determinados estudos de tendências temporais que descrevem um abrandamento da mesma em Portugal, concomitante com o início da crise económica.⁵⁷ Seguramente que estes resultados estão enviesados em função da reclassificação e alteração de sistemática de registo que tiveram lugar no início deste século.

Porém, caso se assuma que a alteração de metodologia de registo operada em 2007 (vd. **Anexo I**) não teve um impacto significativo na série, então a taxa está a aumentar desde 2005, ou seja, desde antes da crise se estabelecer em Portugal. Se, porventura, se assumir que em 2007 se verifica, de facto, uma quebra, então a conclusão será diferente. Nestes anos, observando as taxas ajustadas de suicídio e os respectivos intervalos de confiança (vd. **Anexo II**), regista-se que as taxas apresentam uma ligeira tendência para aumento embora não sejam estatisticamente diferentes entre si.

Contudo, estas hipóteses são extremamente frágeis. Apesar do limite mínimo teórico para cálculo de tendências corresponder a três anos consecutivos, de facto, este intervalo de observação não deixa de ser demasiado curto e, como tal, potencialmente

limitado e descontextualizado em virtude das quebras de série que o precedem e que o sucedem, tal como veremos. Ficam, porém, ilustradas as fragilidades que decorrem de mudanças frequentes de práticas. Não deixaremos de ter estes condicionalismos em conta, nem de fazer uma tentativa de os modelizar, quando ensaiarmos uma abordagem analítica.

A verdade é que a história tende a repetir-se e as dificuldades impostas por mudanças de prática de registo descritas por Eduardo de Freitas, no passado, voltam a revelar-se em pleno século XXI. O facto da incerteza de diagnóstico nas causas externas ter ultrapassado, nos anos 80, os níveis reconhecidos de suicídio justificaria alguma intervenção no sentido de tentar melhorar a qualidade discriminativa da produção estatística nacional. Porém, a descontinuação de práticas e/ou alterações frequentes de método, tal como ocorreram neste período, prejudicaram o estudo longitudinal e dificultam o estabelecimento de um ponto de partida para avaliar variações. O erro sistemático e quantificável pode ser compensado desde que ocorra com alguma estabilidade temporal, o que não se verifica nestes períodos curtos. De facto, é preferível uma menos eficiente capacidade de discriminação de causa associada a um erro sistemático mas continuado no tempo, do que alterações frequentes de prática numa tentativa inconsistente de aproximar pontualmente os dados de uma hipotética realidade que, no limite, nunca será plenamente atingida. Há, de facto, sinais de uma preocupação desmesurada com o número real de mortes por esta causa, acompanhada por uma proliferação de iniciativas correctivas, quando se deveria atender primordialmente à preservação da estabilidade e consistência temporais destes indicadores.

Torna-se particularmente difícil acreditar que grande parte dos médicos, nos anos de 2001 a 2004, temporariamente mudasse os seus critérios, fazendo juízos de intenção quanto a causa externa de morte de forma significativamente diferente dos anos anteriores. Torna-se igualmente complicado acreditar que uma variação tão acentuada e sem precedentes históricos, como a verificada em 2001/2002, por exemplo, se deva a fenómenos naturais. Ricardo Gusmão e Sónia Quintão confirmaram esta hipótese,⁶³ embora não tivéssemos conseguido obter nenhuma documentação oficial que sustente a existência da referida reclassificação ou «validação», ou que tão pouco clarifique os critérios objectivos utilizados na mesma:

«Em primeiro lugar, houve uma validação das causas de morte por parte da DGS entre 2001 e 2004, a qual foi sistemática em 2002 e 2003, em que foram

atingidos valores de taxas padronizadas de morte indeterminada [...] muito próximos do padrão de qualidade igual ou inferior a 2.0 por 100.000; este facto fez com que as taxas de suicídio e de mortes resultantes de eventos com intenção indeterminada nestes anos, [...] tenham sido particularmente precisas [...].⁶³

Estas validações de causa de morte, operadas entre 2001 e 2004, corresponderam na realidade a uma reclassificação activa de causas de morte dos verbetes originais e, segundo estes autores, aproximaram a incidência de suicídio da realidade. Porém, num dos anos de maior «validação sistemática» (2002) registaram-se eventos raríssimos e sem precedentes de 1941 a 2010, como suicídios em crianças com menos de cinco anos de idade!⁴⁶ Interrogamo-nos sobre a plausibilidade de duas crianças do sexo feminino, com um e quatro anos de idade, respectivamente, se conseguirem suicidar de uma forma tão elaborada como a exposição a gases e vapores, como consta das estatísticas relativas a 2002 para Portugal na OMS (*X679 - Intentional self-poisoning by and exposure to other gases and vapours*). De facto, pode admitir-se a possibilidade de estes casos revelarem apenas erros no registo da idade ao óbito mas, apesar de tudo, não deixam de ilustrar a fragilidade destas estratégias de codificação.

Deve salientar-se uma circunstância curiosa consubstanciada no facto de as taxas padronizadas descritas no presente trabalho, com recurso a dados cedidos à OMS e ao EUROSTAT por organismos nacionais responsáveis (DGS e INE), apresentarem nítidas discrepâncias de dinâmica temporal face às que foram publicadas por Ricardo Gusmão e Sónia Quintão em 2013.^{60, 61} No seu estudo, estes autores afirmam ter recorrido a dados cedidos directamente pelos organismos nacionais. Mais afirmam que os dados que apresentam são padronizados, embora não especificuem o método, nem os factores controlados, nem tão pouco as referências populacionais ou de risco utilizadas. No gráfico apresentado por estes autores, homólogo ao da nossa **Figura 18**, não há evidência de qualquer aumento de suicídio em 2001 registando-se, pelo contrário, níveis anormalmente baixos de taxas de suicídio bem como de mortes por intenção indeterminada no referido ano. Para além disto, é igualmente curioso o facto das taxas de suicídio descritas nesse estudo apresentarem, nos anos que se seguem a 2007, um valor menor que o das taxas de mortalidade por causa externa com intenção indeterminada, circunstância que também contrasta significativamente com os resultados obtidos no nosso estudo (vd. **Figura 18**).

A que se deverão tão notórias inconsistências? Será que as entidades nacionais responsáveis enviam dados errados ou não revistos aos organismos internacionais? Será que a DGS cedeu dados errados aos autores do trabalho supracitado? Terá ocorrido uma nova validação dos registos de óbito por causa? Infelizmente, com os dados disponíveis não será possível esclarecer esta questão.

A categoria de eventos com intenção indeterminada engloba grupos residuais no contexto de causas externas de mortalidade. Assim, a designação de «suicídio provável», para representar o conjunto de eventos registados na categoria de suicídio adicionado às mortes codificadas como de intenção indeterminada, advogada por alguns especialistas nacionais, pode ser precipitada e inconsistente.⁶⁰ De facto, também se poderiam calcular outros grupos, com igual propriedade, como «queda accidental provável» ou «intoxicação accidental provável», por exemplo. Para esclarecer esta questão tem de se apreciar a evolução de mortes registadas em outras categorias de causas externas, nomeadamente as acidentais, para verificar a existência de variações similares às descritas para o suicídio e ainda para, se possível identificar entre que grupos houve transacções mais significativas.

Na **Figura 19** ensaia-se uma contextualização das mortes com intenção indeterminada no contexto de outras seis categorias de causa externa de mortalidade. É perceptível o aumento do número absoluto e relativo de casos registados nesta categoria no final dos anos 90, bem como o efeito nítido produzido pelos esforços intencionais de codificação, *a posteriori*, nos anos de 2001 a 2004. Consegue até perceber-se a diferença e o extremo a que foi levado este novo conjunto de critérios nos anos de 2002 e 2003 em que, como alguns autores têm vindo a referir, a revisão terá sido exaustiva. Nestes anos, o número de mortos registados nesta categoria quase que desaparece. Esta diminuição foi concomitante com um aumento muito grande no número de suicídios registado, bem como no número de mortes por acidente de transporte e, em menor grau, também em mortes por quedas e afogamentos.

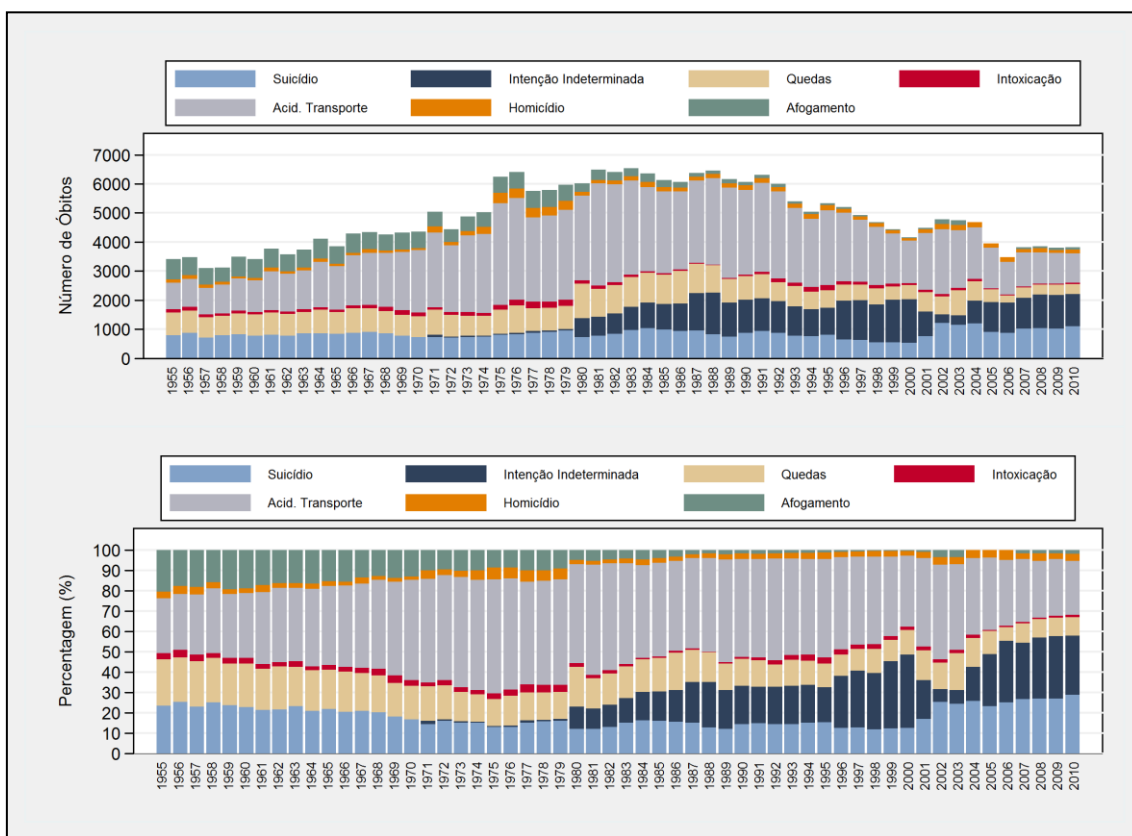


Figura 19. Número anual de óbitos e proporção no total de causas externas (suicídio, intenção indeterminada, quedas acidentais, intoxicação acidental, acidentes de transporte, homicídios, afogamentos), 1955 a 2010.

Por outro lado, se se comparar a evolução das taxas ajustadas por sexo e idade, mais adequadas para descrever a evolução longitudinal destas causas de morte, estes artefactos tornam-se ainda mais evidentes (vd. **Figura 20**). Pode agora confirmar-se, com mais nitidez, que o aumento da taxa de morte por intenção indeterminada se acompanhou de variações semelhantes às já descritas para o suicídio nas mais importantes causas externas, como acidentes de transporte, quedas acidentais ou afogamentos acidentais (vd. **Figura 20**). Estas subidas adicionadas ultrapassam em dimensão a descida nas mortes com intenção indeterminada e representam no seu conjunto um aumento localizado de mortalidade nestas causas externas. Este facto poderá também espelhar a transição da CID-9 para a CID-10, para além da já referida iniciativa de codificação orientada (2001/2004).

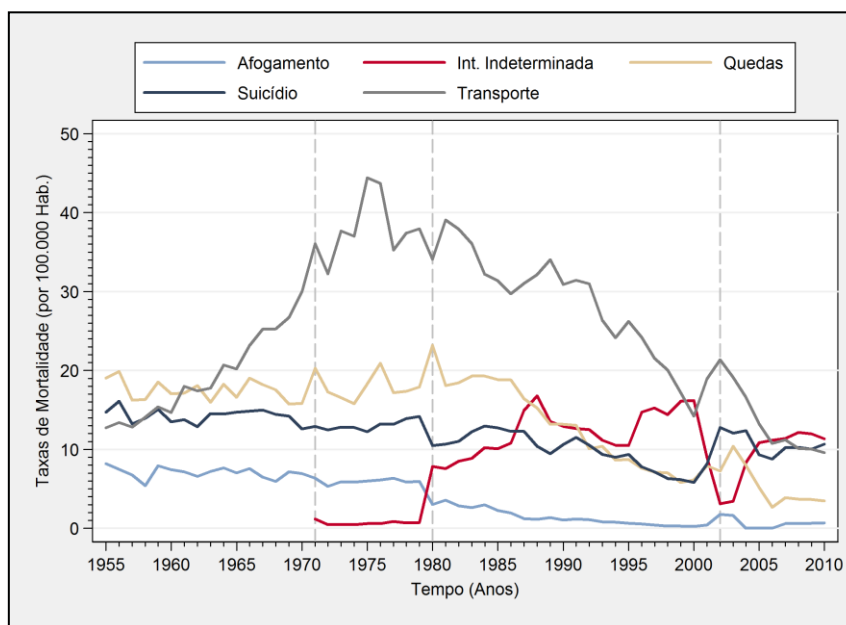


Figura 20. Taxa ajustada anual de causas externas (suicídio, intenção indeterminada, quedas acidentais, afogamentos e acidentes de transporte), 1955 a 2010. Padronização pelo método directo por sexo e dezoito grupos etários quinquenais. População padrão: Portuguesa Censitária de 2011. As linhas verticais correspondem a quebras de série documentadas.

Deste modo, não se pode excluir que as transferências que ocorrem entre grupos sejam exclusivas entre suicídio e causas externas com intenção indeterminada. Não é de todo o objecto deste trabalho indagar sobre o número real de suicídio. Importa apenas, numa perspectiva longitudinal, individualizar períodos em que terá havido uma maior consistência nos critérios de registo utilizados. De qualquer forma, fica claro como mudanças de práticas de registo introduziram ruído nas estatísticas de suicídio. Por este motivo, assumiremos que estes períodos intercalados por quebras de série devem ser controlados ou analisados de forma independente.

3.1.6 Suicídio e mortes com intenção indeterminada segundo o método utilizado

Numa tentativa de explorar adicionalmente que grupos de causas externas possam ter tido maior impacto diferencial nas mortes por intenção indeterminada no início do presente século, e consequentemente corrigir e quantificar a incerteza de registo ao longo do tempo, coligimos dados brutos, disponíveis no repositório da

OMS,⁴⁶ sobre mortes segundo o método utilizado, para as subcategorias de mortes com intenção indeterminada, bem como para os subgrupos do suicídio.

A observação dos dados registados em função do método utilizado que constam na *Mortality Database*⁴⁶ da OMS para a CID-10, único período com esta desagregação para Portugal é elucidativa:

Nos que toca às mortes com intenção indeterminada nos homens (vd. **Tabela 1**) verifica-se que nos anos de 2002/2003, em comparação aos anos de 2007 a 2010, há um claro *deficit* de casos nas categorias associadas a outros métodos ou a métodos desconhecidos, bem como a enforcamentos ou estrangulamentos. Em contrapartida, no que toca ao suicídio masculino (vd. **Tabela 2**), e comparando os mesmos grupos de anos, ocorreu um claro excesso em 2002 e 2003 de registos nas categorias de enforcamento e estrangulamento, e na categoria de suicídios por intoxicação, associadas a uma diminuição nítida nas categorias de suicídio por outros métodos ou métodos desconhecidos.

Tabela 1. Total de mortes por causa externa com intenção indeterminada segundo o método ou agente externo nos homens em Portugal, 2002-2003 e 2007-2010.

Código	Método	Ano						Total
		2002	2003	2007	2008	2009	2010	
Y21	Afogamento	50	27	17	19	11	32	156
Y22-Y24	Arma de Fogo	35	15	11	14	15	17	107
Y33-Y34	Outros métodos ou Desconhecido	34	130	497	535	519	495	2.210
Y20	Enforcamento ou Estrangulamento	4	4	10	23	20	16	77
Y25-Y27	Explosivos, fogo, fumo, vapor e objectos quentes	11	9	15	12	15	10	72
Y28-Y29	Objecto cortante ou contundente	8	7	9	6	10	9	49
Y30-Y31	Precipitação	37	10	20	16	22	23	128
Y32	Transporte	0	0	4	1	2	0	7
Y10-Y19	Intoxicação	43	28	41	47	33	30	222
		222	230	624	673	647	632	3.028

Tabela 2. Total de mortes por suicídio segundo o método ou agente externo nos homens em Portugal, 2002-2003 e 2007-2010.

Código	Método	Ano						Total
		2002	2003	2007	2008	2009	2010	
X71	Afogamento	28	50	32	37	26	48	221
X72-X74	Arma de Fogo	81	121	102	94	99	111	608
X83-X84	Outros métodos ou Desconhecido	57	58	135	148	117	115	630
X70	Enforcamento ou Estrangulamento	530	428	332	350	410	414	2.464
X75-X77	Explosivos, fogo, fumo, vapor e objectos quentes	2	1	0	5	2	4	14
X78-X79	Objecto cortante ou contundente	14	9	6	10	13	12	64
X80-X81	Precipitação	74	55	33	43	47	49	301
X82	Transporte	15	5	14	10	11	7	62
X60-X69	Intoxicação	146	161	97	97	78	76	655
		947	888	751	794	803	836	5.019

Já nas mulheres, houve movimentos similares aos descritos para os homens, isto é, de transferências entre outros métodos ou desconhecidos e intoxicações (vd. **Tabelas 3 e 4**).

Tabela 3. Total de mortes por causa externa com intenção indeterminada segundo o método ou agente externo nas mulheres em Portugal, 2002-2003 e 2007-2010.

Código	Método	Ano				Total		
		2002	2003	2007	2008		2009	2010
Y21	Afogamento	10	8	8	6	8	8	48
Y22-Y24	Arma de Fogo	6	3	1	1	2	2	15
Y33-Y34	Outros métodos ou Desconhecido	12	62	369	408	444	419	1.714
Y20	Enforcamento ou Estrangulamento	0	0	6	4	1	2	13
Y25-Y27	Explosivos, fogo, fumo, vapor e objectos quentes	3	6	11	9	14	10	53
Y28-Y29	Objecto cortante ou contundente	3	3	1	4	6	2	19
Y30-Y31	Precipitação	24	4	7	18	14	19	86
Y32	Transporte	0	0	0	0	0	0	0
Y10-Y19	Intoxicação	17	10	33	26	24	19	129
		75	96	436	476	513	481	2.077

Tabela 4. Total de mortes por suicídio segundo o método ou agente externo nas mulheres em Portugal, 2002-2003 e 2007-2010.

Código	Método	Ano				Total		
		2002	2003	2007	2008		2009	2010
X71	Afogamento	30	32	44	45	31	33	215
X72-X74	Arma de Fogo	11	6	5	5	3	5	35
X83-X84	Outros métodos ou Desconhecido	20	11	54	54	43	50	232
X70	Enforcamento ou Estrangulamento	86	80	81	59	59	92	457
X75-X77	Explosivos, fogo, fumo, vapor e objectos quentes	1	1	2	3	1	2	10
X78-X79	Objecto cortante ou contundente	3	0	4	2	4	4	17
X80-X81	Precipitação	33	32	24	20	31	28	168
X82	Transporte	2	4	2	5	4	9	26
X60-X69	Intoxicação	79	101	53	51	46	42	372
		265	267	269	244	222	265	1.532

Estas tabelas confirmam plenamente o sentido das transacções que temos vindo a defender e ilustram ainda um aspecto que alguns especialistas em Portugal, como Ricardo Gusmão,⁶⁰ têm referido: os métodos em que a intencionalidade subjacente aparenta ser mais difícil de discernir são os afogamentos e intoxicações. Todavia, para além da intencionalidade subjacente a estes acontecimentos não ser apurada, nesta década, também foi frequente não ser apurado o método para esta categoria.

Pelo que fica dito, parece que é evidente a razão pela qual houve mudanças de patamar cíclicas no decurso destes poucos anos, alternando-se o predomínio de mortes com intenção indeterminada com o dos suicídios. Este efeito é uma resultante directa do referido método de validação diagnóstica operado na DGS, no decurso do qual se percebe que, pelo menos no período inicial da década houve uma claríssima intenção de codificar mortes registadas como de intenção indeterminada e por métodos

desconhecidos, como suicídios. Este processo deixou de se tornar visível nos anos subsequentes. Assim, não pode deixar de se concluir que o pico desmesurado observado a partir de 2001 nas taxas de suicídios não passará, em larga medida, de mais do que um artefacto produzido por uma codificação singular e não documentada dos registos de mortalidade.

Chama-se também a atenção para que, a partir de 2006, se torna visível uma tendência para o registo de suicídios nos subgrupos de outros métodos ou métodos desconhecidos, categoria utilizada residualmente na década de 90.⁴³ Esta subcategoria parece estar na origem do aumento de nível das taxas de suicídio que é observável na primeira década do século XXI.

3.1.7 Suicídio e outras causas residuais de mortalidade em Portugal

Há ainda a possibilidade de suicídios serem classificados como mortes de causa desconhecida ou indefinida (vd. **Anexo I**). A proximidade deste grupo com o suicídio não é tão estreita, uma vez que nesta categoria se incluem sobretudo causas endógenas de mortalidade como por exemplo, mortes de idosos com múltiplas comorbilidades ou a síndrome de morte súbita do recém-nascido. De facto, as transferências que possam ocorrer com este grupo são relativamente transversais à generalidade das categorias de causas de morte. Não obstante, o exame das estatísticas relativas a este grupo permitirá aferir com maior acuidade a evolução da discriminação de causas de morte em geral ao longo dos anos (vd. **Figura 21**).

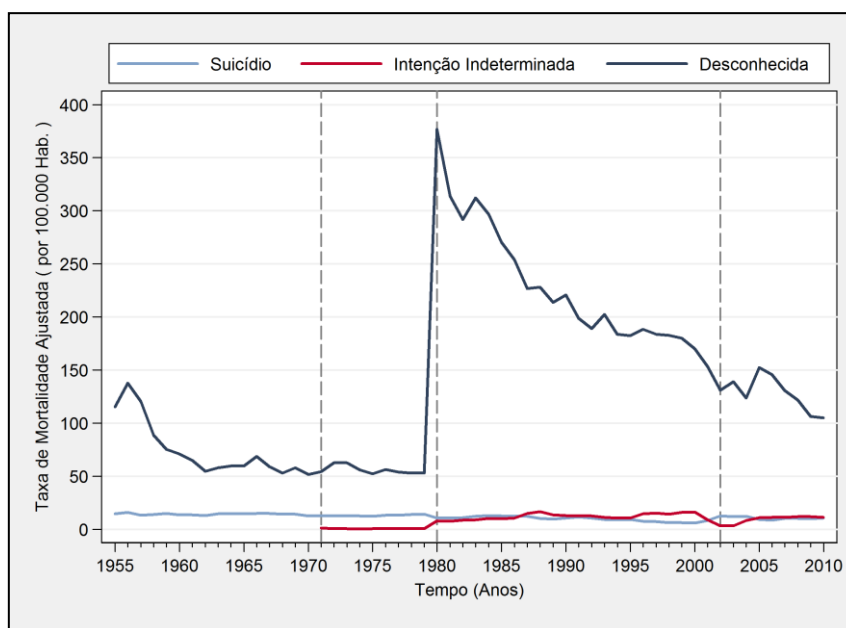


Figura 21. Taxa ajustada anual de mortalidade (suicídio, intenção indeterminada e causa desconhecida), 1955 a 2010. Padronização pelo método directo por sexo e dezoito grupos etários quinquenais. População padrão: Portuguesa Censitária de 2011. As linhas verticais correspondem a quebras de série documentadas.

A taxa ajustada por sexo e idade de mortes de causa desconhecida diminuiu até ao início dos anos 60, tendo-se mantido relativamente estável até 1970. Com a introdução da CID-9 a utilização desta categoria residual aumentou em grande escala. De 2001 a 2004 é visível uma indentação, com uma inflexão negativa, a que se seguiu uma tendência decrescente em continuidade com a tendência perceptível desde 1980 (vd. **Figura 21**). Fica desde logo indiciada a possibilidade de esta categoria residual

também poder ter contribuído, nos anos de 2001 a 2004, para o visível aumento nas causas externas de mortalidade que descrevemos no capítulo anterior.

Se para outro fim não servisse, este ponto do nosso trabalho teria ainda o mérito de contextualizar a importância relativa das mortes por causa externa com intenção indeterminada, cujo patamar é inequivocamente mais baixo do que o das mortes por causa desconhecida (vd. **Figura 21**). No entanto, fica novamente patente a importância de se considerar cada período de forma independente.

3.1.8 Suicídio e mortalidade por todas as causas em Portugal

Na presente secção perspectivam-se os suicídios no contexto da mortalidade por todas as causas em Portugal, clarificando o seu peso relativo. Começamos pela mortalidade proporcional para o total e por estratos demográficos.

A proporção de suicídios no total de mortes variou ao longo do tempo. Nas primeiras três décadas do século XX oscilou em torno de 0,3%. Em 1931, observa-se um salto abrupto para valores superiores a 0,6%, seguido do que parece ser uma tendência para aumento até ao início dos anos 80. No final dos anos 90 regista-se uma rápida e acentuada diminuição desta proporção que se inverteu rapidamente nos anos de 2001 e 2002, passando a variar em torno de aproximadamente 1% (vd. **Figura 22**).

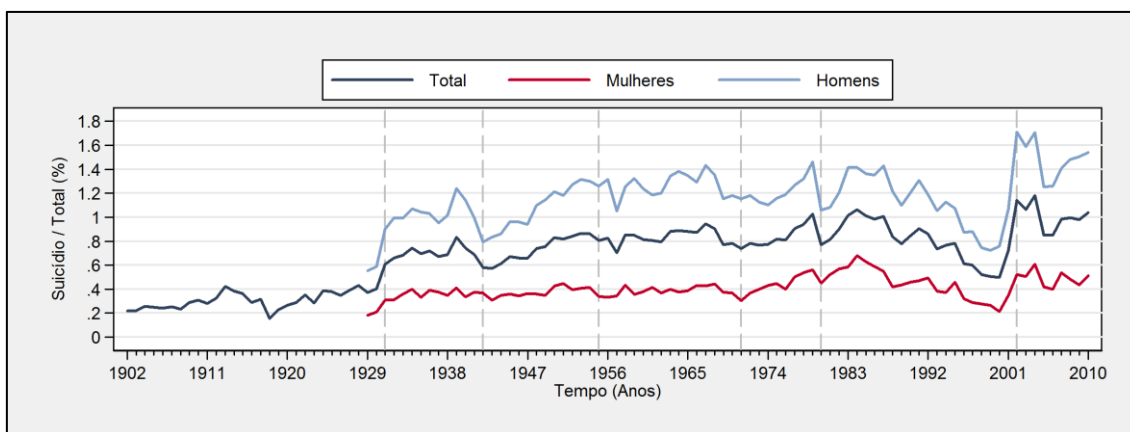


Figura 22. Proporção de suicídios no total de mortes registadas em cada ano, Portugal de 1902 a 2010. As linhas verticais correspondem a quebras de série documentadas.

Quando comparados o número de suicídios com o total de mortes registadas em cada sexo de 1929 a 2010, verifica-se que estas proporções ocupam patamares

destacáveis e relativamente paralelos, sendo superior para os homens. De um ponto de vista longitudinal, as dinâmicas de quocientes por sexos são relativamente semelhantes às descritas para o total (vd. **Figura 22**).

Por estratos etários, a proporção de suicídios nos extremos de idades foi sempre comparativamente mais baixa (vd. **Figura 23**). Por um lado, no primeiro grupo etário os suicídios são extremamente raros. Por outro lado, no grupo dos idosos há um elevado número de óbitos por outras causas. Os grupos com idades compreendidas entre 15-24 e 25-44 apresentaram proporções mais elevadas e maior variabilidade.

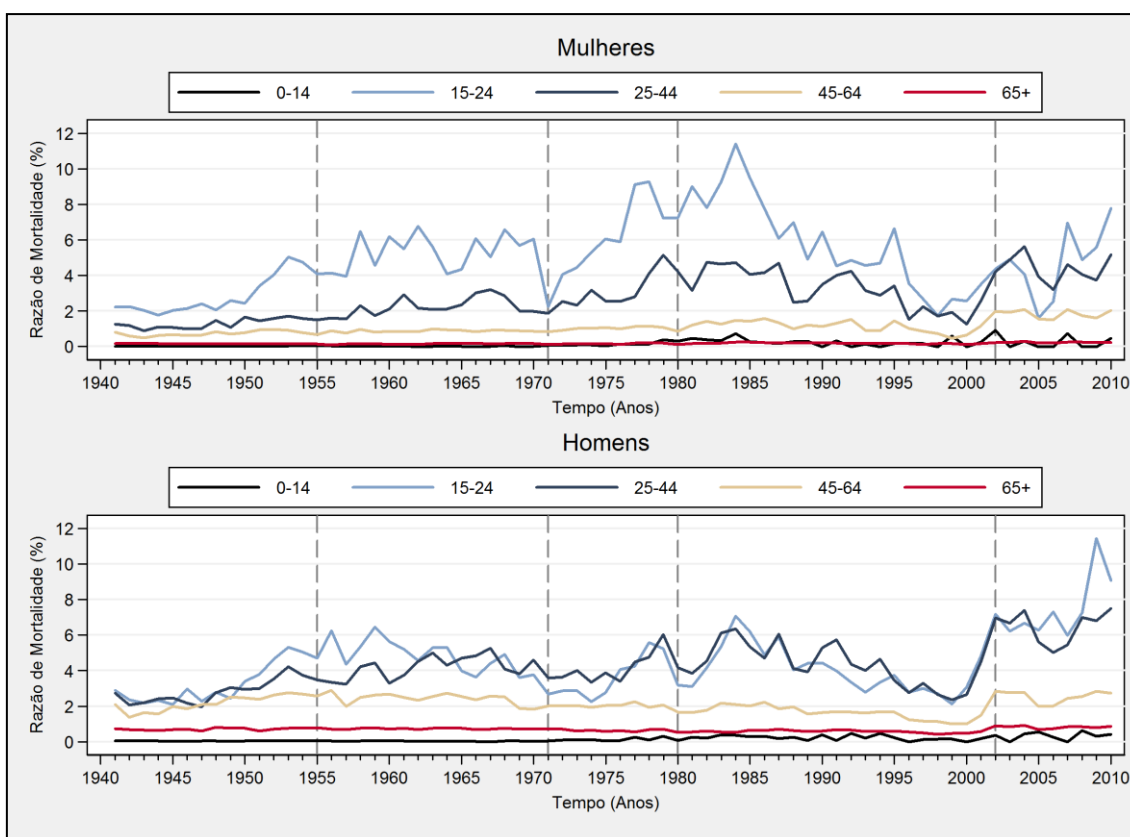


Figura 23. Proporção de suicídios no total de mortes registadas por estratos etários e de sexo em cada ano, Portugal de 1940 a 2010. As linhas verticais correspondem a quebras de série documentadas.

A generalidade das causas de morte apresenta curvas de risco por sexo e idade diferenciadas, pelo que se deve admitir que as variações populacionais tenham influenciado ao longo do tempo a mortalidade proporcional por suicídio. Para controlar este efeito e viabilizar uma comparação aproximada de risco e não de casos calculámos razões percentuais de taxas anuais ajustadas, para suicídio e mortalidade geral, pelo método directo, controlando factores demográficos (sexo e dezassete grupos etários quinquenais), no período de 1941 a 2010 (vd. **Figura 24**).

Esta razão de taxas ajustadas diminuiu irregularidades gráficas e tornou as curvas mais planas. De facto, controlando variações populacionais de sexo e idade, a tendência observada na taxa ajustada anual de suicídio acompanhou melhor a tendência observada para o total de mortes em Portugal durante cerca de 40 anos (1941-1980), oscilando ligeiramente em torno de 0,6%. Na segunda metade dos anos 90 observa-se uma diminuição, até um mínimo de 0,43%, no ano de 2000. A partir de 2001/2002 a razão percentual de taxas ajustadas aumentou subitamente de nível para valores compreendidos entre aproximadamente 0,7 e 1,1% (vd. **Figura 24**).

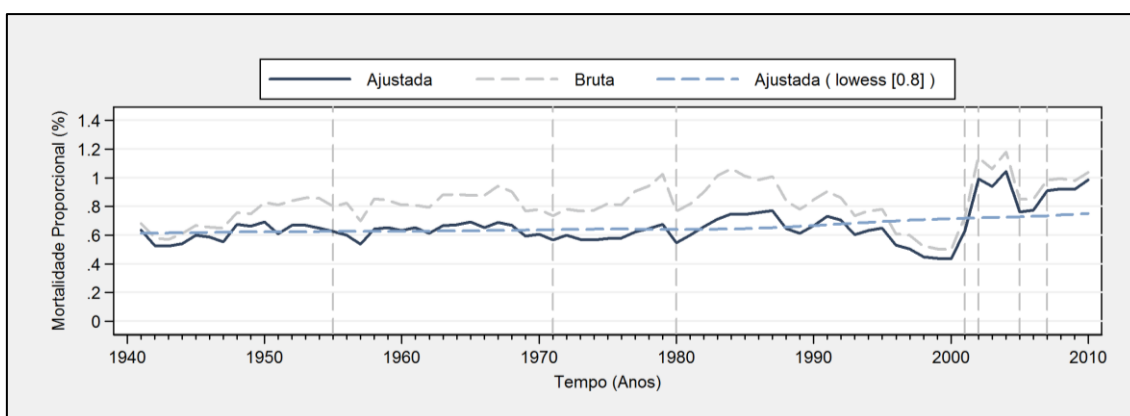


Figura 24. Razão percentual anual de taxas brutas e ajustadas de suicídio e total de mortes, Portugal de 1940 a 2010. Taxas padronizadas pelo método directo por sexo e dezassete grupos etários quinquenais. População padrão: Portuguesa Censitária de 2011. As linhas verticais correspondem a quebras de série documentadas. (Nota: a linha de lowess calculada com recurso a médias móveis com a largura de banda indicada não pretende alisar adequadamente a curva, apenas melhorar a legibilidade gráfica.)

De facto, a probabilidade de morrer por suicídio é baixa e operou em larguras de banda muito estreitas ao longo da grande maioria dos anos. Registam-se desvios desta tendência secular apenas no final dos anos 90, em 2001/2002, nos anos de 2005/2006 e a partir de 2007 (vd. **Figura 24**). Estes desvios podem constituir-se como mais uma evidência de que as mudanças de prática de registo descritas podem ter enviesado os dados, uma vez que o total de mortes não é grandemente influenciado por mudança de critérios ou de método de registo de causa de morte.

3.1.9 Suicídio segundo a condição profissional em Portugal

No sentido de enquadrar uma avaliação de relações directas entre desemprego e suicídio reavaliámos dados de mortes por suicídio, publicados em estudos anteriores, e desagregados segundo a condição profissional.⁴³ Campos e Leite, no seu estudo, compararam percentagens de suicídios, idade média ao óbito, taxas brutas de suicídios e taxas específicas por sexo e idade em Activos, Empregados e Desempregados, bem como Inactivos, entre 1993 e 2000, e disponibilizaram tabelas com os respectivos dados brutos.⁴³ Concluíram as autoras:

«[...] as taxas são mais elevadas entre os indivíduos sem actividade económica do que possuindo actividade económica, quer para os homens, quer para as mulheres. Excepção a esta situação, são as taxas de suicídio dos homens nos anos de 1993 a 1995, em que as taxas de activos superaram as de inactivos.»⁴³

A nosso ver, estes dados merecem um exame mais detalhado. De facto, as distribuições das populações, Activa e Inactiva, por sexo e idade são muito díspares, pelo que taxas brutas, nestes grupos, podem não ser um bom indicador para descrever adequadamente diferenças ou dinâmicas de risco subjacentes. Por outro lado, o total de óbitos registados como por suicídio em pessoas desempregadas é muito baixo e, como tal, associado um nível baixo de confiança na estimativa pontual com base em taxas brutas ou específicas por sexo e idade neste grupo.

Reanalizando estes dados, por nós completados, padronizámos, pelo método indirecto os suicídios registados segundo a condição profissional do falecido, por sexo e grupo etário. Recorremos a estimativas da população constantes no EUROSTAT e utilizámos como referência, as taxas específicas nacionais para os períodos e estratos demográficos homólogos. Esta metodologia pretendeu responder às seguintes questões: será que a taxa de suicídio nos Inactivos é mais elevada porque este subgrupo tem idade mais avançada? Será que controlando este factor os Inactivos continuam com um risco superior? Será que controlando, igualmente, o sexo e idade, o risco nos desempregados permanece inferior ao dos empregados? Será que os anos referidos pelas autoras constituem, de facto, uma excepção?

Vejamos: a RPM observada para o grupo dos Inactivos, para o período de 1993 a 2000, revelou ser estatisticamente superior ao risco de referência observado a nível nacional, assim como estatisticamente superior à do grupo dos Activos, para um intervalo de confiança de 95%. O grupo dos Activos apresenta um risco de suicídio estatisticamente inferior ao observado a nível nacional, quando consideradas as distribuições de sexo e idade (vd. **Figura 25**).

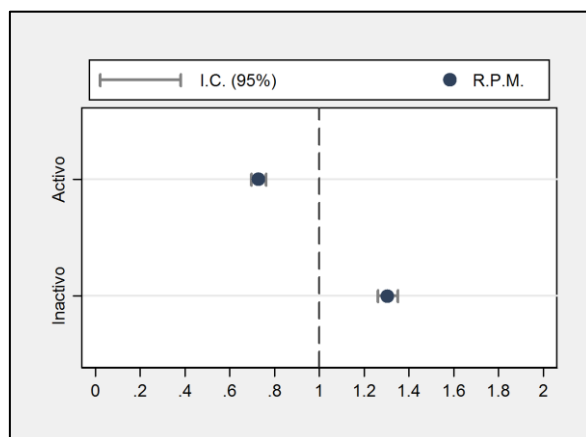


Figura 25. Razão padronizada de mortalidade (RPM) por suicídio em Activos e Inactivos, 1993 a 2000. Padronização pelo método indirecto por sexo e idade. Taxas específicas de referência: Portugal de 1993 a 2000.

Considere-se a **Figura 26**, em que se ilustra a mesma comparação, mas desdobrada por sexos: na generalidade, constatou-se a existência de um padrão semelhante ao descrito anteriormente. As RPMs em Inactivos foram superiores às dos Activos, tanto nos homens como nas mulheres.

Considerando diferenças de risco entre sexos dentro de cada grupo, Activos e Inactivos, tem vindo a ser descrito que: «[...] com e sem actividade económica, as taxas de suicídio dos homens são mais elevadas do que as das mulheres [...]».⁴³ Contudo, os nossos resultados estão em desacordo com esta afirmação pois, retirando-se o efeito de idade, registam-se distribuições diferentes de risco por sexos entre Activos e Inactivos. A RPM é estatisticamente superior nos homens para o grupo dos Activos. Já nos Inactivos, embora a RPM dos homens seja inferior à das mulheres, as duas não são estatisticamente diferentes (vd. **Figura 26**). Este efeito é curioso uma vez que através da observação de taxas brutas poderia transparecer que o risco seria sistematicamente superior para os homens em cada um dos grupos (Activos e Inactivos), para o período agregado - 1993 a 2000.⁴³ Pertencer ao grupo dos Inactivos parece exercer um efeito protector nos homens, controlando variações de idade. Ou pelo contrário, ser Inactivo

pode atenuar diferenças de risco entre sexos, registando-se mais suicídios do que o esperado nas mulheres.

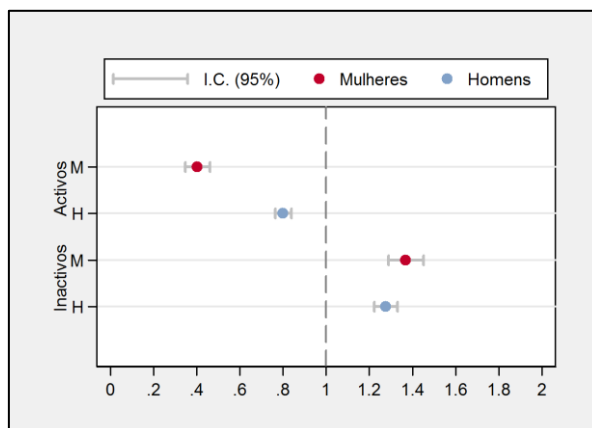


Figura 26. Razão padronizada de mortalidade por suicídio em Activos e Inactivos para homens e mulheres, 1993 a 2000. Padronização pelo método indirecto por idade. Taxas específicas de referência: Portugal de 1993 a 2000.

Neste ponto importa avaliar se as relações descritas entre grupos para um período agregado também se verificam consistentemente numa escala anual. Para este fim, recorreremos ao mesmo método indirecto de padronização, quer controlando a distribuição etária para cada sexo e utilizando como referência as taxas específicas nacionais por estratos respeitantes a cada período homólogo, quer utilizando em todos os como taxas de referência as do primeiro ano (1993). As relações entre RPMs descritas para o período, na globalidade, mantiveram-se relativamente constantes numa desagregação anual de 1993 a 2000 (vd. **Figura 27**).

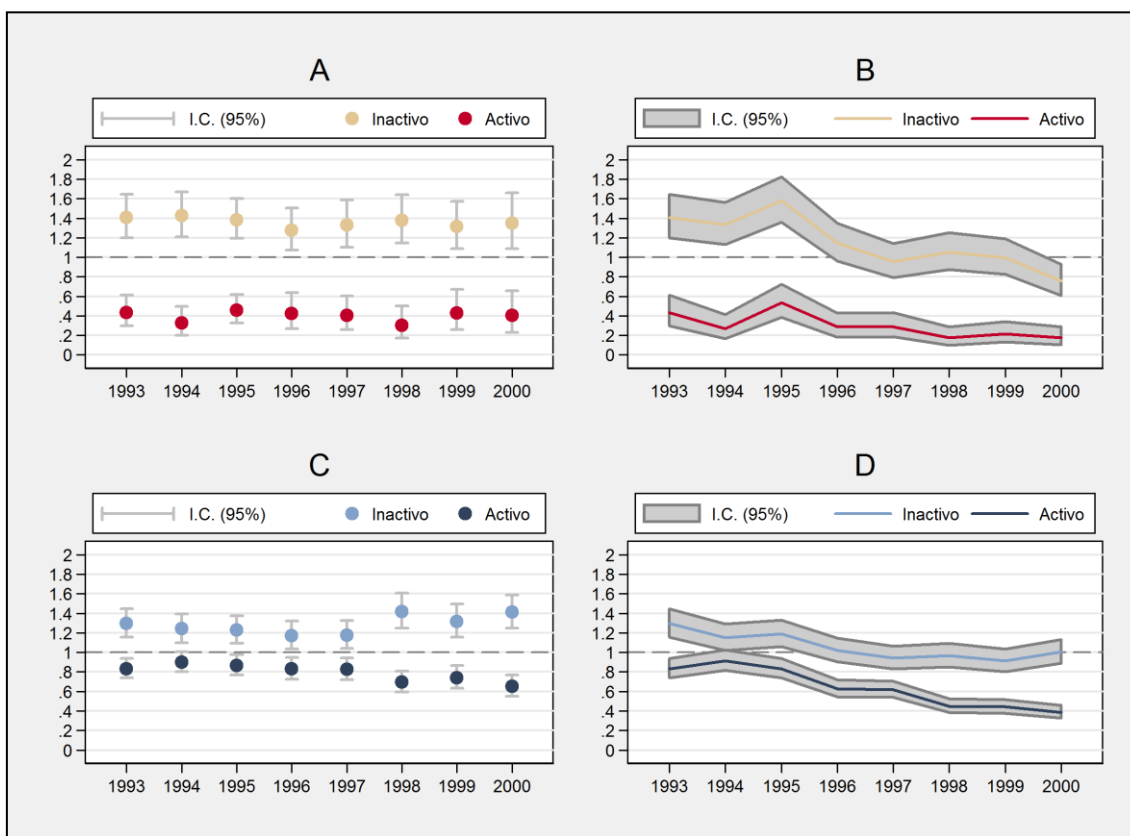


Figura 27. Razão padronizada de mortalidade por suicídio em Activos e Inactivos, 1993 a 2000. Padronização pelo método indirecto por idade. A e B: Mulheres; C e D: Homens. Taxas específicas de referência: A e C: grupos e período homólogo; B e D: Portugal 1993.

Aprofundando a nossa análise explorámos a existência de eventuais heterogeneidades dentro do grupo dos Activos, repetindo estes métodos e aplicando-os, desta feita, aos subgrupos de Empregados e Desempregados, dos Activos (vd. **Figura 28**). No que concerne a Empregados e Desempregados, embora a RPM seja superior no grupo dos Empregados, esta diferença não foi estatisticamente significativa para um intervalo de confiança de 95%, quando controladas as distribuições de sexo e idade. Ambas as RPMs, quer dos empregados, quer dos desempregados, são estatisticamente mais baixas do que seria de esperar caso se verificasse a mesma distribuição de risco por idades que se regista a nível nacional, observando-se menos suicídios do que o esperado (vd. **Figura 28**).

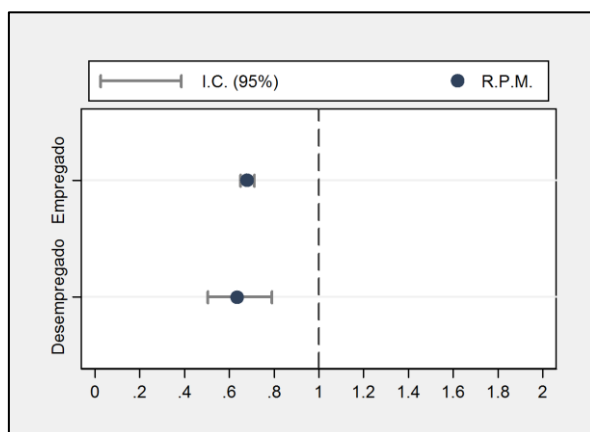


Figura 28. Razão padronizada de mortalidade por suicídio em Empregados e Desempregados, 1993 a 2000. Padronização pelo método indirecto por sexo e idade. Taxas específicas de referência: Portugal de 1993 a 2000.

Controlando a distribuição etária para cada sexo não se verificam diferenças estatisticamente significativas, sendo que a RPM nos homens foi estatisticamente superior à das mulheres para cada grupo, Empregado e Desempregado (vd. **Figura 29**).

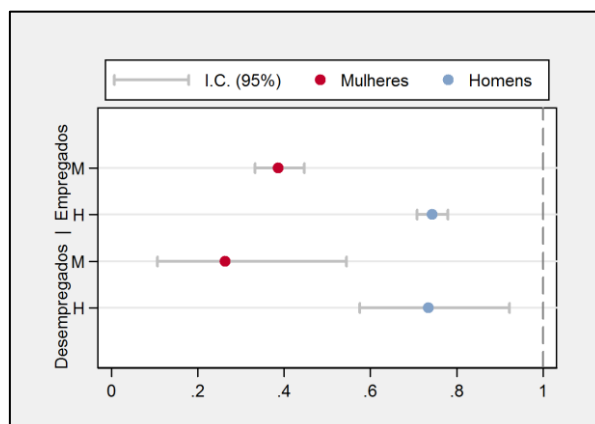


Figura 29. Razão padronizada de mortalidade por suicídio em Activos e Inactivos, Homens e Mulheres, 1993 a 2000. Padronização pelo método indirecto por idade. Taxas específicas de referência: Portugal de 1993 a 2000.

Tendo em conta o conjunto das análises efectuadas neste ponto poderemos concluir que no período de 1993 a 2000:

1. O suicídio em Portugal tem uma fortíssima componente de expressão na população inactiva, e este efeito é independente da distribuição populacional por sexo e idade;

2. Na população activa, o risco de suicídio nos homens é estatisticamente superior ao das mulheres, quando controlados factores demográficos. Já nos inactivos não se observam diferenças de risco entre sexos;
3. Estas relações entre suicídio em activos e inactivos são evidenciáveis de uma forma consistente ao longo dos anos;
4. O risco de suicídio nos empregados, independentemente do sexo e idade, é superior ao dos desempregados, embora esta diferença não seja estatisticamente significativa; dito de outro modo, os desempregados não parecem ter um risco acrescido de suicídio;
5. Tanto nos empregados, como nos desempregados, os homens têm um risco estatisticamente superior ao das mulheres.

Deve, no entanto, ser feita uma ressalva a estas conclusões. Outros factores não considerados podem estar a mediar as relações descritas. Pode acontecer, nomeadamente, que se verifique uma propensão acrescida para o sub-registo de suicídio a actuar de forma diferenciada de grupo para grupo. Esta possibilidade até poderia ser avaliada indirectamente através da análise das mortes por causa externa com intenção indeterminada segundo a condição profissional. Uma hipótese alternativa é de que estes dados possam reflectir um registo, *ab initio*, inadequado ou incompleto da condição profissional, registando-se como inactivos, indivíduos desempregados, ou como empregados, indivíduos que perderam recentemente a sua condição profissional, por exemplo. Nesta circunstância a avaliação das mortes por causa externa com intenção indeterminada segundo a condição profissional não seria esclarecedora.

Porém, o acesso a esse tipo de registos foi-nos negado. Deste modo, não estamos na posse de dados suficientes para poder afirmar que estes registos não são fidedignos. Aliás, a estabilidade temporal destas relações parecem apontar para a inexistência de irregularidades significativas. Em todo o caso, tem de se referir que o registo nas certidões de óbito da condição profissional é obrigatório e que os dados que utilizámos foram divulgados como válidos e fidedignos pela técnica superior do INE responsável pelas estatísticas de óbitos por causa.

3.1.10 Suicídio e outras categorias de mortalidade nas NUTS II

Para além dos contrastes que se observam em diferentes países, existem variações geográficas de risco intranacionais que devem ser tidas em conta em estudos de associação de âmbito nacional. Para ilustrar diferenças de incidência calculámos taxas brutas, bem como razões padronizadas de mortalidade (vd. **Anexo III: Figura 1-26**), calculadas pelo método indirecto, para suprimir o efeito de variações de distribuição demográfica de sexo e idade. Explorámos o padrão de risco comparativo à escala europeia com recurso a dados brutos que obtivemos no repositório do EUROSTAT. Em todas as comparações internacionais ajustadas utilizámos como taxas de referência para o risco, as taxas específicas por sexo e/ou grupo etário da Europa a 27 agregada, para os períodos e grupos homólogos. Para estimação dos valores observados, utilizámos para cada NUT II o valor da taxa para o período agregado disponível em cada região, dentro do intervalo de 1994 a 2010. Na **Figura 30** apresenta-se a distribuição discretizada de razões padronizadas de mortalidade por suicídio para um conjunto de 273 NUTS II europeias:

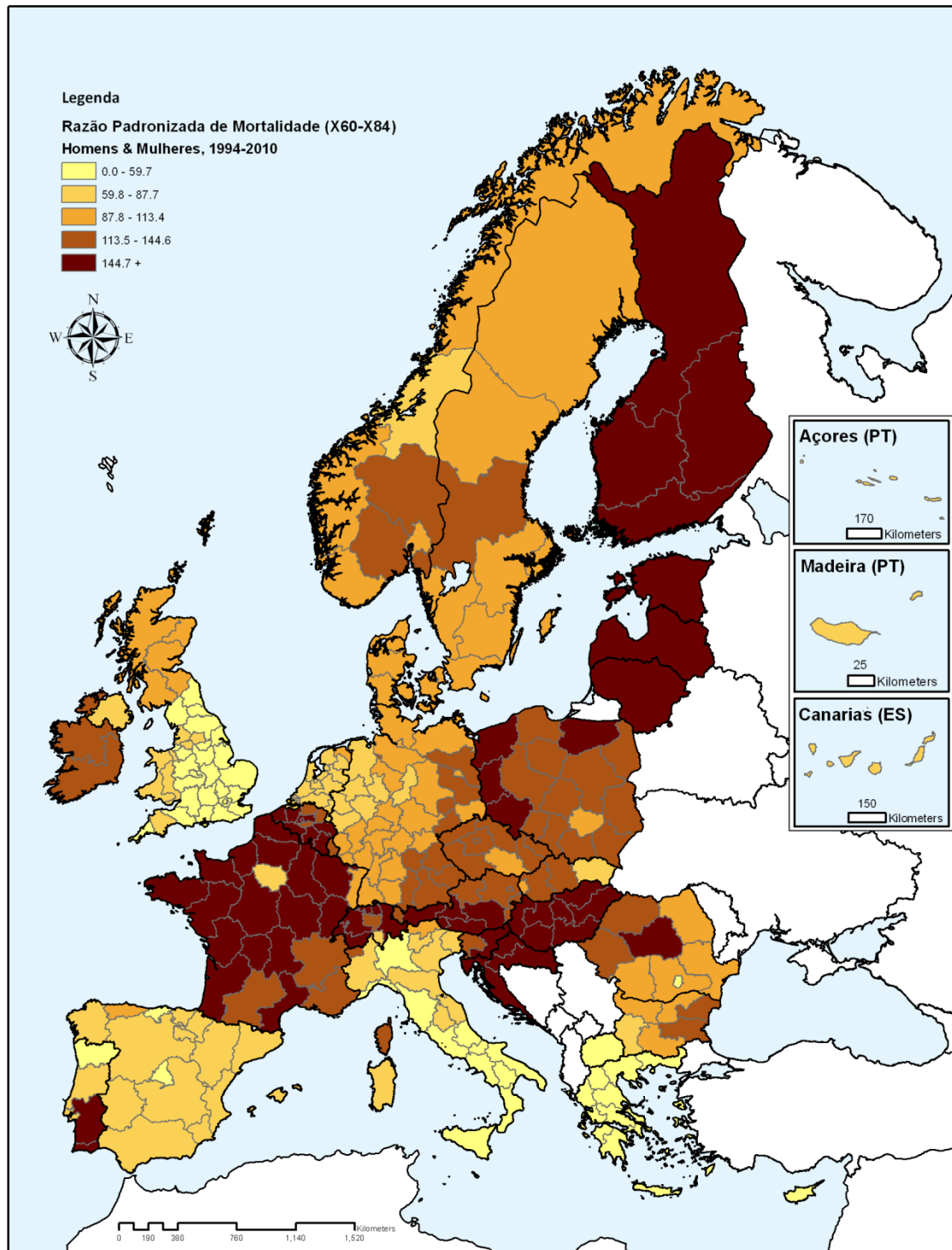


Figura 30. Suicídio na Europa por NUTS II de 1994 a 2010 – Ambos os sexos. Padronização por sexo e grupos etários quinquenais calculada pelo método indirecto (%). Taxas de referência: EU 27, mediana para o período homólogo. Pontos de corte: quintis.

Com este gráfico podemos mostrar que não há um padrão óbvio nacional ou regional relacionável com o risco de suicídio e que, dentro de cada país, em maior ou menor grau, a regra também é a da diversidade. Registam-se como zonas com risco

claramente superior ao da média europeia, praticamente toda a Finlândia, as Repúblicas Bálticas, partes da Polónia, a grande maioria das NUTS II Francesas, Hungria, Suíça, partes da Áustria, os Balcãs, por exemplo, e as regiões no sul de Portugal.

Nos anexos incluímos cartogramas similares para representação de taxas brutas e de RPMs, globais e por sexos, de suicídio, mortes por causa externa com intenção indeterminada, bem como de mortes de causa desconhecida (vd. **Anexo III**). A sua leitura é auto evidente e complementar ao objecto deste estudo pelo que nos dispensamos de mais comentários.

Um outro aspecto a ter em conta, já focado diversas vezes no presente trabalho, é o da utilização relativa das categorias diagnósticas de mortes por causa externa com intenção indeterminada, em comparação com o suicídio. Na **Figura 31**, (bem como no **Anexo III: Figuras 19 e 20**) fica bem patente que, de facto, é extremamente rara a circunstância do número de mortes com intenção indeterminada ser superior ao suicídio. Repare-se que em apenas quatro das mais de 200 NUTS II avaliadas esta circunstância se verifica, sendo que dessas quatro, três são NUTS portuguesas – região Norte, Centro e região Autónoma da Madeira (vd. **Figura 31**).

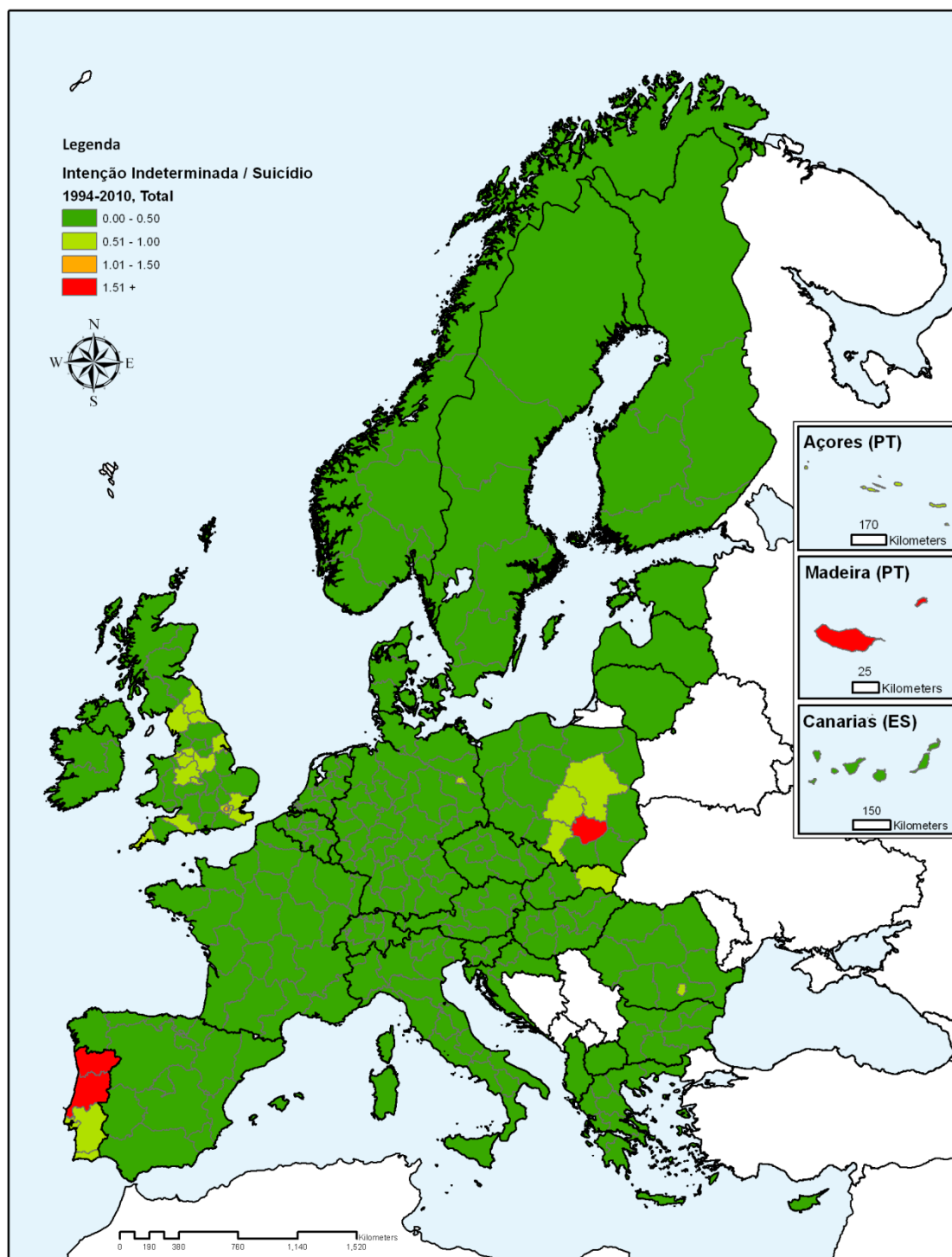


Figura 31. Razão entre óbitos por causas externas com intenção indeterminada e suicídio por NUTS II de 1994 a 2010 - Mulheres.

Estes dados parecem apontar para uma tendência diferencial de sub-registo de suicídio no norte do país (região Norte e Centro). No entanto, a «validação» de óbitos por causa nos anos de 2001 a 2004 pode ter influenciado de forma diferente cada uma das regiões, até porque em dois anos não terá sido sistemática. Para melhor se perceber

a violência a que as estatísticas portuguesas foram sujeitas, nos anos em causa, vejamos a **Figura 32**:

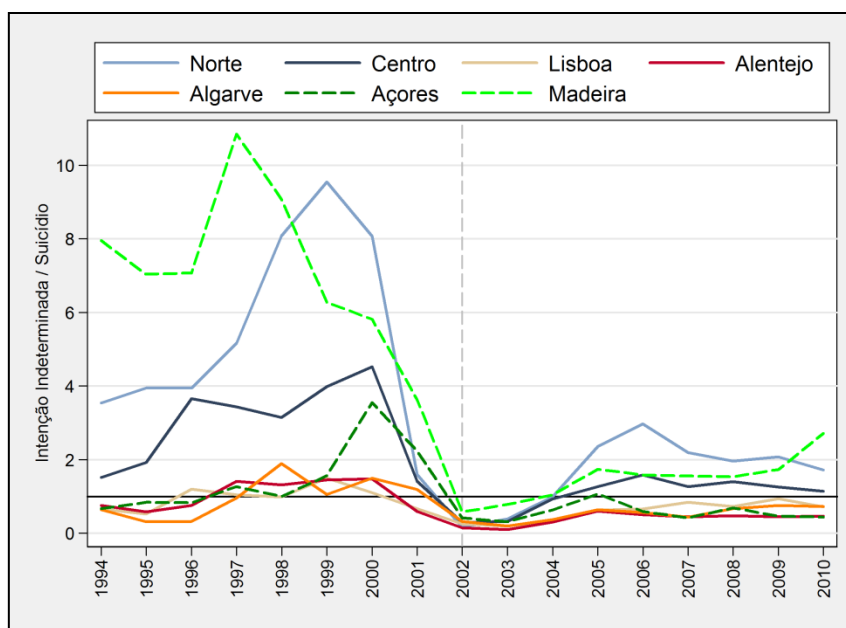


Figura 32. Rácio anual entre óbitos por causa externa com intenção indeterminada e suicídio por NUTS II, 1994 a 2010.

O aspecto «martelado» do gráfico, note-se, não poderia ser mais sugestivo. Nos anos de 1994 e 1995 o número de suicídios reportados nas NUTS do Sul (Lisboa, Alentejo e Algarve), bem como na Região Autónoma dos Açores era superior ao número de óbitos em que não foi apurada a intenção, contrastando com as regiões do norte do país (Norte e Centro) e Região Autónoma da Madeira, em que se verificaram mais registos de mortes com intenção indeterminada que suicídios. Na segunda metade da década de 90, com a utilização mais alargada deste grupo residual, verificou-se um aumento relativo deste diferencial comparativo com excesso de mortes com intenção indeterminada em todas as regiões portuguesas. Nos anos de 2001 a 2004 este padrão inverteu-se, tendo regressado à distribuição do início dos anos 90 a partir de 2005, embora com variações de proporção (vd. **Figura 32**).

Parece revelar-se, na globalidade deste período, uma tendência para uma utilização mais alargada do grupo residual das causas externas de mortalidade nas regiões do norte do país que, apesar de ter variado em termos de dimensão relativa, se manteve quase constante (vd. **Figura 32**). No entanto, estas proporções devem ser interpretadas com cautela. Há dinâmicas populacionais diferenciadas em cada região que podem correlacionar-se com um maior número de casos registados no grupo

residual das causas externas. Por este motivo, avaliámos a expressão destas duas categorias de causa de morte nas NUTS II com recurso a padronizações indirectas mas, desta feita recorrendo a taxas específicas nacionais, por proporcionarem um melhor referencial discriminativo intranacional.

A distribuição irregular de risco de suicídio nas regiões portuguesas já foi aproximada, no passado, por Eduardo de Freitas, com base na análise de taxas brutas.⁴⁴ Este autor descreveu um dualismo nacional Norte/Sul em que se verificava um risco acrescido de suicídio nas regiões do Sul do país. No presente trabalho, em virtude de uma maior disponibilidade de dados, também ajustámos variações demográficas, por sexo e idade. De facto, torna-se relevante a hipótese de determinadas regiões apresentarem um maior número de casos e, conseqüentemente, uma maior taxa bruta em virtude de nelas residir uma população mais envelhecida, isto é, de a sua população ser dominada pelos subgrupos populacionais com um risco superior.

No que concerne a mortes registadas como suicídios nas NUTS II, de 1994 a 2010, observam-se três grupos distintos de razões padronizadas de mortalidade. A região Norte destaca-se com uma RPM estatisticamente inferior à observada para o total nacional. O Alentejo e Algarve apresentaram RPMs estatisticamente superiores ao total nacional. A região Centro, região de Lisboa e as regiões Autónomas dos Açores e Madeira não foram estatisticamente diferentes do risco contabilizado a nível nacional (vd. **Figura 33**).

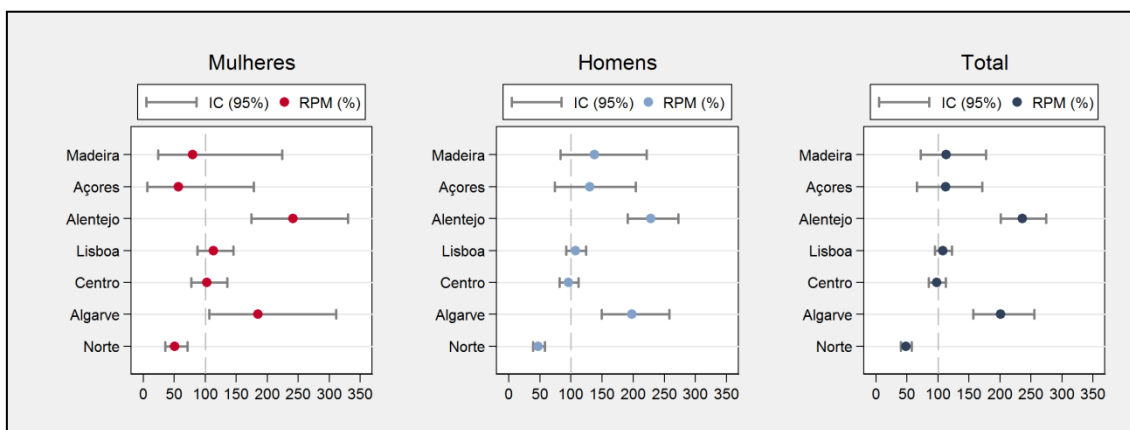


Figura 33. Suicídio por NUTS II de 1994 a 2010 – Homens, Mulheres e Total. Razão padronizada de mortalidade calculada pelo método indirecto (%). Intervalos de confiança calculados pelo método de Poisson (95%).

Todavia, as alterações de sistema de classificação ou mudanças de método de registo enunciadas podem enviesar o total descrito para o período, pelo que também

computámos RPMs anuais com recurso a taxas específicas nacionais para o ano e grupos populacionais homólogos. Observaram-se variações de risco concomitantes com a codificação, *ex post facto*, que teve lugar no início deste século. A título de exemplo, a região Norte aproximou-se do risco observado a nível nacional e na região de Lisboa revelou-se uma aparente diminuição de risco, até ao ponto de este se tornar estatisticamente inferior à referência nacional, no ano de 2002. Referimos como aparente, a diminuição na região de Lisboa, uma vez que as restantes NUTs é que passaram a registar mais suicídios. Para mais detalhes sobre esta análise podem consultar-se as **Figuras 33 a 56 do Anexo III**.

Há diferenças de risco populacional de suicídio que não são justificáveis quando controladas variações demográficas de tamanho da população e de distribuição por sexo e idade, pelo que se deve admitir a existência de outras variáveis explicativas na génese destas diferenças (vd. **Figura 33**). O sociólogo português Eduardo de Freitas avançou algumas hipóteses para tentar justificar este dualismo geográfico:

«Face a estes resultados, o dualismo Norte/Sul neles configurado é inquestionável? Ou questionáveis são os próprios resultados, com base na presunção de uma desigual dissimulação regional das ocorrências?»⁴⁴

Clarificando a sua ideia, mais acrescenta este autor que o risco de suicídio mais baixo no Norte poderia estar associado quer a uma maior expressão de factores protectores, como a maior penetração social do catolicismo, quer, eventualmente por via de actuação deste mesmo factor, ao poder induzir uma maior «dissimulação/ocultação» regional.⁴⁴

No que diz respeito a mortes por causa externa com intenção indeterminada, que podem constituir uma aproximação deste efeito de «dissimulação», a Madeira e o Centro (exceptuando-se o grupo das mulheres) registam RPMs estatisticamente superiores à unidade. Na região de Lisboa e na região Norte (para os Homens) a RPM é estatisticamente inferior. As restantes NUTs não se distinguem do total nacional (vd. **Figura 34**).

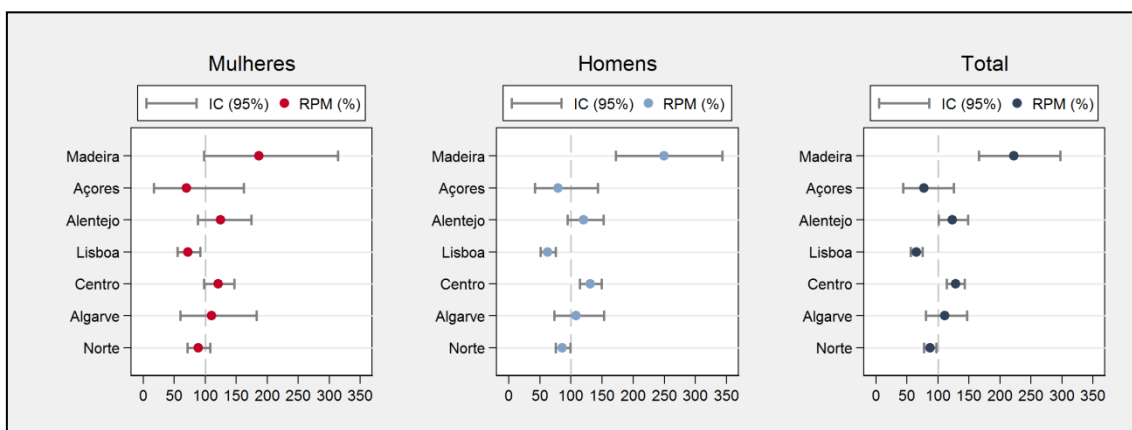


Figura 34. Mortes com «Intenção Indeterminada» por NUTS II de 1994 a 2010 – Homens, Mulheres e Total. Razão padronizada de mortalidade calculada pelo método indirecto (%). Intervalos de confiança calculados pelo método de Poisson (95%).

Para aferir se esta utilização mais alargada da categoria de mortes com intenção indeterminada seria suficiente para esbater diferenças de risco observadas em cada região, somámos os suicídios com os óbitos resultantes de causas externas com intenção indeterminada por estratos e recalculámos RPMs, pelo método indirecto, utilizando como referência as taxas específicas para grupos homólogos do total destas causas de morte a nível nacional (vd. **Figura 35**).

Considerando as RPMs deste constructo teórico, o Norte permaneceu com um risco estatisticamente inferior ao observado a nível nacional, sendo que Lisboa e a Região Autónoma dos Açores (para as mulheres) passaram a apresentar RPMs estatisticamente inferiores. Ao grupo de regiões com RPMs estatisticamente superiores ao risco nacional por estratos, em que se incluíam o Alentejo e Algarve, juntaram-se o Centro e a região Autónoma da Madeira (vd. **Figura 35**).

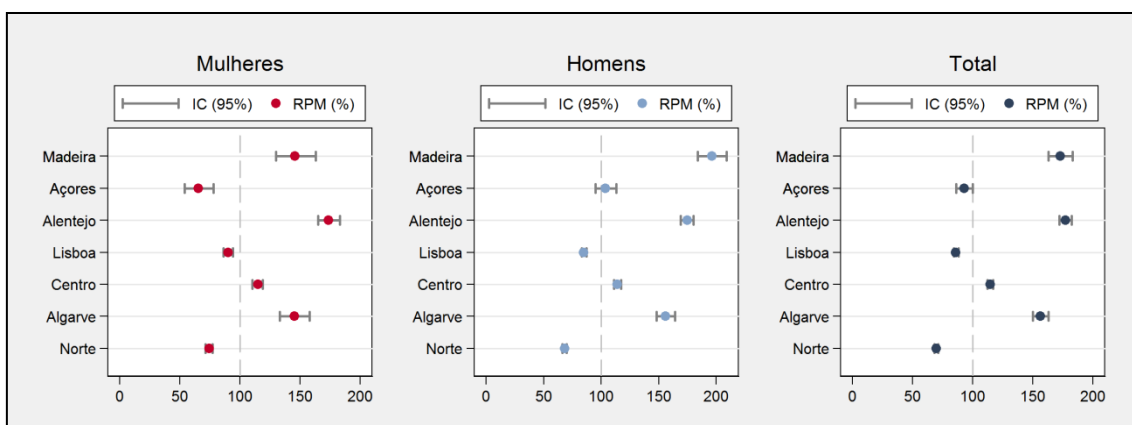


Figura 35. Total de mortes com «Intenção Indeterminada» e suicídio por NUTS II de 1994 a 2010 – Homens, Mulheres e Total. Razão padronizada de mortalidade calculada pelo método indirecto (%). Intervalos de confiança calculados pelo método de Poisson (95%).

Embora com recurso a este total o risco populacional se inverta entre o Centro e Lisboa, bem como nas Regiões Autónomas, o Norte permanece com um risco comparativamente baixo, pelo que a hipótese de uma componente cultural protectora, para além de variações regionais de registo, não pode ser excluída, no contexto deste enquadramento teórico. Estes dados constituem-se como uma evidência que tende a confirmar as duas hipóteses avançadas no estudo seminal de Eduardo de Freitas.⁴⁴ No entanto estas conclusões são frágeis dado que a proporção de suicídios que possam ter sido registados como mortes com intenção indeterminada provavelmente também varia de região para região.

Porém, as diferenças de registo não se extinguem nas mortes por causa externa com intenção indeterminada. O grupo de mortes de causa desconhecida, classificado segundo a CID-10 nas categorias de R00 a R99, também apresenta variações de distribuição. De uma forma geral, Lisboa e a Região Autónoma dos Açores destacam-se com uma RPM estatisticamente inferior ao total nacional, enquanto as restantes NUTS II são, na sua maioria, estatisticamente superiores à unidade e não são estatisticamente diferentes entre si (vd. **Figura 36**). Numa escala anual, estas relações mantiveram-se relativamente constantes (vd. **Anexo III: Figura 33-56**).

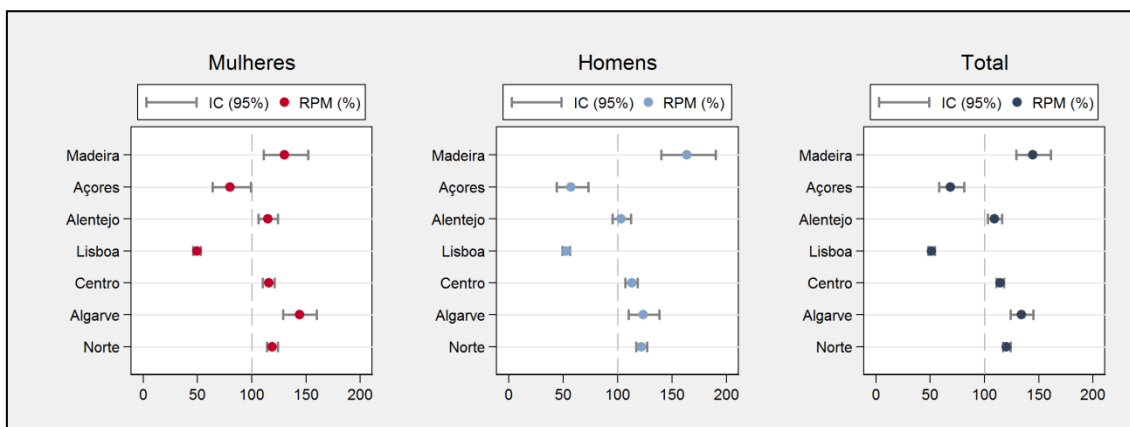


Figura 36. Mortes de causa «Indefinida ou Desconhecida» por NUTS II de 1994 a 2010 – Homens, Mulheres e Total. Razão padronizada de mortalidade calculada pelo método indirecto (%). Intervalos de confiança calculados pelo método de Poisson (95%).

Em suma, para além das regiões do Alentejo e Algarve que têm vindo a ser descritas como NUTS em que reside uma população com um risco de suicídio superior, uma atenção acrescida deve recair no Centro e a região Autónoma da Madeira. Já a região Norte apresenta um risco consistentemente inferior. Por outro lado, o risco acrescido na região de Lisboa pode estar sobrestimado em virtude de uma menor

incerteza de registo, consubstanciada no, proporcionalmente, menor número de casos de morte por causa externa com intenção indeterminada e por causa desconhecida.

3.1.11 Suicídio por Concelhos em Portugal

Para fins de mera ilustração apresentamos a distribuição de risco de suicídio numa escala espacial ainda mais reduzida. Reavaliámos dados de nível concelhio cedidos por A. Ramalheira e L. Marques⁵⁰ para possibilitar a comparação de taxas brutas com taxas ajustadas e colocar em evidência os contrastes decorrentes do ajustamento da distribuição demográfica por sexo e idade (vd. **Anexo III: Figura 57-59**). O padrão descrito por Eduardo de Freitas⁴⁴, em 1983, e por Ramalheira e Marques em 1998,⁵⁰ na distribuição concelhia de taxas brutas de suicídio manteve-se relativamente inalterado, registando-se, no conjunto dos anos de 1991 a 1995, uma distribuição relativamente semelhante, embora com pequenas variações pontuais (vd. **Anexo III: Figura 57-59**). Controlando diferenças de distribuição demográfica por sexo e idade, os concelhos com RPMs estatisticamente inferiores ao total nacional tendem a localizar-se sobretudo no norte do país, que contrasta com os concelhos do sul, que geralmente apresentam uma mortalidade superior (vd. **Figura 37; Anexo III: Figura 60**).

Contudo, se se tiver o objectivo de planificar a realização de actividades dirigidas à detecção precoce de pessoas em risco e/ou à instituição de medidas de prevenção geral de suicídio, será talvez mais produtivo examinar cartogramas com a distribuição de ocorrências deste fenómeno por área geográfica. Na **Figura 38** apresentamos, a título de exemplo, mapas de Portugal onde se exibem, por Concelhos, o número médio de suicídios observado (ambos os sexos e todas as idades, em cima; e para os idosos de ambos os sexos, em baixo), neste mesmo quinquénio. Estes dados foram-nos gentilmente cedidos pelos autores acima mencionados e, a despeito de todos os nossos esforços dados similares relativos a períodos mais recentes foram-nos liminarmente recusados pelo INE.

Pode constatar-se que os Concelhos com expressão mais relevante do fenómeno, quer tendo em conta o impacto global do suicídio, quer se se considerar o impacto condicional nos idosos, se confina a áreas relativamente bem delimitadas e que

se deveriam eleger como alvos prioritários de intervenção, aliando zonas de elevado risco com uma distribuição de população que tornam o fenómeno localmente mais expressivo.

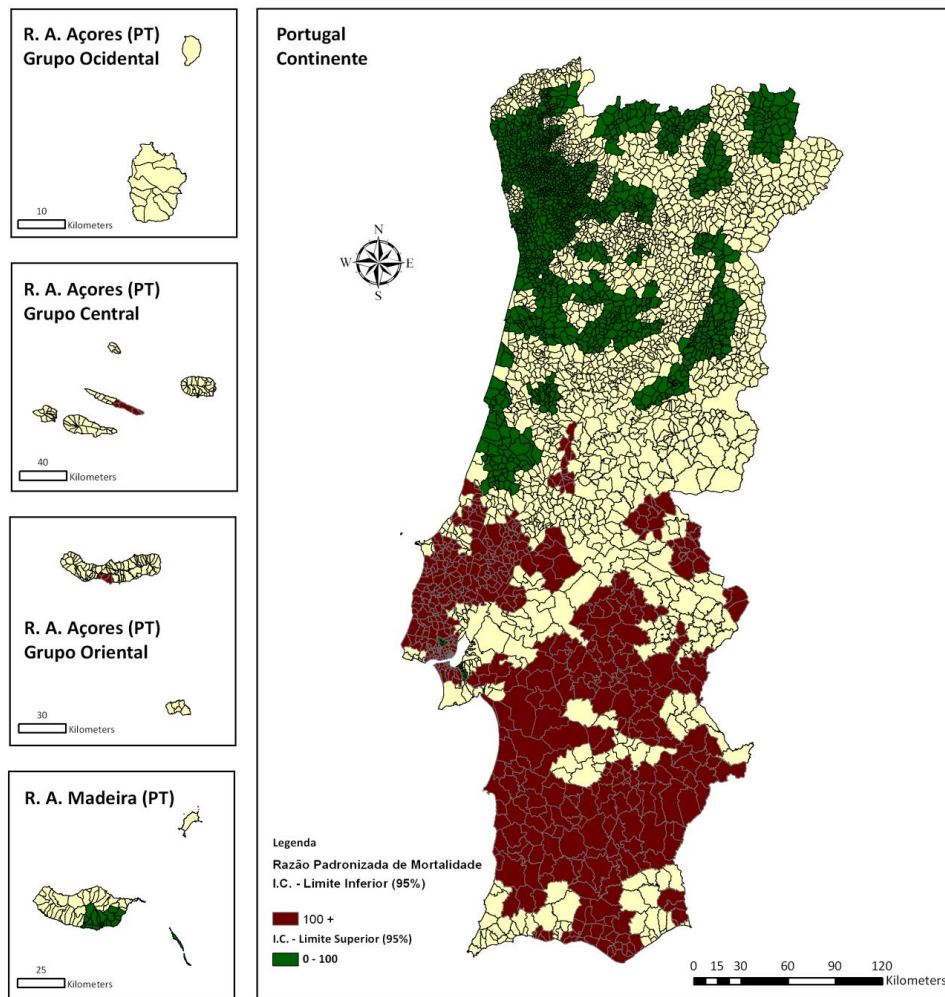


Figura 37. Suicídio em Portugal por Concelhos de 1991-1995. Padronização por sexo e grupos etários quinquenais referente ao quinquénio de 91 a 95 calculada pelo método indirecto (%). Intervalos de confiança calculados pelo método de Poisson (95%). Taxas específicas de referência: Portugal, 1991 a 1995.

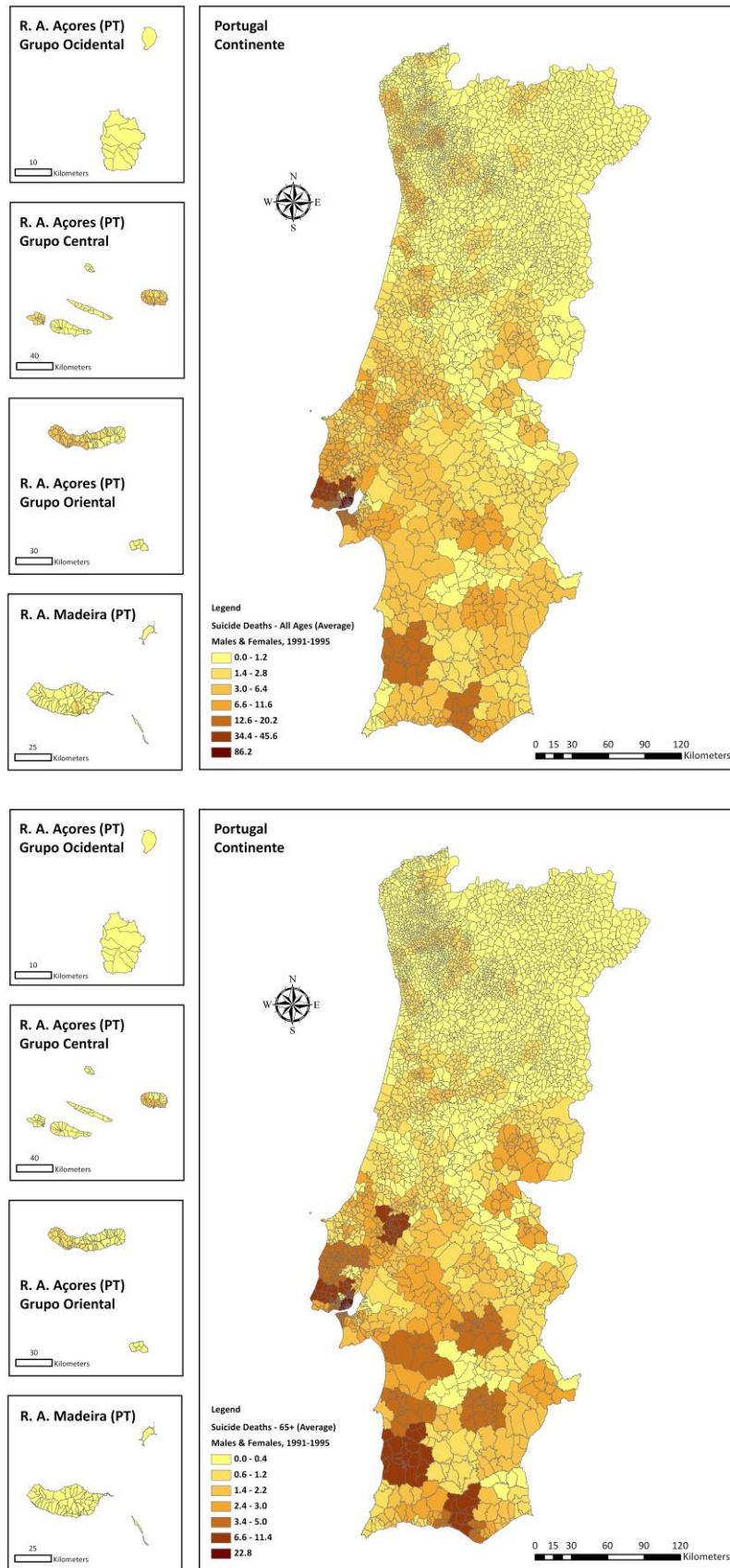


Figura 38. Número médio de suicídios por Concelhos de 1991-1995, para todas as idades (em cima) e para o grupo de homens e mulheres com mais de 65 anos (em baixo).

3.2 Estudo Analítico

3.2.1 *Estimação multivariada de razões de taxas de suicídio*

Os dados apresentados até este momento permitem intuir algumas propriedades e tendências seculares do suicídio em Portugal. Porém, estas dinâmicas podem ser ainda melhor concretizadas e apreciadas através de uma quantificação multivariada de razões de taxas de mortalidade, que consideramos como reveladoras de riscos subjacentes e, por isso, simultaneamente ajustadas para o efeito de diversos cofactores.

Alguns autores optam por calcular variações percentuais de taxas padronizadas de suicídio em pontos definidos no tempo ou por modelos de regressão linear das taxas de suicídio no tempo, para aferir a sua tendência, desconsiderando todas as mudanças de método de registo.^{60, 61} Estes métodos são tecnicamente frágeis. Para evitar reproduzir metodologias potencialmente geradoras de enviesamentos como estas e descrever o suicídio em Portugal de uma forma integrada, optámos por testar vários modelos multivariados de regressão, tendo por base a distribuição probabilística de Poisson e a sua generalização binomial negativa.

O modelo que se revelou como mais apropriado para descrever as contagens de óbitos por suicídio referidos à respectiva população (exposição), ou seja, as taxas, foi a regressão binomial negativa. Optámos por recorrer ao modelo binomial negativo por razões teóricas e práticas que suportamos empiricamente em documento anexo (vd. **Anexo IV**).

De um ponto de vista teórico, em fenómenos naturais multideterminados como o suicídio é expectável que se verifique uma variação não explicada extra-Poisson (tendencialmente sobre-dispersão), violando o pressuposto deste modelo probabilístico, de a média ser igual à variância. Estamos em crer que este efeito decorre da manifestação de processos independentes com distribuição Poisson que não tenham sido adequadamente modelizados na regressão, isto é, de uma sub-especificação do modelo ou que não tenham sido considerados no estudo.

Na prática, e para além do sistemático exame de médias e variâncias por grupos e subgrupos definidos pelas variáveis independentes nas contagens de suicídio, este desvio é facilmente constatado através do teste de log-verosimilhança de *alfa* igual

a zero na regressão binomial negativa, ou através da comparação do Chi^2 , e/ou da aproximação ao conceito de percentagem da variância total explicada por cada um dos dois modelos em comparação, Poisson e binomial negativo. Em documento anexo encontrar-se-á a argumentação e o fundamento estatístico que estão na base da escolha dos modelos finais que apresentamos, bem como nos respectivos quadros que apresentaremos no corpo do texto (vd. **Anexo IV**).

Na configuração destes modelos analíticos recorremos a factores estruturais, modificadores de efeito ou confundentes, anteriormente referidos, com o intuito de descrever o fenómeno suicídio de forma adequada e holística. Para esse fim, foram incluídas variáveis indicadoras que descrevem contagens de mortes desagregadas por sexo e idade. Por outro lado, também não poderia ser desconsiderada a tendência temporal decrescente de mortalidade, dado que este fenómeno não é estacionário nos períodos que estudámos (vd. **Figura 18**). No que respeita à evolução temporal, também foram incluídas variáveis categoriais descritoras de efeitos próprios de período para controlar as variações de patamar associadas a alterações de metodologia, ou critérios de registo de óbito por causa, concordantes com as quebras enunciadas na vertente descritiva deste estudo. Pelos motivos já apontados, noutros pontos do presente trabalho, foram então considerados como anos delimitadores de série os anos de 1955, 1971, 1980, 2001, 2002, 2004, 2005, 2007 e 2008. A inclusão destes efeitos de período, modelizados com recurso a variáveis indicadoras, não adulterou os resultados. Muito pelo contrário, melhorou significativamente a eficiência dos modelos. Esta constatação pode ser avaliada através da comparação dos modelos que apresentaremos no corpo deste trabalho, com os disponibilizados em anexo, para fins de mera ilustração, sem a inclusão desta variável (vd. **Anexo IV**).

Em suma, nas especificações desta regressão foram controlados, na forma de variáveis independentes, o efeito da passagem do tempo (variável quantitativa contínua, com periodicidade anual), períodos definidos em função da metodologia de registo de óbito por causa, o sexo e o grupo etário (0-19, 20-44, 45-64 e 65+). Estas últimas foram modelizadas como variáveis categoriais indicadoras, em função da respectiva população exposta de cada subgrupo.

A base de dados compilada incluiu contagens de suicídios e de população residente m desagregadas de acordo com os subgrupos já descritos num período de 70 anos (1941 a 2010). Em todos os modelos estimados foi incluído um preditor adicional constringendo o seu coeficiente ao valor da unidade. Esse preditor foi a dimensão da

população de cada subgrupo definido pelas variáveis independentes acima descritas. Este tipo de especificação, em modelos log-lineares do tipo Poisson e binomial negativo, significa que, de facto, o que está a ser explicado não é a contagem bruta de suicídios observados, mas sim a sua contagem ajustada pela dimensão da população subjacente, ou seja, as respectivas taxas de suicídio.

O modelo de regressão estimado, tanto na globalidade, bem como no que respeita à significância dos coeficientes estimados, apresentados na forma de razões de taxas de mortalidade (IRR), foram todos estatisticamente significativos (vd. **Tabela 5**).

Tabela 5. Regressão binomial negativa aplicada a contagens de mortes por suicídio (variável dependente) desagregadas segundo o ano, quebras de série, sexo e grupo etário (variáveis independentes), ajustadas em função da população exposta de cada grupo ($offset = \ln(população)$), de 1941 a 2010 em Portugal. Estimativa robusta de erros padrão (*Huber-White Sandwich Estimator*) e intervalos de confiança de 95%. Modelização da dispersão como função da média. (Número de observações: 560; $Wald\ Chi^2$: 6226,78; Prob. > Chi^2 : 0,000).

Variáveis Independentes	IRR	Erro Padrão Robusto	z	P > z	Intervalo de Confiança	
					Lim. Inferior	Lim. Superior
Sexo	* Mulheres	-	-	-	-	-
	Homens	3,185	0,092	39,69	0,000	3,008 3,3730
Idade (Grupo Etário)	* 00 - 19	-	-	-	-	-
	20 - 44	5,167	0,306	27,74	0,000	4,601 5,803
	45 - 64	9,893	0,593	38,21	0,000	8,796 11,127
	65 +	17,660	1,073	47,23	0,000	15,676 19,895
Tempo	Ano	0,975	0,003	-7,04	0,000	0,968 0,982
Quebras de Série	* 1941 - 1954	-	-	-	-	-
	1955 - 1970	1,161	0,081	2,14	0,032	1,012 1,331
	1971 - 1979	1,515	0,166	3,79	0,000	1,222 1,878
	1980 - 2000	1,768	0,278	3,63	0,000	1,299 2,407
	2001	1,822	0,380	2,87	0,004	1,209 2,745
	2002 - 2003	2,797	0,579	4,97	0,000	1,864 4,197
	2004	2,903	0,638	4,85	0,000	1,886 4,468
	2005 - 2006	2,178	0,469	3,61	0,000	1,427 3,323
	2007	2,625	0,606	4,18	0,000	1,670 4,128
	2008 - 2010	2,753	0,619	4,50	0,000	1,771 4,277
Constante	1,67e+16	1,16e+17	5,37	0,000	2,01e+10 1,39e+22	
ln(População)	1	(exposição)	-	-	-	-
ln(Alfa)	-2,528	0,109	-	-	-2,742	-2,314
Alfa	0,079	0,008	-	-	0,064	0,098
<i>Log-Likelihood Intercept Only:</i>		-3323,294	<i>Log-Likelihood Full Model:</i>		-2566,247	
D(2359):		5132,494	LR (18):		1514,093	
			Prob. > LR:		0,000	
<i>McFadden's R²:</i>		0,228	<i>McFadden's Adjusted R²:</i>		0,223	
ML (Cox-Snell) R ² :		0,933	<i>Cragg-Uhler (Nagelkerke) R²:</i>		0,933	
AIC:		9,222	AIC*n:		5164,494	
BIC:		1690,097	BIC:		-1425,502	
BIC used by Stata:		5233,741	AIC used by Stata:		5164,494	

* Grupos de referência

Likelihood-ratio test of alpha=0: $\chi^2(01) = 1545,48$ Prob>= $\chi^2 = 0,000$

Para uma melhor compreensão e interpretação adequada das IRR apresentadas na **Tabela 5** acentua-se ainda que a razão de taxas de mortalidade (IRR) para o sexo masculino foi de 3,1, pelo que se pode afirmar que, de 1941 a 2010, quando controladas

as restantes variáveis introduzidas no modelo, a taxa de suicídio nos homens foi cerca de 3,1 vezes (IC 95%: 3,0-3,3) superior ao das mulheres. Este valor está de acordo com a banda de variação no rácio de sexos anteriormente descrita (vd. **Figura 17**).

Por estratos etários verifica-se que, em comparação com o grupo com idades inferiores a 20 anos, há um aumento progressivamente mais acentuado da taxa de suicídio à medida que se avança na comparação para cada grupo de idade mais avançada (vd. **Tabela 5**).

Considerando-se uma tendência secular ajustada, a taxa de suicídio torna-se cerca de 2% inferior por cada ano que passa, entre 1941 a 2010 (IC 95%: 1,8-3,2). Fica igualmente explícita a pertinência de se incluir os descritores de períodos de medição similar de registo de óbitos por causa, cujos coeficientes foram estatisticamente significativos em todos os casos. Aqui se revelou um efeito próprio nestes períodos, tendencialmente crescente face ao grupo de comparação (vd. **Tabela 5**).

Estes resultados são concordantes com os dados que apresentámos e as constatações que sustentámos na nossa análise descritiva. Acresce que dispomos agora de estimativas quantitativas ajustadas para outros efeitos, isto é, podemos avaliar efeitos «puros», ou «próprios», de cada um dos factores considerados neste modelo, mas actuando em conjunto.

Todos os preditores considerados até agora representam efeitos estruturais na modelização do suicídio que são estatisticamente significativos. Porém, este modelo pode ainda ser aperfeiçoado, uma vez que ainda se observa uma ligeira variação extra-Poisson (α : 0,079) e há aspectos que enfatizámos na vertente descritiva deste estudo que carecem, pelas interacções que denunciam, de modelização explícita.

Noutro ponto deste trabalho foi acentuado que a aproximação à curva de risco para as mulheres revelava uma dinâmica diferente do traçado homólogo para os homens. De facto, enquanto o risco de suicídio nas mulheres tendia a aumentar linearmente com a idade, nos homens aproximou-se de uma curva polinomial (vd. **Figura 15**). Deste modo, a potencial sub-especificação da regressão, ao não individualizar estas interacções, pode tornar o modelo menos eficiente e, consequentemente, explicar menor percentagem da variância do fenómeno. Para controlar este efeito, estas propriedades foram explicitamente distinguidas num segundo modelo através da inclusão de variáveis categoriais descritoras das interacções entre sexo e idade (vd. **Tabela 6**).

Tabela 6. Regressão binomial negativa aplicada a contagens de mortes por suicídio (variável dependente) desagregadas segundo o ano, quebras de série, sexo e grupo etário, interações entre sexo e grupos etário (variáveis independentes), e ajustadas em função da população exposta de cada grupo ($offset = \ln(população)$), de 1941 a 2010 em Portugal. Estimação robusta de erros padrão (*Huber-White Sandwich Estimator*) e intervalos de confiança de 95%. Modelização da dispersão como função da média. (Número de observações: 560; Wald Chi²: 17553,44; Prob. > Chi²: 0,000).

Variáveis Independentes		IRR	Erro Padrão Robusto	z	P > z	Intervalo de Confiança	
						Lim. Inferior	Lim. Superior
Sexo	* Mulheres	-	-	-	-	-	-
	Homens	1,260	0,076	3,81	0,000	1,119	1,420
Idade (Grupo Etário)	* 00 - 19	-	-	-	-	-	-
	20 - 44	3,228	0,180	21,01	0,000	2,893	3,601
	45 - 64	5,422	0,295	30,98	0,000	4,872	6,034
	65 +	8,791	0,488	39,09	0,000	7,883	9,803
Sexo # Idade	H # 20-44	2,504	0,174	13,16	0,000	2,184	2,871
	H # 45-64	3,175	0,222	16,48	0,000	2,767	3,642
	H # 65+	3,733	0,253	19,42	0,000	3,268	4,263
Tempo	Ano	0,977	0,002	-8,68	0,000	0,972	0,982
Quebras de Série	* 1941 - 1954	-	-	-	-	-	-
	1955 - 1970	1,146	0,052	2,98	0,003	1,047	1,253
	1971 - 1979	1,446	0,111	4,80	0,000	1,244	1,681
	1980 - 2000	1,652	0,182	4,55	0,000	1,330	2,052
	2001	1,701	0,276	3,28	0,001	1,238	2,338
	2002 - 2003	2,596	0,387	6,40	0,000	1,938	3,478
	2004	2,713	0,436	6,21	0,000	1,980	3,718
	2005 - 2006	2,044	0,323	4,52	0,000	1,498	2,788
	2007	2,427	0,412	5,22	0,000	1,739	3,387
	2008 - 2010	2,543	0,415	5,71	0,000	1,846	3,503
Constante	3,28e+14	1,68e+15	6,51	0,000	1,40e+10	7,67e+18	
ln(População)	1	(exposição)	-	-	-	-	
	ln(Alfa)	-3,448	0,099	-	-	-3,644	-3,252
	Alfa	0,031	0,003	-	-	0,026	0,038
	Log-Likelihood Intercept Only: D(2359):		-3323,294 4733,937			Log-Likelihood Full Model: LR (18): 1912,650 Prob. > LR: 0,000	-2366,969
	McFadden's R ² : ML (Cox-Snell) R ² : AIC: BIC:		0,288 0,967 8,521 1310,524			McFadden's Adjusted R ² : Cragg-Uhler (Nagelkerke) R ² : 0,282 0,967 AIC*n: 4771,937 BIC*: -1805,075	4771,937
	BIC used by Stata:		4854,168			AIC used by Stata: 4771,937	

* Grupos de referência
Interação

Likelihood-ratio test of alpha=0: $\chi^2(01) = 882,56$ Prob>= $\chi^2 = 0,000$

Repare-se que a modelização independente desta interacção, sexo e idade, originou um reajustamento em baixa das estimativas para os efeitos isolados de sexo e de idade. Faz-se ainda notar que a generalidade das restantes IRR ficou ainda mais significativa, não variando a intensidade geral e direcção dos seus efeitos.

No que respeita às variáveis tradutoras desta nova interacção chama-se a atenção para a linearidade comparativa de efeito na mortalidade com a idade e para que, retirando o efeito próprio do aumento do risco com a idade nos homens, este grupo ainda permaneceu com uma IRR superior à das mulheres. Para finalizar este ponto, deve constatar-se que, nos homens, para além do efeito proporcional de aumento de risco

com a idade relativamente às mulheres, os mesmos têm um diferencial crescente com a idade, quantificado na **Tabela 6**.

Note-se ainda que a interacção incluída melhorou significativamente o desempenho do modelo. O valor estimado para o parâmetro *alfa* diminuiu de 0,079 para 0,031, corroborando a hipótese avançada de que a sobre-dispersão poderia resultar de processos Poisson independentes ainda não modelizados/especificados no modelo. Por outro lado, o pseudo- R^2 de *Cragg-Uhler (Nagelkerke)*, que se aproxima do conceito de proporção da variância total explicada pelo modelo (o coeficiente de determinação nos modelos de regressão OLS), que já tinha um valor altíssimo no modelo anterior, ainda aumentou. Em concreto, de 93,3% no modelo de base, passou-se para 96,7% de variância explicada no modelo com a interacção entre sexo e grupo etário. Na **Tabela 7** apresentam-se dados comparativos globais da eficiência do último, e penúltimo, modelos apresentados.

Tabela 7. Comparação entre modelos binomiais negativos para a descrição do suicídio, de 1941 a 2010 em Portugal.

Parâmetros de Comparação	Modelo de Base	Modelo com Interações
		Sexo # Idade
<i>Wald Chi</i> ²	6226,78	17553,44
<i>Log-Likelihood Intercept Only</i>	-3323,294	-3323,294
<i>Log-Likelihood Full Model</i>	-2566,247	-2366,969
<i>LR</i>	1514,093	1912,650
<i>McFadden's Adjusted R</i> ²	0,223	0,282
<i>Cragg-Uhler (Nagelkerke) R</i> ²	0,933	0,967
AIC	9,222	8,521
AIC*n	5164,494	4771,937
AIC used by Stata	5164,494	4771,937
BIC	1690,097	1310,524
BIC'	-1425,502	-1805,075
BIC used by Stata	5233,741	4854,168
Alfa	0,079	0,031

Interação

A comparação de parâmetros como o pseudo- R^2 , a log-verosimilhança e o *Akaike information criterion* (AIC) revelam que ainda houve ganhos com a introdução das interações referidas. Fica, deste modo, claramente definida a pertinência da inclusão das variáveis independentes acima descritas, como cofactores de ajustamento essenciais para ulterior apreciação isenta e equilibrada de eventuais efeitos independentes de desemprego sobre suicídio.

A **Figura 39**, para além de representar como os dados estimados se aproximam do observado, ilustra magistralmente outra singularidade. O declive de descida observado em cada subgrupo de sexo e idade é proporcional ao patamar de taxas de

suicídio por sexo e idade. Neste mesmo sentido, nota-se perfeitamente a pertinência da inclusão de termos de interacção entre sexo e idade.

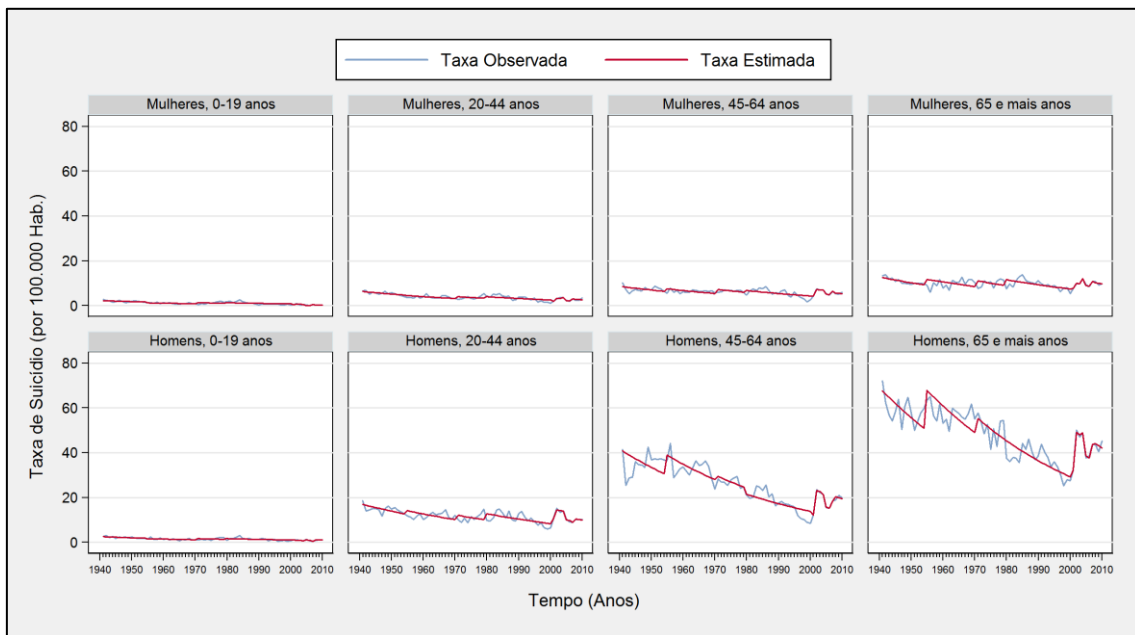


Figura 39. Taxas específicas anuais de suicídio, observadas e estimadas, por sexo e grupos etários (0-19; 20-44; 45-64; 65+), de acordo com o modelo binomial negativo da Tabela 6. Portugal, 1960 a 2010.

Finalmente, apresenta-se na **Figura 40** a distribuição por sexo e idade de casos observados e estimados pelo nosso modelo. Não sendo espectável uma perfeita aderência aos dados, pode contudo constatar-se, mais uma vez, a adequação do modelo log-linear para a compreensão dos dados observados.

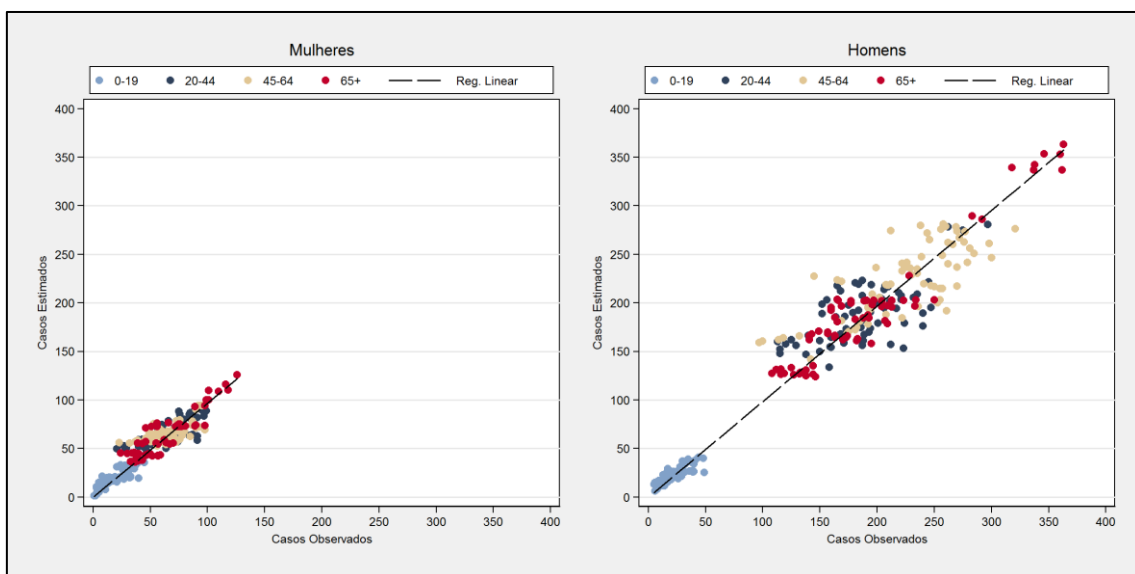


Figura 40. Taxas específicas anuais de suicídio, observadas e estimadas, por sexo e grupos etários (0-19; 20-44; 45-64; 65+), de acordo com o modelo binomial negativo da Tabela 6. Portugal, 1960 a 2010.

3.2.2 Estimação de impacto do desemprego no suicídio em Portugal, à luz da evidência disponível na literatura internacional

A avaliação do impacto potencial do desemprego no suicídio torna-se particularmente importante em função do aumento na taxa de desemprego que se tem verificado nos últimos anos. Não está demonstrada, com base na literatura especializada consultada, nenhuma relação causal directa entre estes dois fenómenos, especificamente em Portugal. Porém, importa construir cenários hipotéticos através de estimativas descritas em estudos internacionais envolvendo diversos países para avaliar o significado prático dessas associações no contexto da população portuguesa.

Neste tipo de estudos internacionais incorre-se frequentemente numa falácia inferencial do tipo ecológico. De facto, mesmo quando se coloca em evidência uma associação estatisticamente significativa entre desemprego e suicídio para um conjunto agregado de países, em que Portugal até possa ter estado inserido na amostra, não se pode assumir que essa associação se verifique em todos os países/painéis por igual. Em alguns pode até acontecer que o sinal e força de associação variem substancialmente, podendo não apresentar associação significativa ou, até, evidenciar relações de sentido oposto à tendência dominante.

Independentemente destas limitações considerem-se, por exemplo, as conclusões do estudo incontornável de David Stuckler, publicado na revista *Lancet* em 2009,¹⁹ amplamente difundido pelos meios de comunicação social nacionais e que tem reiteradamente sido invocado como argumento científico para fundamentar a necessidade de se desenvolver um Plano Nacional de Prevenção de Suicídio em Portugal¹².

Este autor realizou um estudo de painel englobando 26 países europeus, entre os quais Portugal, e concluiu que, por cada aumento de um ponto percentual na taxa bruta de desemprego (diferença de percentagens) seria de esperar um aumento de 0.79% (IC 95%: 0,16-1,42) na taxa padronizada de suicídio em idades inferiores a 65 anos (variação percentual). Para além disto, caso a subida na taxa de desemprego fosse superior a três pontos percentuais, o coeficiente multiplicador deveria ser de 4,45 (IC 95%: 0,65-8,24), em todos os casos.¹⁹

$$\partial\Delta H_{(i,t)} = \beta * \partial\Delta U_{(i,t)} \quad \left| \quad \begin{array}{l} \Delta H_{(i,t)} = (Tx.Suicídio_{(i,t)} - Tx.Suicídio_{(i,t-1)}) * 100 / Tx.Suicídio_{(i,t-1)} \\ \Delta U_{(i,t)} = Tx.Desemprego_{(i,t)} - Tx.Desemprego_{(i,t-1)} \end{array} \right.$$

Devemos salientar que estes coeficientes do estudo de Stuckler apenas se focalizam na predição de aumentos de suicídio para o grupo populacional com menos de 65 anos de idade e, como tal, no que toca à realidade portuguesa, remetem para uma fracção da população em que se manifesta anualmente apenas metade do fenómeno suicídio.

Não obstante, será que o modelo avançado por Stuckler se verificou em Portugal? Qual é de facto o impacto esperado, tendo em linha de conta as variações de taxas de desemprego observadas? Será possível ir mais longe?

Recorrendo à fórmula apresentada por Stuckler (*op. cit.*) calculámos estimativas da variação percentual anual nas taxas de suicídio com base na variação real observada na taxa de desemprego portuguesa e comparámos estes valores com a variação percentual real, isto é, a efectivamente ocorrida, nas taxas de suicídio ajustadas (como em Stuckler, apenas para o grupo dos 0 aos 65 anos de idade) (vd. **Figura 41**):

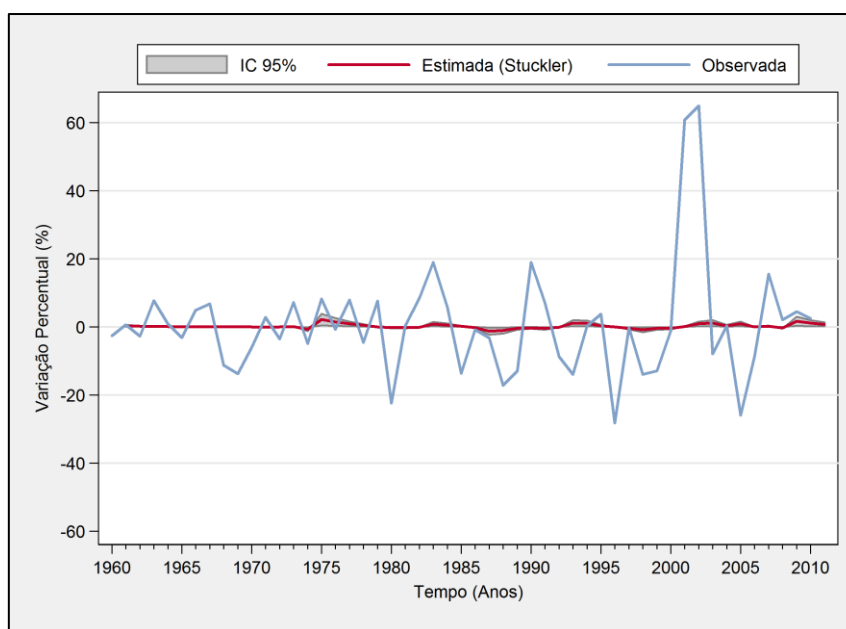


Figura 41. Variação percentual anual na taxa de suicídio em idades inferiores a 65 anos, observada e estimada, de acordo com o modelo de David Stuckler, de 1961 a 2010 em Portugal. Padronização pelo método directo por sexo e grupos etários. População padrão: *Standard European Population*.

A variação observada, ou melhor, aquela que não é explicada nas taxas de suicídio observadas pelas variações devidas ao desemprego, é muito superior à variação estimada pelo modelo de Stuckler. Isto implica desde logo uma incontornável conclusão: mesmo aceitando a realidade deste efeito do desemprego sobre o suicídio, as variações no fenómeno suicídio estão sujeitas à acção de factores muito mais poderosos (desconhecidos ou não modelizados) ou ainda sujeitas a variação aleatória que, actuando congruentemente ou não, com a influência do desemprego, podem retirar grande parte do valor heurístico final às estimativas produzidas apenas com base no conhecimento de variações do desemprego. Isto para já não referir que o efeito do desemprego, mesmo que real, seria sempre inferior ao originado pela normal dinâmica populacional.

De facto, a variação prevista por este modelo é tão insignificante que não se pode, sem mais, defender que o mesmo não se aplique a Portugal, como alguns especialistas têm sustentado.⁶⁴ Estas constatações podem tornar-se ainda mais claras através da avaliação do modo como o efeito se poderia repercutir nas taxas de suicídio portuguesas em idades inferiores a 65 anos. Para este efeito tome-se como exemplo uma estimativa pontual para o ano de 2011 a partir de dados de 2010.

A taxa de desemprego em Portugal, segundo os dados que constam no repositório da AMECO, aumentou de 12% em 2010 para 12,9% no ano de 2011. Assim, a diferença de taxas de desemprego foi de 0,9 pontos percentuais. De acordo com Stuckler, por cada aumento de um ponto percentual na taxa bruta de desemprego (diferença das percentagens) verificar-se-ia um aumento de 0,79% (IC 95%: 0,16-1,42) na taxa ajustada por sexo e idade de suicídio em idades inferiores a 65 anos (variação percentual).¹⁹ Tendo por base estes coeficientes, seria de esperar, no ano de 2011, um aumento de $0,9 \times 0,79$, ou seja, de 0,711% (IC 95%: 0,144-1,278) na correspondente taxa ajustada de 2010.

Aplicando estes factores multiplicadores à taxa de suicídio ajustada por sexo e idade, para idades inferiores a 65 anos, de 2010, que foi de 6,49 suicídios por 100.000 habitantes (ajustada em função da mesma população padrão utilizada por Stuckler - *EU Standard*), pode prever-se um aumento estonteante de 0,046 (IC 95%: 0,009-0,83) na taxa de suicídio em 2011. Assim, a taxa de suicídio esperada neste ano seria, em teoria, $6,49 + 0,046$, ou seja, 6,541 (IC 95%: 6,504-6,578) por cada 100.000 habitantes, não idosos.

Deste modo, o aumento no número médio de desempregados de 48 mil, de 2010 para 2011, 658 mil para 706 mil, respectivamente, traduzir-se-ia num aumento no número de suicídios esperados, em função da variação no desemprego, de aproximadamente quatro suicídios (IC 95%: 0,79-7,07) em 2011, assumindo estacionariedade da população. Esta variação teórica corresponderia a um aumento de 566 suicídios, em 2010, para 570 suicídios em 2011. Assim sendo, teríamos um rácio de mais um suicídio por cada 12 mil desempregados adicionais neste exacto período. Repare-se que este valor, nem sequer pode ser generalizado para outros anos, dada a natureza do processo inferencial, que envolve de um aumento proporcional sobre um nível de base.

Encontram-se estimativas semelhantes, com base em cálculos homólogos, caso recorramos ao número absoluto de suicídios, a taxas brutas ou ainda a taxas padronizadas em função da população portuguesa de 2011. Este facto decorre do pressuposto de estacionariedade na população inerente a este tipo de inferências. Porém, este ligeiro efeito teórico do desemprego é completamente obliterado pela normal dinâmica de envelhecimento populacional ou pela tendência temporal decrescente, por exemplo.

Fica assim ilustrada a tradução prática da variação prevista pelo modelo de Stuckler. Por um lado, nem torna a taxa esperada estatisticamente diferente da taxa do ano anterior. Por outro lado, a variação atribuível ao desemprego tem uma menor dimensão que a própria oscilação não explicada nas taxas de suicídio ou que o efeito devido a eventuais mudanças anuais na estrutura da população. Não estamos com isto a descartar, por pequena que seja, a importância do desemprego neste contexto.

Numa outra perspectiva, generalizando a estimativa de suicídios pelo mesmo método, representámos graficamente o aumento potencial no número de suicídios com base em diferentes variações anuais na taxa de desemprego, em 2011 (vd. **Figura 42**). O código necessário para produzir esta análise de sensibilidade encontra-se num dos apêndices deste trabalho (vd. **Anexo IV**).

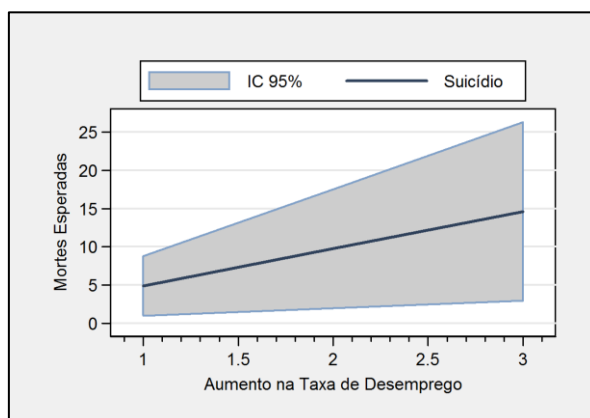


Figura 42. Estimativas de aumento do número de suicídios de acordo com diferentes variações na taxa de desemprego, segundo o modelo de Stuckler em 2011, Portugal.

Note-se, finalmente que, mesmo assumindo que todas as mortes por causa externa em que não se tenha apurado a intenção tenham sido, de facto, também suicídios, o número estimado de casos ainda seria relativamente baixo.

Veja-se então: calculámos uma taxa padronizada para idades inferiores a 65 anos, pelo mesmo método – 11,364 por 100.000 habitantes, em 2010. Tendo por base o aumento real verificado na taxa de desemprego nesse ano (0,9%), o aumento estimado no número de casos adicionais deste constructo teórico seria, aproximadamente, de sete casos (IC 95%: 1,4-12,4).

O efeito esperado, traduzido em número absoluto de suicídios e condicionado ao valor da taxa de suicídio ajustada de 2010, é francamente baixo relativamente ao aumento do número médio de desempregados simulado. Também já mostrámos que, mesmo contabilizando todos os óbitos por causa externa com intenção indeterminada como suicídios de facto, o impacto do desemprego nesta vertente de saúde pública em Portugal continuaria a ser reduzido. Torna-se assim óbvio que a combinação da evidência de uma associação fraca, para um fenómeno raro, como o suicídio, não poderia deixar de ter um impacto, em termos reais, relativamente diminuto.

Todavia, os coeficientes utilizados nesta exposição remetem para os resultados de Stuckler, obtidos no contexto do estudo de dados de um conjunto alargado de 26 países europeus. Até pode acontecer, de facto, que os seus coeficientes (β e β^*) não sejam os factores multiplicadores mais adequados para descrever a associação entre suicídio e desemprego em Portugal. Fica contudo, e para já, ilustrada, com base na melhor evidência científica internacional, a tradução prática do impacto de uma

associação que tem alarmado os especialistas e os *media* nacionais e que, inclusivamente, tem sido determinante para fundamentar a decisão de elaboração de um plano nacional de prevenção do suicídio.

Acresce que, ao contrário de Stuckler, não pretendemos neste trabalho meramente avaliar uma associação directa entre suicídio e desemprego, aproximada através da comparação de taxas de suicídio em idades inferiores a 65 anos e, portanto, mais próximas do intervalo de idades da população activa, mas sim estimar impacto relevante sobre o conjunto da população.

Estamos em crer que, para além do que em si mesmo representa no que toca ao indivíduo que o sofre, o desemprego também tem o valor de indicador que, indirectamente, pode aproximar o impacto de outros aspectos sociais igualmente relevantes no contexto de uma crise. É assim para nós tão importante avaliar o impacto que o desemprego possa ter sobre aqueles que directamente o sofrem como, indirectamente, sobre outros membros da sociedade. De facto, os efeitos do desemprego não se confinam àqueles que ficam desempregados. Por este motivo, a importância reconhecida na literatura ao desemprego associa-lhe, de forma não despicienda, as características de uma variável *proxie*, que pode colocar em evidência um conjunto de relações indirectas entre estes fenómenos, como, por exemplo, o impacto no núcleo familiar ou a diminuição das condições sociais de idosos.

3.2.3 Associação entre suicídio e desemprego

Numa abordagem preliminar ilustrou-se a evolução longitudinal comparativa entre a taxa de desemprego e a taxa ajustada de suicídio (vd. **Figura 43**). Com esta ilustração visámos explorar em paralelo algumas características das curvas, tanto de mortalidade, como de desemprego, que serão determinantes na escolha do método estatístico mais apropriado, bem como para a apreciação crítica dos resultados.

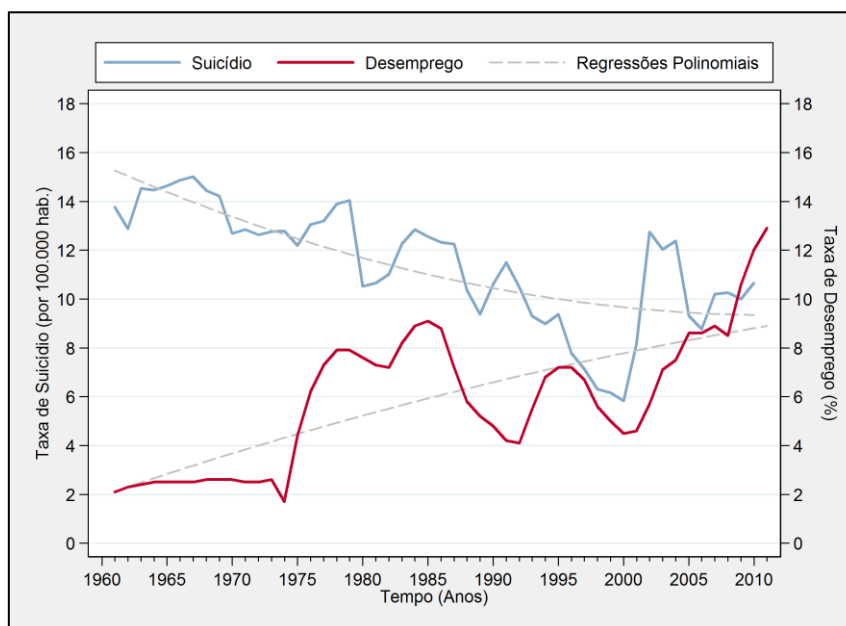


Figura 43. Taxa ajustada pelo método directo por sexo e idade de suicídio e taxa bruta de desemprego em Portugal, 1960 a 2010.

Em primeiro lugar, deve-se constatar que nenhuma das curvas é estacionária no período estudado. De facto, enquanto a taxa padronizada de suicídio apresenta uma tendência de longo prazo decrescente, a taxa de desemprego aumentou no mesmo período, isto é, de 1960 a 2010 (vd. **Figura 43**). Não obstante, devemos colocar a seguinte questão: será que independentemente das tendências independentes observadas se verifica alguma associação entre desemprego e suicídio? Objectivamente, o aumento da taxa de desemprego pode atenuar a tendência decrescente do suicídio, estabilizá-la ou mesmo invertê-la, pelo que este efeito deve ser controlado, na apreciação desta associação temporal. A ausência de controlo deste efeito pode obliterar associações temporais que efectivamente tenham ocorrido.

Para contornar estas características das curvas, nos estudos consultados, vários métodos têm vindo a ser utilizados. Alguns autores optam por centrar as taxas de cada país em função da sua média para o período e, de seguida, retirar o efeito de tendência calculando o resíduo face a uma recta de regressão linear da taxa no tempo. Esta metodologia tem sido apontada como reveladora de associações entre níveis de taxas. De facto, este método pretende responder à seguinte questão: saber se, independentemente da tendência temporal, nos anos em que a taxa de suicídio era elevada, a taxa de desemprego também seria relativamente elevada.

Vejamos então como se comportam os modelos multivariados no estudo desta associação, controlando efeitos de tendência de longo prazo. Nesta análise, e tendo conta estas ressalvas em relação a tendências, ilustramos na **Tabela 8** um modelo em que controlámos simultaneamente o efeito de quebras de série, de tendências temporais de mortalidade e de desemprego, bem como de factores demográficos. Alerta-se para o facto de que a janela temporal, nestas análises, será encurtada, dado que apenas conseguimos coligir valores de taxa de desemprego para o período de 1960 a 2010. Vejamos então este modelo analítico, de associação entre níveis de desemprego e suicídio:

Tabela 8. Regressão binomial negativa aplicada a contagens de mortes por suicídio (variável dependente) desagregadas segundo o ano, quebras de série, sexo e grupo etário, interações entre sexo e grupos etário, em associação com a taxa anual de desemprego (variáveis independentes), e ajustadas em função da população exposta de cada grupo ($offset = \ln(população)$), de 1960 a 2010 em Portugal. Estimativa robusta de erros padrão (*Huber-White Sandwich Estimator*) e intervalos de confiança de 95%. Modelização da dispersão como função da média. (Número de observações: 408; $Wald\ Chi^2: 11170,90$; $Prob. > Chi^2: 0,000$).

Variáveis Independentes		IRR	Erro Padrão Robusto	z	P > z	Intervalo de Confiança	
						Lim. Inferior	Lim. Superior
Sexo	* Mulheres	-	-	-	-	-	-
	Homens	1,344	0,104	3,82	0,000	1,154	1,564
Idade (Grupo Etário)	* 00 - 19	-	-	-	-	-	-
	20 - 44	3,528	0,242	18,32	0,000	3,082	4,037
	45 - 64	6,307	0,419	27,69	0,000	5,536	7,186
	65 +	10,497	0,705	35,00	0,000	9,202	11,974
Sexo # Idade	H # 20-44	2,479	0,216	10,42	0,000	2,090	2,941
	H # 45-64	2,753	0,236	11,80	0,000	2,326	3,258
	H # 65+	3,329	0,281	14,24	0,000	2,821	3,929
Tempo	Ano	0,971	0,003	-8,88	0,000	0,965	0,978
Quebras de Série	* 1960 - 1970	-	-	-	-	-	-
	1971 - 1979	1,128	0,051	2,66	0,008	1,032	1,232
	1980 - 2000	1,281	0,112	2,84	0,005	1,079	1,521
	2001	1,543	0,210	3,18	0,001	1,181	2,016
	2002 - 2003	2,186	0,277	6,17	0,000	1,705	2,803
	2004	2,180	0,297	5,71	0,000	1,668	2,850
	2005 - 2006	1,568	0,216	3,26	0,001	1,196	2,055
	2007	1,851	0,276	4,13	0,000	1,381	2,481
	2008 - 2010	1,828	0,273	4,03	0,000	1,363	2,451
Desemprego	Taxa Anual	1,049	0,007	6,59	0,000	1,034	1,064
	Constante	2,02e+19	1,28e+20	7,05	0,000	8,70e+13	4,71e+24
	ln(População)	1	(exposição)	-	-	-	-
	ln(Alfa)	-3,550	0,118	-	-	-3,783	-3,317
	Alfa	0,028	0,003	-	-	0,022	0,036
	<i>Log-Likelihood Intercept Only:</i>		-2413,740			<i>Log-Likelihood Full Model:</i>	-1702,718
	D(2359):		3405,435			LR (18):	1422,044
						Prob. > LR:	0,000
	<i>McFadden's R²:</i>		0,295			<i>McFadden's Adjusted R²:</i>	0,287
	ML (Cox-Snell) R ² :		0,969			<i>Cragg-Uhler (Nagelkerke) R²:</i>	0,969
	AIC:		8,440			AIC*n:	3443,435
	BIC:		1067,052			BIC':	-1319,853
	BIC used by Stata:		3519,649			AIC used by Stata:	3443,435

* Grupos de referência
Interação

Likelihood-ratio test of alpha=0: $\chi^2(1) = 566,00$ Prob>= $\chi^2 = 0,000$

A observação atenta da **Tabela 8** é esclarecedora. Este modelo, bem como todos os coeficientes por ele estimados são estatisticamente significativos. Todos os coeficientes, que não o do desemprego, permaneceram em valores praticamente idênticos aos do modelo sem a inclusão desta variável.

Acresce que a taxa de desemprego revelou um efeito próprio e estatisticamente significativo de associação com a do suicídio. Convirá examinar com muito cuidado o significado desta relação estatística: significa que, de 1960 a 2010, quando controladas tendências temporais de mortalidade e desemprego, mudanças de paradigma de registo, os efeitos ligados ao sexo e idade, valores elevados de desemprego tendem a coexistir

no tempo com valores elevados na taxa de suicídio e vice-versa. Pormenorizando, quando a taxa anual de desemprego for um ponto percentual superior, a taxa de suicídio tenderá a exibir, em média, valores 5% superiores (IC 95%: 3,4-6,4), face ao respectivo contexto histórico.

Para que fique claro, estes resultados não autorizam a que se diga que há uma dependência de curto prazo entre desemprego e suicídio. Pode até acontecer que, em períodos históricos em que ambas as taxas sejam elevadas, uma exiba, no curto prazo, dinâmicas de descida (independentemente da tendência de longo prazo), enquanto a outra evidencie uma tendência de subida. O que pode concluir perante os resultados desta análise é que, numa perspectiva de longo prazo, os períodos em que as taxas de desemprego são mais elevadas coincidem com a observação de taxas de suicídio também mais elevadas. Pode até concretizar-se dizendo que, quando o nível de desemprego é um ponto percentual superior, o patamar das taxas de suicídio tende a ser 5% superior.

Temos a consciência que em epidemiologia médica, e em particular no contexto de estudos ecológicos, muitas vezes não é possível ir muito mais além deste tipo de constatação geral.

Todavia, o tipo de associação que se procura quando se quer estabelecer uma relação de dependência entre dois fenómenos no curto prazo, e com maior evidência determinística, não é exactamente aquela que acaba de se descrever ou, pelo menos, não se esgota nela. Seria muito mais interessante e relevante que, adicionalmente, se pudesse ainda demonstrar a existência de movimentos concordantes no curto prazo para que, de um ponto de vista prático e teórico, se pudesse inequivocamente concluir que os movimentos no desemprego se associam, no imediato, a variações de suicídio. Estaríamos, nesta eventualidade, perante uma associação mais segura e muitíssimo mais forte.

Contudo, antes de ensaiar um novo modelo que nos permita avaliar esta última questão examinemos melhor os fundamentos para a pertinência das considerações que fizemos a propósito dos resultados do modelo anterior. Atente-se na **Figura 44**, que ilustra o efeito de duas transformações realizadas sobre os valores observados das taxas de desemprego e suicídio. As transformações referidas foram a centragem e a remoção do efeito de tendência temporal linear de longo prazo. Com estes procedimentos, pretendemos possibilitar o exame, em escala comparável, da dinâmica das duas variáveis, sem tendências de longo prazo.

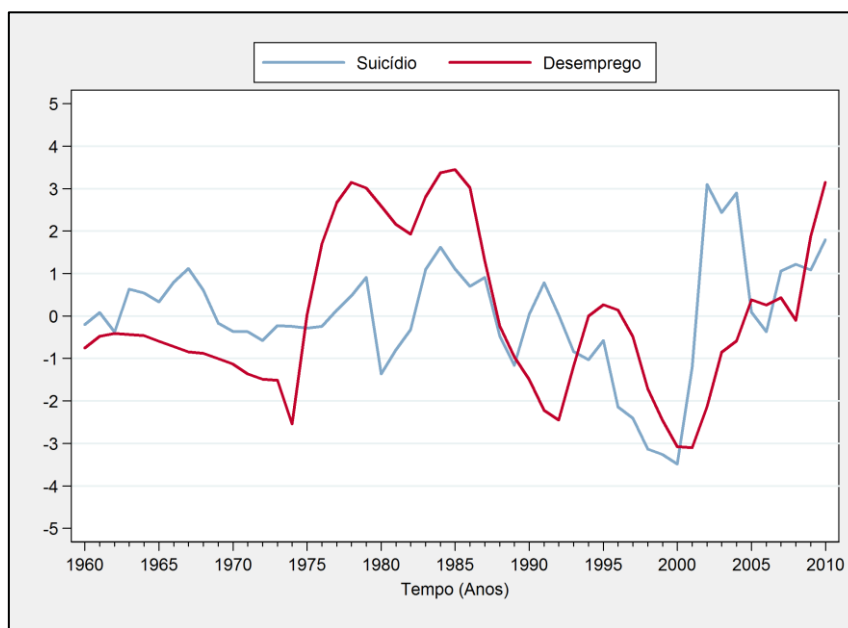


Figura 44. Taxa ajustada pelo método directo por sexo e idade de suicídio e taxa bruta de desemprego em Portugal, 1960 a 2010. Ambas as taxas foram centradas em função da sua média para o período e individualizadas do efeito de tendência com recurso a uma recta de regressão linear da taxa no tempo.

Um exame às curvas ilustra como a realização de modelos de regressão sem uma adequada observação crítica das curvas subjacentes pode ocasionar apreciações sobre a associação questionáveis ou enviesadas (vd. **Figura 44**). Na década de 90 e no início da década de 2000 parece verificar-se um maior paralelismo relativo entre estas duas curvas. Porém, noutro ponto deste trabalho, verificámos que a descida na taxa de suicídio que se registou no final dos anos 90 e que contribui para este efeito aparente, representa um desvio à tendência secular do suicídio, decorrente de uma utilização mais alargada de determinadas categorias residuais de causa de morte.

Cumpr, portanto, tentar perceber até que ponto os movimentos de descida de suicídio observados nos últimos cinco anos da década de 90, bem como os movimentos de subida nas taxas de suicídio que ocorreram no quinquénio seguinte, possam ter enviesado a nossa estimativa anterior, uma vez que coincidem com patamares tendencialmente baixos, e elevados, respectivamente, das taxas de desemprego.

Para esclarecer este ponto, reestimámos o modelo anterior restringindo a amostra aos anos que precedem 1995. Os resultados destas análises, que apresentamos em anexo (**Anexo IV**), foram sobreponíveis aos que apresentámos na **Tabela 8**, pelo que se pode intuir que estas variações, apesar de estranhas, não enviesarão significativamente a conclusão que formulámos.

Depois deste pequeno excursus estamos em condições de tentar examinar com maior detalhe a possibilidade adicional de existência de dependências temporais entre desemprego e suicídio.

Num primeiro passo, ensaiámos uma modelização sobreponível à anteriormente apresentada na **Tabela 8**, mas substituindo em cada ano, como variável independente, a taxa anual de desemprego pela diferença absoluta observada nessa mesma taxa face à do ano anterior. Os resultados desta análise encontram-se na tabela seguinte (**Tabela 9**).

Tabela 9. Regressão binomial negativa aplicada a contagens de mortes por suicídio (variável dependente) desagregadas segundo o ano, quebras de série, sexo e grupo etário, interações entre sexo e grupos etário, em associação com a variação anual na taxa de desemprego (variáveis independentes), e ajustadas em função da população exposta de cada grupo ($offset = \ln(população)$), de 1960 a 2010 em Portugal. Estimativa robusta de erros padrão (*Huber-White Sandwich Estimator*) e intervalos de confiança de 95%. Modelização da dispersão como função da média. (Número de observações: 400; Wald χ^2 : 10525,35; Prob. > χ^2 : 0,000).

Variáveis Independentes		IRR	Erro Padrão Robusto	z	P > z	Intervalo de Confiança	
						Lim. Inferior	Lim. Superior
Sexo	* Mulheres	-	-	-	-	-	-
	Homens	1,349	0,117	3,44	0,001	1,137	1,600
Idade (Grupo Etário)	* 00 - 19	-	-	-	-	-	-
	20 - 44	3,527	0,272	16,35	0,000	3,033	4,103
	45 - 64	6,312	0,467	24,87	0,000	5,459	7,299
	65 +	10,540	0,786	31,58	0,000	9,107	12,199
Sexo # Idade	H # 20-44	2,476	0,239	9,37	0,000	2,048	2,994
	H # 45-64	2,716	0,257	10,54	0,000	2,256	3,271
	H # 65+	3,290	0,306	12,77	0,000	2,740	3,950
Tempo	Ano	0,968	0,003	-9,36	0,000	0,961	0,974
Quebras de Série	* 1960 - 1970	-	-	-	-	-	-
	1971 - 1979	1,279	0,060	5,22	0,000	1,166	1,402
	1980 - 2000	1,701	0,152	5,91	0,000	1,426	2,029
	2001	1,920	0,272	4,59	0,000	1,453	2,536
	2002 - 2003	2,864	0,372	8,09	0,000	2,219	3,697
	2004	3,120	0,441	8,04	0,000	2,364	4,117
	2005 - 2006	2,367	0,335	6,09	0,000	1,794	3,124
	2007	2,878	0,442	6,88	0,000	2,129	3,890
	2008 - 2010	2,999	0,449	7,33	0,000	2,235	4,024
Desemprego	Variação (%)	1,035	0,014	2,55	0,011	1,008	1,063
	Constante	2,80e+22	1,89e+23	7,66	0,000	5,06e+16	1,56e+28
	ln(População)	1	(exposição)	-	-	-	-
	ln(Alfa)	-3,457	0,119	-	-	-3,692	-3,222
	Alfa	0,031	0,003	-	-	0,024	0,039
	Log-Likelihood Intercept Only:		-2366,316			Log-Likelihood Full Model:	-1687,396
	D(2359):		3374,791			LR (18):	1357,840
						Prob. > LR:	0,000
	McFadden's R ² :		0,287			McFadden's Adjusted R ² :	0,279
	ML (Cox-Snell) R ² :		0,966			Cragg-Uhler (Nagelkerke) R ² :	0,966
	AIC:		8,532			AIC*n:	3412,791
	BIC:		1092,043			BIC:	-1255,985
	BIC used by Stata:		3488,629			AIC used by Stata:	3412,791

* Grupos de referência
Interação

Likelihood-ratio test of alpha=0: chibar2(01) = 583,45 Prob>=chibar2 = 0,000

Pode agora inferir-se que nos anos em que a taxa de desemprego aumenta os níveis médios de taxa de suicídio tendem a ser superiores (vd. **Tabela 9**). Desta vez, um aumento de um ponto percentual na taxa de desemprego associa-se a um nível de taxa de suicídio, em média, 3,5% superior (IC 95%: 0,8-6,3%). Este efeito sobrepõe-se ao efeito de descida atribuível à tendência de longo prazo de descida nas taxas de suicídio.

Estes resultados devem, contudo, ser tomados com alguma reserva, uma vez que dependem marcadamente da inclusão na análise dos anos que se seguem a 1995. Se retirarmos da análise estes anos o coeficiente para as variações de desemprego deixa de ser estatisticamente significativo (vd. **Anexo IV**). Ao contrário do que acontecia com os modelos em que apenas se comparavam patamares, este tipo de análise, em que se modelizam diferenças de curto prazo é muito mais sensível a potenciais efeitos de enviesamento relacionados com inconsistências de registo na causa de morte. Surge assim, uma nuvem de grande dúvida sobre a consistência da hipótese de haver uma concordância temporal estreita, que apontaria para uma dependência apreciável entre estes dois fenómenos.

Apesar destas reservas, o modelo global (para a totalidade dos anos), bem como os coeficientes estimados foram todos estatisticamente significativos, e a direcção e intensidade dos efeitos que descrevem fazem sentido de um ponto de vista técnico e teórico. Cremos que a questão não poderá ser esclarecida senão em momento futuro quando se dispuser de mais ou melhores dados.

Neste ponto, importa ainda avaliar de que forma é que esta associação entre desemprego e suicídio, sendo válida, se repercutiria em número absoluto de óbitos para o período em causa. Para este fim, calculámos os efeitos marginais atribuíveis a aumentos unitários nas taxas de desemprego para avaliar o seu impacto e força relativa de associação em cada estrato de sexo e idade, de acordo com o modelo estimado (vd. **Tabela 10**).

Tabela 10. Efeito marginal em número de suicídios, por sexo e grupo etário (0-19; 20-44; 45-64; 65+), do aumento de um ponto percentual na taxa de desemprego de acordo com o modelo apresentado na Tabela 9. Portugal, 1960 a 2010.

Variáveis		Suicídios (<i>dydx</i>)		Erro Padrão	z	P> z	Intervalo de Confiança (95%)	
Sexo	Grupo Etário	Estimado	Estimado*				Lim. Inferior	Lim. Superior
Mulheres	00 - 19	0	0,48	0,19	2,43	0,015	0,09	0,87
	20 - 44	2	2,01	0,78	2,56	0,011	0,47	3,56
	45 - 64	2	2,35	0,92	2,55	0,011	0,54	4,16
	65 +	2	2,45	0,96	2,54	0,011	0,55	4,34
Homens	00 - 19	1	0,68	0,27	2,47	0,014	0,14	1,22
	20 - 44	6	6,34	2,47	2,57	0,010	1,50	11,18
	45 - 64	8	7,58	2,96	2,56	0,011	1,76	13,40
	65 +	8	7,51	2,97	2,52	0,012	1,67	13,34

* Valor estimado, sem arredondamento

O impacto atribuível a aumentos unitários anuais de desemprego é relativamente modesto. Por outro lado, mesmo sendo o risco de base muito superior nos idosos, sobretudo do sexo masculino, o número estimado de casos atribuíveis a variações de desemprego fica, neste grupo, aquém deste diferencial. Deste modo, o efeito do desemprego nos idosos é menor do que seria de esperar encontrar se se tivessem em conta os diferenciais de risco geral destes grupos etários anteriormente descritos.

Ainda fica explícito como o desemprego, quando utilizado num estudo ecológico em sentido lato, como *proxie* de crise económica, também revela impacto, embora de menor intensidade, nos grupos de idosos, onde os trabalhadores activos rareiam.

Numa breve nota técnica esclarece-se ainda que os modelos apresentados também poderiam ter sido, em alternativa, estimados com recurso a uma regressão pelo método dos quadrados mínimos (OLS), ou através de uma regressão quantílica, sem grandes desvios no valor dos parâmetros estimados comparativamente aos que se acabam de apresentar, desde que se efectuasse a transformação logarítmica da variável dependente que, no caso, seria a taxa de suicídio.

Esta alternativa técnica proporciona ainda novas oportunidades para se examinarem outros tipos de formalização da relação temporal nos dados. Ao contrário do modelo binomial negativo, que só admite inteiros maiores que zero (contagens) na modelização da variável dependente (suicídio), esta alternativa inferencial já permite modelizar diferenciais na variável dependente ou mesmo elasticidades (variações proporcionais), pois são consentidos valores maiores ou menores do que zero na variável dependente. Podem assim estimar-se modelos de explicação para variações de curto prazo entre as diferenças interanuais nas taxas de desemprego e diferenças ou variações proporcionais interanuais das correspondentes taxas de suicídio.

Num plano conceptual, para além de se poder perceber que nos anos em que a taxa de desemprego aumentou, a taxa de suicídio foi tendencialmente mais elevada, uma relação que no nosso estudo se revelou significativa, mas algo duvidosa, pode ainda tentar compreender-se se variações anuais de desemprego se associam ou não a variações anuais coordenadas das correspondentes taxas de suicídio.

Aliás, pode até acontecer que, nos anos em que a taxa de desemprego tenha aumentado, a taxa de suicídio até tenha tendencialmente diminuído, independentemente de tendências de longo prazo ou de patamares de expressão do fenómeno. Com este tipo

de formalização é que se está, de facto, a examinar com maior rigor e proximidade temporal eventuais relações de dependência entre desemprego e suicídio.

Claro que, à partida, sendo o modelo anterior que estimámos menos exigente em termos de especificação das dependências temporais, que este a que agora nos referimos, seria muito difícil esperar que as associações no contexto destes novos modelos, que implicam um determinismo mais forte entre desemprego e suicídio, viessem a revelar-se como estatisticamente significativas. Foi o que, de facto, aconteceu em todos os modelos que ensaiámos.

Em todo caso faremos algumas considerações a este respeito deste tipo de modelização, até porque estas últimas metodologias têm sido utilizadas por numerosos autores internacionais.¹⁹ Atente-se na **Figura 45**:

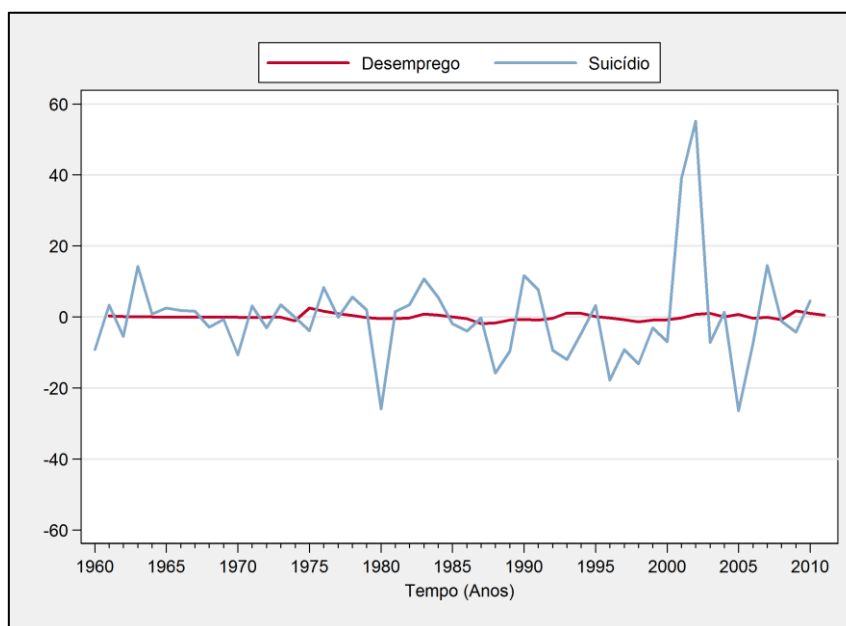


Figura 45. Variação percentual na taxa ajustada pelo método directo por sexo e idade de suicídio e diferenças na taxa bruta de desemprego (variação em percentagens) em Portugal, 1960 a 2010. Ambos os indicadores foram centrados em função da sua média para o período e individualizados do efeito de tendência com recurso a uma recta de regressão linear no tempo.

O gráfico impõe, desde logo, uma constatação óbvia. As variações percentuais anuais na taxa de suicídio são muito superiores, e mais irregulares, do que as diferenças anuais nas percentagens das taxas de desemprego (vd. **Figura 45**). Esta circunstância até poderia apontar para a necessidade de um método mais grosseiro, como o alisamento de curvas, para ajudar na apreciação das relações temporais em causa. No entanto, nem com este artifício se obteve uma relação estatisticamente significativa.

Por outro lado, noutro ponto deste trabalho colocámos em evidência como a introdução de novos sistemas de classificação, bem como alterações de metodologia podem influenciar a tendência longitudinal das taxas de suicídio, para além do seu patamar de expressão. Sob esta premissa, tentámos controlar estas quebras de série. Para esse fim, recorreremos a múltiplas alternativas em paralelo e combinadas, como:

- Introdução de variáveis categoriais indicadoras (*dummy*) para cada série,
- Interpretar cada período como um agregado (*cluster*) independente,
- Transformar as variáveis individualmente para cada intervalo temporal, centrando-as e tornando-as estacionárias,
- Remover potenciais observações extremas (*outliers*) com base numa definição mais liberal, de acordo com a literatura (módulo de 150),¹⁹ ou numa definição menos conservadora que resultou da observação dos dados (módulo de 20),
- Recorrer a taxas agregando os suicídios com mortes por causa externa com intenção indeterminada.

No que diz respeito à transformação de variáveis de acordo com as quebras de série verificaram-se graves limitações nas séries de mortalidade. O início do século XXI foi pautado por sucessivas e frequentes alterações de metodologia. Ao considerar todos os anos em que se registaram quebras na continuidade de série restaram intervalos temporais com menos de três anos, claramente ultrapassando o limite mínimo teórico para cálculo de tendências. Para contornar esta barreira utilizámos, em paralelo, apenas o ano de 2002 como quebra na continuidade da série de mortalidade. Outra estratégia utilizada para tentar ultrapassar esta fragilidade na série passou pela restrição da janela temporal a períodos que se assumiram como potencialmente menos prejudicados por estas quebras na continuidade das séries, tanto de suicídio como desemprego – 1975 a 1995.

Por outro lado, deve fazer-se notar que a remoção de potenciais valores extremos (*outliers*), à semelhança do procedimento seguido por estudos internacionais,¹⁹ embora realizado neste trabalho em paralelo, pode retirar alguns valores aberrantes resultantes de quebras de série. Todavia, não deixa de ser questionável que este método possa, igualmente, ocultar variações que efectivamente ocorreram para além de que a definição destes valores para uma restrição da amostra

parece relativamente arbitrária e artificial sendo, por isso mesmo, naturalmente questionável.

Ainda para tentar contornar acidentes nas séries de mortalidade somámos os suicídios com as mortes de causa externa em que não foi apurada a intenção. Basta um exame atento às duas variáveis, não transformadas para perceber que este método poderia originar associações espúrias (vd. **Figura 46**). De facto, há um aparente paralelismo entre as curvas mas que parece estabelecer-se com um intervalo temporal (*lag*) de quatro a cinco anos. Esta décalage temporal não é compatível com os modelos conceptuais que têm vindo a ser avançados. Segundo estudos recentes, a associação entre desemprego e suicídio, a existir, será máxima no próprio ano, embora ainda se faça notar, em menores proporções, até três anos depois.¹⁹ Teoricamente, torna-se difícil compreender como o aumento na taxa de desemprego, num determinado ano, apenas venha a ter consequências vários anos depois.

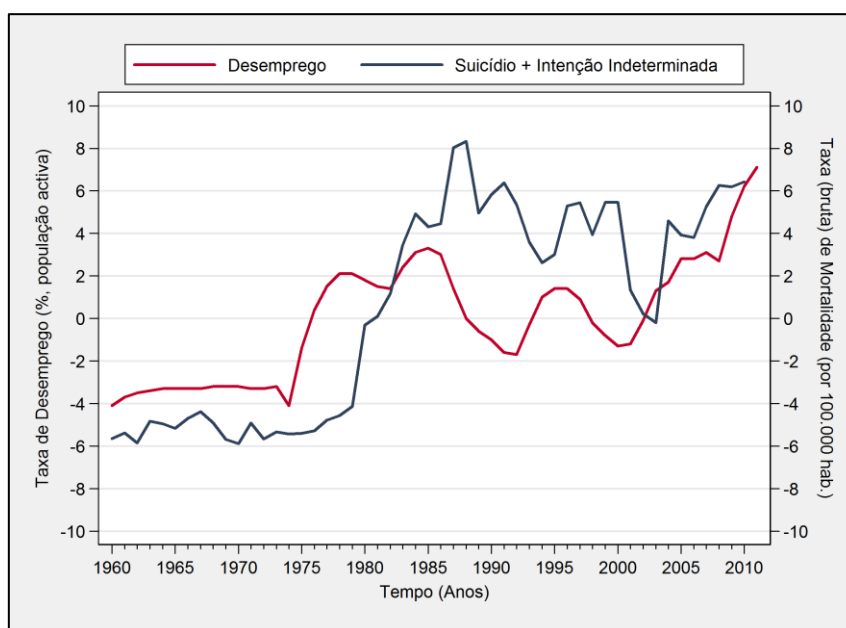


Figura 46. Taxa de suicídio + causas externas com intenção indeterminada e taxa bruta de desemprego em Portugal, 1960 a 2010.

Assim, de acordo com esta metodologia analítica foram por nós ensaiados, sobretudo como exercício intelectual facilitado pelos meios de computação modernos, inúmeros modelos de regressão diferentes comparando taxas brutas, taxas específicas, bem como taxas ajustadas por sexo e idade, tanto de desemprego como de suicídio, para além de taxas do total conjunto de suicídios e mortes com intenção indeterminada. Foram ainda incluídas taxas de desemprego desagregadas de acordo com a duração

desta condição profissional. O código necessário para transformar em as variáveis, bem como reproduzir os modelos e preparar os *outputs*, encontra-se disponibilizado em apêndice (vd. **Anexo IV**).

A despeito de todos os esforços realizados, com as múltiplas combinações possíveis de variações de método estatístico, não foi possível identificar uma associação temporal estatisticamente significativa entre variações de desemprego e variações de suicídio nos períodos considerados. Igualmente, não se verificou associação quando controlados factores demográficos de sexo e idade, tendências históricas de mortalidade ou desemprego, introdução de novos sistemas de classificação e alterações de metodologia de registo documentadas. Os modelos que, na globalidade, se revelaram como estatisticamente significativos foram absolutamente pontuais. Quando corrigido o grau de significância pelo método de *Bonferroni* o número de modelos estatisticamente significativos reduziu-se para menos de metade, ocorrendo também uma redução com recurso à correcção de *Šidák*. De facto, mesmo quando um modelo foi estatisticamente significativo, os coeficientes para a variável independente, desemprego, não o foram. Pessoalmente, não ficámos particularmente surpreendidos com este resultado, tendo em vista o que acima descrevemos.

Finalmente, este método estatístico, reproduzindo abordagens relatadas em estudos internacionais, e que foi reproduzido com amplas variações em paralelo no presente trabalho, tem vindo a ser criticado. A transformação de variáveis no estudo de séries temporais com intuito de lhes inculir estacionaridade pode introduzir imponderáveis vieses, pelo que a abordagem mais adequada, segundo alguns estudos mais recentes,²² seria o método de cointegração de curvas. Todavia, os estudos que recorrem a esta técnica na exploração desta associação são pouco frequentes e, na ausência de estudos prévios de âmbito nacional, optou-se por recorrer a métodos mais frequentemente descritos, comparáveis e, como tal, compatíveis com a evidência científica internacional.

Estando cientes das limitações deste método exploratório de «força bruta» e das dificuldade subjacentes a estas abordagens, ficámos, embora não surpreendidos, plenamente capacitados para poder sustentar que, com estes métodos e dados, não é cientificamente demonstrável a existência de uma associação temporal de curto prazo entre variações de desemprego e variações de suicídio.

4. Considerações Finais e Conclusões

No presente trabalho tivemos como objectivo primordial proceder a uma revisão das principais dinâmicas do suicídio em Portugal numa janela temporal alargada que se estendeu ao longo de 109 anos. Visámos compreender os factores determinantes para o suicídio, conhecer as suas linhas de tendência temporal mais significativas, perceber as principais limitações dos dados e contextualizar o fenómeno, quer no âmbito da mortalidade em geral, quer numa óptica comparativa internacional.

Estas abordagens essencialmente descritivas, que inicialmente nos pareceram justificar-se por necessidades de mera caracterização do fenómeno em estudo, revelaram-se, contudo, essenciais para possibilitar uma análise compreensiva e devidamente ajustada do potencial impacto das recentes condições de crise económica generalizada, com um acentuado aumento de desemprego.

De facto, o objectivo primeiro e mais importante deste estudo foi, desde o primeiro momento, a avaliação, a um nível ecológico, de uma eventual associação entre desemprego e suicídio em Portugal. A possibilidade e relevância desta associação têm sido amplamente difundidas na sociedade portuguesa, quer pela comunidade científica, quer pelos *media* em geral, e tem sido objecto de investigação noutros contextos internacionais, com resultados relevantes publicados em revistas de grande prestígio. Não há, até à data, quaisquer estudos publicados que abordem este tema centrando-se especificamente na realidade portuguesa.

Num primeiro momento compilámos dados sobre suicídio relativos a mais de 100 anos, na sua maioria desagregados por sexo e idade, a partir de diversas fontes nacionais e internacionais. Recolhemos também os dados disponíveis sobre desemprego em Portugal dos últimos 50 anos. Estas são, segundo cremos, as séries estatísticas mais longas e detalhadas para Portugal alguma vez concatenadas, pelo menos no que toca ao suicídio.

Neste ponto não podemos deixar de referir que não foi nada fácil efectuar esta recolha de dados. Registamos até que tivemos muito maior facilidade em obter dados, sem qualquer custo, em repositórios de organismos internacionais, como os do EUROSTAT ou os da OMS, do que junto das instituições portuguesas responsáveis pela

produção estatística (INE ou DGS). Infelizmente, no nosso país, foram sempre mais as dificuldades do que a colaboração produtiva. Tivemos que nos confrontar com recusas terminantes de cedência de dados com determinadas desagregações, com a disponibilização de dados grosseiramente errados, ou truncados, ou mal organizados, ou até que nos confrontar com o pedido de pagamento de quantias muito elevadas por dados que, entretanto descobrimos, até estavam disponíveis sem qualquer custo na internet.

Sintetizando brevemente a abordagem descritiva do presente estudo salientam-se algumas linhas de força dominantes:

- Apurámos que, numa óptica transversal (2005 a 2010), as mortes por suicídio em Portugal têm, quantitativamente, uma importância relativamente modesta em comparação com a expressão do fenómeno em numerosos outros países (vd. **Figuras 1 e 3**). Esta afirmação é verdadeira mesmo que se tenham em conta eventuais enviesamentos originados pela utilização alargada da categoria classificativa mortes por causa externa com intenção indeterminada em Portugal.
- A incerteza de diagnóstico e registo estatístico motivadas pela necessidade de avaliação da intencionalidade subjacente em mortes por causa externa, ou mesmo perante a própria causa de morte, podem ter alguma expressão numérica em Portugal, embora de dimensão absoluta indeterminável com os dados actualmente disponíveis (vd. **Figura 4**). Esta constatação pode originar alguma perturbação na comparação directa de mortalidade por suicídio em diferentes países. De facto, quando o indicador em causa é obtido com recurso a métodos, práticas ou critérios, diferentes, a comparação fica desde logo prejudicada.
- No entanto, ficou perceptível que esta circunstância não invalida o estudo longitudinal de suicídio em Portugal, desde que este factor perturbador seja tido em conta na apreciação das dinâmicas em estudo. Mais do que um enviesamento sistemático cumpre, nesta perspectiva analítica, detectar e compensar alterações significativas ocorridas ao longo do tempo.
- Os anos de quebra de série na mortalidade por suicídio foram identificados através de alterações de método, prática ou critério de registo documentadas.

Para colocar em evidência e corroborar o facto de que nestes anos houve perda de coerência lógica e prática na continuidade longitudinal dos registos de mortalidade por causa realizámos um estudo descritivo complementar. O estudo das mortes por causa externa, nomeadamente das mortes com intenção indeterminada (vd. **Figuras 18 e 20**), das mortes de causa desconhecida ou indefinida (vd. **Figura 21**), de dinâmicas de curto prazo de suicídio (vd. **Figura 8**), bem como de mortalidade proporcional (vd. **Figura 24**), confirmaram os anos com alterações de critério ou método de registo documentados como delimitadores de séries estatísticas diferenciadas.

- Com estas abordagens, identificámos períodos temporais com maior comparabilidade interna de registos para o indicador estatístico em causa, a taxa de suicídio. Este objectivo declarado foi bem-sucedido uma vez que nos permitiu confirmar que as alterações de método ou critério de registo não são inócuas. Pudemos demonstrar que as fronteiras temporais por nós seleccionadas representam verdadeiras quebras na coerência lógica e prática da continuidade temporal das séries de mortalidade. Daqui resulta que a apreciação crítica de estudos nacionais e internacionais de tendências temporais que desconsiderem estas condicionantes pode estar fortemente enviesada. Da nossa análise resultou a percepção muito clara de que qualquer estudo analítico, para não incorrer em graves distorções de estimação, terá que, de algum modo, tentar modelizar ou ajustar o efeito destas quebras de série.
- Também examinámos exaustivamente o possível impacto na apreciação de dinâmicas longitudinais de suicídio da utilização diferenciada no tempo de diversas categorias diagnósticas. Por exemplo, caracterizámos, como subjacente ao «acidente» epidemiológico mais relevante no contexto dos últimos 100 anos, a categoria diagnóstica causa externa com intenção indeterminada. A sobre-utilização desta categoria, sobretudo no último quinquénio do século XX, baixando as taxas de suicídio, seguida por iniciativas correctivas, mas originadoras de evidente sobrecompensação, originou as flutuações mais salientes e discrepantes que se podem observar em toda a longa janela temporal disponível.
- Tivemos ainda oportunidade de descrever em pormenor as transacções efectuadas no decurso das tentativas de codificação correctiva efectuadas a

partir de 2001. Neste ponto salientamos que o aumento de patamar nas taxas de suicídio no presente século se acompanha de um número proporcionalmente elevado de casos de suicídio reportados por outros métodos ou métodos desconhecidos. Esta circunstância contrasta com o que estudos anteriores descreveram para períodos anteriores em Portugal, em que esta categoria de método era utilizada residualmente.

- Estas constatações não significam que, globalmente, o registo português de suicídios deva ser considerado deficitário. Pode até resultar da circunstância de que, na ausência de meios ou mecanismos para explorar adequadamente dúvidas relativamente à intencionalidade de casos concretos de mortes, os médicos portugueses se tenham habituado a uma atitude diagnóstica mais defensiva e purista, não se comprometendo com o que não sentem poder afirmar com um grau de certeza elevado, ou sem dispor de outro tipo de informações. Estabelecer processos de intenção *post mortem* pode revelar-se extremamente difícil e relativamente subjectivo.
- O facto das mortes por causa externa com intenção indeterminada terem, por volta dos anos 80, sobrelevado em dimensão relativa e absoluta as mortes por suicídio, justificaria alguma intervenção no sentido de melhorar a qualidade discriminativa da produção estatística nacional. No entanto, a descontinuação de práticas com mudanças frequentes de critério, em vez de melhorarem o indicador, acabam por limita-lo profundamente para uma abordagem longitudinal de séries temporais, sobretudo se estas não envolverem uma janela temporal suficientemente longa. Face às frequentes quebras que se registam na última década será tecnicamente difícil avaliar com segurança a tendência temporal deste indicador no futuro imediato. Assim, nos estudos de tendências temporais, bem como de efeitos de período de «crise», torna-se muito difícil discernir se as variações observadas são atribuíveis a mudanças de critério de registo ou a efeitos próprios destes períodos.
- Esta situação é da maior actualidade se for tido em conta que, em 2013, foi introduzido o Sistema de Informação dos Certificados de Óbito (SICO) que, sendo um avanço tecnológico, seguramente dificultará a comparação com os anos anteriores. Questionamo-nos sobre o sentido de oportunidade em proceder a uma nova alteração de prática de registo num período conturbado de crise,

bem como praticamente em simultâneo com a anunciada intenção de desenhar e implementar um Plano Nacional de Prevenção dirigido ao suicídio.

- Mesmo que o patamar de taxas de suicídio aumente subsequentemente à introdução deste sistema, se a tendência nos anos subsequentes apontar para uma diminuição, este resultado será interpretado como a continuação de uma tendência decrescente de longo prazo, por uns, ou como fruto de um plano de nacional de prevenção, por outros. Na eventualidade de esta tendência estabilizar ou mesmo aumentar, será invariavelmente imputada à crise económica que certamente ainda se repercutirá no nosso país.
- No entanto, a situação ainda se complica mais se for tido em consideração o facto de este sistema começar a ser utilizado a título experimental nos Hospitais da Universidade de Coimbra a partir de 15 de Novembro de 2012,^g e a sua utilização ter sido alargada ao ACES Baixo Mondego a partir de 15 de Dezembro de 2012,^h e ainda em 2013, às ARS Norte e Centro, bem como ao Hospital do Funchal.ⁱ Estas alterações vão dificultar a comparação longitudinal entre totais nacionais nestes anos e subsequentes.
- Em todo o caso, ficou claramente perceptível, quer analisando taxas brutas, quer ainda mais analisando taxas padronizadas, que há uma tendência temporal dominante decrescente, e praticamente constante, na expressão do fenómeno suicídio numa perspectiva secular (vd. **Figura 17**).
- Este achado é tanto mais relevante se se considerar que na generalidade dos países europeus se observa também uma tendência para descida das taxas ajustadas, mas sobretudo perceptível a partir de 1980 (vd. **Figura 3**).
- Numa outra perspectiva, os rácios de taxas de suicídio por sexos descrevem uma propriedade quase universal deste fenómeno, que é o risco acrescido de suicídio nos homens. O rácio de taxas brutas (H/M) oscilou em torno de um valor médio de 3,1 ($\pm 0,5$). Este achado foi verificável mediante observação do rácio de taxas brutas, de 1902 a 2010 (vd. **Figura 7**), ou das taxas ajustadas por idade, de 1941 a 2010 (vd. **Figura 17**). Este excesso de mortalidade masculina é sobreponível ao que acontece na esmagadora maioria dos países do mundo (vd. **Figura 2**).

^g Despacho n.º 14240/2012 de 23 de Outubro do Secretário de Estado Adjunto do Ministro da Saúde

^h Despacho n.º 15858/2012 de 3 de Dezembro do Secretário de Estado Adjunto do Ministro da Saúde

ⁱ Despacho n.º 2544/2013 de 7 de Fevereiro do Secretário de Estado Adjunto do Ministro da Saúde; Despacho n.º 33/2013 da Secretaria dos Assuntos Sociais da Região Autónoma da Madeira

-
- Tentámos ainda compreender a relação de suicídio com a idade. Ficou bem ilustrado o aumento sistemático da probabilidade de se morrer por suicídio com a idade, em ambos os sexos. Esta configuração permaneceu, no essencial, constante ao longo de todo o tempo em que tínhamos dados disponíveis com este nível de desagregação (1941-2010).
 - Ao longo dos 70 anos que vão de 1941 a 2010 os patamares de mortalidade por suicídio, definidos por subgrupos de sexo e idade, permaneceram sempre bem diferenciados e, portanto, definindo padrões de risco característicos para os diferentes estratos de sexo e idade (vd. **Figura 12**). Contudo, há dois aspectos relevantes destes dados, que tiveram consequências na ulterior modelização analítica, que cumpre agora referir:
 - Com pequenas exceções, as taxas específicas por idade do sexo feminino revelaram um abaixamento do risco de suicídio progressivo ao longo do tempo (décadas), mas perfeitamente harmonioso em todos os escalões etários enquanto, comparativamente, as correspondentes taxas para os escalões etários dos homens que evidenciaram fortes descidas mais notórias nos grupos etários acima de 45 anos de idade (vd. **Figura 13**). No entanto, os declives de descida foram proporcionais ao patamar de risco por sexo e idade de cada grupo.
 - Embora não se possam confundir taxas específicas de mortalidade com taxas de incidência (taxas de risco/*hazard ratios*), pois a sua natureza e contexto de estimação é bem diferente, a verdade é que as taxas de mortalidade podem, em certa medida, ser tomadas como uma aproximação à descrição de riscos subjacentes. Enunciada esta ressalva decidimos, dada a constância temporal dos perfis de mortalidade por sexo e idade que temos vindo a descrever, computar, por décadas e para a totalidade do período disponível, o que se pode considerar uma descrição comparativa de mortalidades por sexos e grupos de idade. O que esta abordagem revelou foi uma curva que indicia um risco com crescimento exponencial, ou polinomial, ao longo da idade, nos homens, enquanto nas mulheres se revelou um aumento linear com a idade (vd. **Figura 13 e 14**).
-

- Estamos cientes que este tipo de análise com recurso a taxas de mortalidade tem ainda a limitação de poder ser fortemente influenciada por efeitos de coorte. Contudo, a repetição desta abordagem em períodos temporais sucessivos de menor dimensão (agrupamento de pequeno número de anos) revelou que este padrão permaneceu, no seu essencial, imutável ao longo do tempo. É assim de concluir que este padrão não estará significativamente afectado por pontuais efeitos geracionais.
- Numa outra perspectiva, não pode deixar de se reservar uma palavra para caracterizar a importância do suicídio no contexto da mortalidade em geral, em Portugal. Para este fim, recorreremos ao exame do índice de mortalidade proporcional por suicídio (bruto e computado com ajustamento por sexo e idade). Este indicador mais não representa do que a proporção de casos de morte por uma dada causa específica face ao número total de mortes observadas por todas as causas de morte (habitualmente expresso em percentagem).
 - Ao longo dos últimos 70 anos, o índice bruto de mortalidade proporcional para o suicídio revela uma levíssima e constante tendência de subida, no decurso da qual esta causa de morte nunca ultrapassou a fasquia de 1,2% da mortalidade por todas as causas.
 - Contudo, pudemos demonstrar, com recurso a uma padronização que, eliminando o efeito de mudanças na estrutura demográfica populacional, este indicador passa a revelar uma extraordinária constância no tempo oscilando entre valores ajustados de 0,5 a 0,8% entre 1941 e 1995. Só nos anos de 1995 a 2010 se observam excepções a esta regra, em coincidência perfeita com as perturbações de classificação já descritas. Mesmo neste período as variações máximas observáveis foram entre 0,4% em 2001 e 1% em 2003.
 - A notável estabilidade temporal deste indicador revela a estreita dependência, e a constância, com que a morte por suicídio acompanha as vicissitudes da mortalidade em geral. Este facto é da maior importância e pode indiciar razões profundas para a já descrita tendência secular de descida de suicídio no tempo. Na eventualidade de esta hipótese ter

cabimento tal descida poderia, em larga medida, revelar a actuação de factores comuns às conhecidas tendências subjacentes de diminuição da mortalidade por outras causas, entretanto também verificada. Só por si o esclarecimento desta hipótese justificaria uma investigação específica.

- Este reduzido peso relativo do suicídio no contexto da mortalidade em geral em Portugal não significa que não haja subgrupos populacionais em que esta causa tenha uma importância relativa maior nem que não se deva analisar quais os subgrupos populacionais com maior risco associado a maior dimensão relativa. Esta abordagem torna-se sobretudo relevante no contexto de eventual programação de respostas de Saúde Pública com o objectivo de minimizar a expressão do fenómeno e de potenciar benefícios decorrentes de intervenções comunitárias.
- Neste âmbito sobressai, nos dados que estudámos, o peso relativo e crescente do suicídio nos idosos, sobretudo do sexo masculino, na sociedade portuguesa. Como mostrámos, este aumento de impacto do problema, quer em termos absolutos, quer em termos relativos, no tempo e comparativamente a outros subgrupos populacionais, deve-se essencialmente ao rápido envelhecimento que se manifesta na população portuguesa e não a um aumento de risco de suicídio nestes subgrupos específicos. De facto, como também pudemos demonstrar, há evidência de que o aumento do peso relativo e absoluto de suicídio em idosos (vd. **Figuras 10 e 11**), que se verifica linearmente ao longo de todo o período que estudámos (1941-2010) até se está a dar num contexto de descida generalizada das taxas específicas de suicídio (vd. **Figura 12**), bem como das taxas globais padronizadas (vd. **Figura 15 e 17**). Este conjunto de resultados ilustra cabalmente uma situação não inédita em contexto de estudos epidemiológicos, mas nem sempre muito bem compreendida, e segundo a qual o impacto de um problema de saúde a nível populacional geral, ou num dos subgrupos populacionais, pode aumentar concomitantemente com uma descida dos riscos subjacentes. No caso dos homens de meia idade ou idosos em Portugal associa-se um risco comparativo superior ao dos restantes grupos populacionais, provavelmente a descer, a um aumento da proporção do subgrupo populacional em causa. O efeito dominante, que determina o resultado líquido em termos de impacto, é o do envelhecimento. Devem assim

estes subgrupos populacionais estar em linha da frente nas prioridades do desenho de qualquer plano de intervenção.

- Sendo o objectivo central deste trabalho, numa vertente analítica, apreciar o potencial impacto da crise económica que o país atravessa, tal como representado pelas taxas de desemprego, sobre a probabilidade de ocorrência de um maior número de suicídios, não poderíamos deixar de examinar alguns dados agregados que conseguimos obter sobre a frequência de suicídio em subgrupos populacionais de trabalhadores activos, empregados e desempregado, bem como em inactivos (1993-2000). Desta análise salientamos os seguintes pontos principais:
 - O suicídio em Portugal tem uma fortíssima componente de expressão na população inactiva, e este efeito é independente da distribuição populacional por sexo e idade.
 - Enquanto na população activa o risco de suicídio nos homens foi estatisticamente superior ao das mulheres, já nos inactivos não se observaram diferenças de risco entre sexos. Estas dinâmicas foram evidenciáveis de uma forma consistente ao longo do tempo estudado.
 - Para a população activa, a estimativa pontual do risco de suicídio nos empregados, independentemente de diferenças de sexo e idade, revelou ser superior à dos desempregados, embora esta diferença não tenha sido estatisticamente significativa. Dito de outro modo, não se pode dizer, face a esta evidência, que os desempregados portugueses tenham um risco acrescido de suicídio comparativamente aos que estão empregados. Este achado não é concordante com o usualmente descrito na generalidade da literatura científica internacional.²¹
 - Tanto nos empregados, como nos desempregados, o «risco» de suicídio foi, mais uma vez, superior nos homens do que nas mulheres.
 - Adverte-se contudo que as conclusões desta análise secundária devem ser tomadas com alguma cautela, por poderem enfermar de uma eventual propensão acrescida de sub-registo de suicídio a actuar de forma diferenciada em cada um dos grupos de condição profissional, ou, por

outro lado, estes dados também podem reflectir um registo inadequado ou incompleto da condição profissional em verbetes de óbito.

- Finalmente, numa vertente complementar, tentámos ainda ilustrar a heterogeneidade das regiões portuguesas no que toca à expressão do fenómeno sobre que este trabalho se centra. Descrevemos sucintamente níveis de risco observado por NUTS II, bem como por Concelhos. Ainda ilustrámos sucintamente a importância potencial de se analisarem estatísticas sintéticas de impacto de suicídio, nomeadamente se se tiver em vista a programação de eventuais intervenções preventivas.
 - O intuito inicial desta abordagem era o de também possibilitar uma modelização da expressão local, quer do suicídio, quer do desemprego, e suas interacções, no contexto da avaliação da associação temporo-espacial do impacto do desemprego sobre o suicídio. Este nosso objectivo foi frustrado pois a entidade que, em Portugal, detém estes dados, se recusou fornecê-los, invocando razões de segredo estatístico, no caso do suicídio, e razões de baixa representatividade ou por haver lacunas nos dados em algumas regiões (Algarve), no que toca ao desemprego.
 - No entanto, ainda neste ponto importa salientar alguns aspectos descritivos da distribuição geográfica do fenómeno em estudo: Para além das NUTS II do Alentejo e Algarve que têm sido descritas como regiões em que reside uma população com um risco superior de suicídio, uma atenção acrescida deve recair no Centro e na região Autónoma da Madeira. Por outro lado, na região de Lisboa o risco pode estar sobrestimado em virtude de uma menor incerteza de registo, consubstanciada no, proporcionalmente, menor número apurado de casos por causa externa com intenção indeterminada e por causa desconhecida. Já a região Norte apresenta um risco de suicídio consistentemente inferior.
 - No entanto, importa ligar este padrão de risco a áreas com maior população e, como tal, com maior número de casos, no sentido de potenciar ganhos decorrentes de eventuais intervenções de saúde pública.

Neste âmbito, destacam-se a região Centro e de Lisboa que combinam um risco intermédio com um impacto em termos absolutos elevado, pelo que o ganho de uma intervenção dirigida nestes locais poderá ser, em termos absolutos, superior. Por outro lado, uma atenção acrescida deve recair em zonas de elevado risco como o Alentejo, ou mesmo o Algarve, em que, apesar dos benefícios potenciais não serem tão pronunciados, a intervenção poderá ser mais fácil de conseguir em virtude de uma população mais pequena.

- Ficou também patente a importância da estabilidade temporal dos sistemas de classificação e procedimentos associados para um adequado acompanhamento da evolução temporal de quaisquer fenómenos em saúde.
- Por fim, numa vertente mais técnica valerá a pena sublinhar que a nossa abordagem do suicídio terá contribuído para ilustrar as vantagens de, sempre que possível, se recorrer a métodos de padronização de dados, sobretudo quando se comparam regiões diferentes ou períodos localizados a alguma distância temporal.
- Também não poderemos deixar de sublinhar a enorme vantagem que representou ter podido analisar o suicídio numa janela temporal muito alargada. Apesar dos riscos acrescidos devidos a quebras de séries temporais e a outras ocorrências com potencial impacto na determinação de indicadores epidemiológicos, os mesmos são claramente sobrelevados pelas vantagens de perspectiva que um contexto histórico alargado proporciona. Nunca será demais advertir para os riscos de considerações fundadas na observação de variações surgidas no decurso de um pequeno número de anos.
- Ficou igualmente ilustrada a importância de um estudo descritivo a preceder uma abordagem analítica. A complexidade do fenómeno suicídio, suas determinantes, bem como a relação estreita que consistentemente se detecta na sua expressão diferenciada em função de factores sociodemográficos, temporais e espaciais, não pode deixar de ser tida em conta num contexto de apreciação da potencial influência de qualquer outro factor (no nosso trabalho, o desemprego). Esta constatação será ainda mais pertinente quando, como no nosso trabalho, se pretende realizar a análise de dados agregados (grandes

subgrupos populacionais em anos sucessivos) no contexto de um estudo de natureza fundamentalmente ecológica.

Ficou, neste ponto do nosso trabalho, adequadamente explicitado o enquadramento relevante para apreciação da relação entre desemprego e suicídio através de uma modelização analítica multivariada que respeitasse todos os efeitos modificadores e/ou confundentes previamente detectados.

Ao contrário de numerosos autores, privilegiámos, dada a sua elegância formal e interpretativa, e também por serem métodos recentes e sofisticados na linha da melhor tradição da investigação epidemiológica, alguns métodos derivados da clássica estimação de modelos log-lineares, como a regressão de Poisson e/ou a sua generalização habitualmente designada como regressão binomial negativa. Recorremos ainda, extensivamente, a métodos de regressão linear múltipla com estimação de coeficientes pelo método clássico dos quadrados mínimos.

De facto, uma vantagem incontornável do primeiro grupo de modelos é a possibilidade de, perante preditores e/ou cofactores de ajustamento de natureza discreta ou quantitativa contínua (as variáveis independentes), permitirem estimar contagens ajustadas de fenómenos observados, isto é, taxas observadas (a variável dependente), com determinação simultânea, por métodos de convergência com verosimilhança máxima (*maximum likelihood estimation*), de coeficientes ajustados para as variáveis independentes. Estes últimos são facilmente interpretáveis, mediante uma mera exponenciação, como razões de taxas de mortalidade (IRR), ou como razões incrementais de resposta em função de movimentos unitários (nas variáveis independentes contínuas). Nesta vertente do nosso trabalho salientaram-se os seguintes aspectos:

- Quando ensaiámos os primeiros modelos explicativos, em que apenas entraram as variáveis que seleccionámos no nosso estudo descritivo, a importância destas ficou cabalmente demonstrada.
- Foi possível estimar, com grande eficiência e estabilidade, coeficientes para as variáveis tempo, sexo, idade, interacções de sexo e idade, com controlo dos acidentes assinalados no historial do registo de suicídios (CID/séries estatísticas).

-
- Curiosamente, a introdução simultânea de todos estes factores, em vez de se constituir como elemento perturbador, isto é, gerador de multicolinearidade e/ou inviabilizador de adequada convergência na estimação do modelo e coeficientes, melhorou significativamente a eficiência global do modelo. Ficou assim enquadrada a apreciação das dependências relacionadas com desemprego.
 - Conseguimos, portanto, recorrer a um método estatístico explicativo suficientemente robusto para descrever o suicídio em Portugal de forma holística, controlando simultaneamente factores demográficos de sexo e idade, tendências temporais de mortalidade, bem como alterações de método ou sistemática de registo de óbito por causa num período de 70 anos (1941-2010).
 - Todas as variáveis foram estatisticamente significativas e, no seu conjunto, permitiram uma mais adequada explicação da variabilidade de suicídio.
 - Regista-se que o risco de suicídio nos homens revelou ser 3,1 vezes superior ao das mulheres (vd. **Tabela 5**). Esta diferença é parcialmente explicada pelo aumento de risco com a idade mais acentuado nos homens. De facto, enquanto as mulheres apresentam um aumento linear de risco com a idade, nos homens esta relação aproxima-se de um aumento polinomial (vd. **Figura 14**), singularidade descritiva que aproximámos com a introdução de variáveis indicadoras de interacções entre sexo e idade.
 - Após retirar-se o efeito do aumento mais acentuado do risco nos homens com a idade, verificou-se que este grupo de sexo ainda apresenta uma IRR de 1,2, ou seja, a taxa ajustada de mortalidade nos homens é, independentemente de outros factores considerados, 1,2 vezes superior à das mulheres (vd. **Tabela 6**).
 - Também ficou confirmada e quantificada a tendência temporal decrescente de longo prazo ajustada, ou secular, no risco de suicídio. Controlando os factores introduzidos no modelo, a taxa de suicídio em Portugal de 1941 a 2010 diminuiu, em média, cerca de 2% ao ano.
 - Tendo em conta estimativas muito difundidas em Portugal sobre o impacto do desemprego sobre o suicídio, nomeadamente as produzidas no contexto do estudo europeu de Stuckler, examinámos mais de perto que possíveis implicações os resultados daquele autor poderiam na realidade nacional da actualidade. Pudemos exemplificar que se se aceitar a realidade daquele efeito,

com a força descrita por Stuckler, o impacto final sobre a realidade da mortalidade por suicídio em Portugal será bastante reduzida e, previsivelmente, muito mais determinada ou dependente de outros factores.

- Com este pano de fundo, pudemos finalmente perspectivar a análise da associação entre desemprego e suicídio, formalizando níveis crescentes de evidência empírica para fundamentar uma eventual associação significativa, descrever o seu sentido e força, bem como caracterizar a natureza das dependências em causa:
 1. Modelo de associação entre níveis de taxas (no longo prazo);
 2. Modelo de associação entre variações anuais nas taxas de desemprego e níveis de taxas de suicídio;
 3. Modelo de associação entre variações anuais de desemprego e suicídio (modelo de dependências no curto prazo).

- Estes modelos avaliam propriedades diferenciadas de uma eventual associação entre desemprego e suicídio. Por outro lado, representam sucessivos patamares de evidência para a consistência, proximidade temporal e força de uma eventual associação significativa.

- Ao nível mais baixo de evidência de associação, testámos um modelo em que se compararam níveis de expressão média dos dois fenómenos. Este modelo foi estatisticamente significativo e demonstrou-se que não é particularmente enviesado pelos dados mais problemáticos da transição de século. Estimou-se que, quando os níveis de taxas de desemprego tendem a ser superiores, os níveis de taxas de suicídio também tendem a estar mais elevados. Em concreto, quando as taxas de desemprego evidenciam valores mais elevados em um ponto percentual, as taxas de suicídio tendem também a estar 4,9% mais elevadas (IC 95%: 3,4-6,4). Este resultado quer dizer que os dois fenómenos tendem a ter manifestações algo ligadas: há anos ou períodos em que as taxas de ambos estão elevadas e, noutros anos ou períodos ambas apresentam valores médios relativamente mais baixos. Esta ligação é independente de tendências de longo prazo, mas não pode dizer-se que não seja incoerente ou contraditória em termos de dinâmicas de curto prazo.

- Com o fim de esclarecer este último aspecto passámos à análise do segundo modelo enunciado, em que se procurou demonstrar se subidas anuais (face ao ano anterior) de desemprego estão ou não ligadas a taxas de suicídio ocupando patamares mais elevados. Também este modelo foi estatisticamente significativo, podendo intuir-se algo mais sobre a natureza e força das dependências que mudanças de curto prazo no desemprego determinam no nível das taxas de suicídio. O coeficiente para as variações de desemprego foi de 3,5% (IC 95%: 0,8-6,3), o que significa que, por cada subida de um ponto percentual na taxa de desemprego, a taxa de suicídio tende a estar num patamar 3,5% superior. Infelizmente, os resultados deste modelo revelaram não ser tão robustos quanto os do modelo anterior pois, se se restringir a amostra aos anos anteriores a 1995 o coeficiente para a variável que codifica diferenças anuais no desemprego passa a apresentar um valor próximo de zero e deixa de ser estatisticamente significativo. Estes achados levam-nos a crer que deve manter-se alguma prudência relativamente à aceitação de existência de uma dependência desta natureza entre desemprego e suicídio.
- Finalmente, o terceiro modelo implicou o recurso a uma diferente estratégia analítica (regressão linear múltipla) dada a natureza da variável dependente que a sua formalização exige. Este último modelo, mais exigente e que permitiria afirmar a existência de estreitas relações no curto prazo entre movimentos de subida ou descida nas taxas de desemprego e movimentos simultâneos nas taxas de suicídio, não foi estatisticamente significativo. Tentámos inúmeras outras formalizações alternativas, nomeadamente mimetizando as utilizadas em estudos internacionais, que permitissem sustentar a existência de dependências desta natureza, sem qualquer sucesso.
- Concluindo, podemos reter que não foi possível reproduzir, com recurso aos dados portugueses, resultados de autores internacionais que descrevem associações entre variações anuais nas taxas. O máximo que se consegue evidenciar com alguma consistência é a existência de uma vaga associação entre desemprego e suicídio estabelecida de um modo muito genérico que apenas implica evidência sobre a tendencial coexistência de níveis de taxas relativamente coordenados. Infelizmente, a afirmação deste tipo de associação

não permite excluir que no curto prazo até não possam ocorrer movimentos contraditórios, isto é, em sentido oposto, na proximidade temporal.

- Apesar de tudo, o facto de termos conseguido mostrar no nosso modelo intermédio a possibilidade, não muito segura, de que possa haver alguma relação um pouco mais definida sobre dependências no curto prazo, numa direcção coerente com a esperada, tendo em conta as teorias prevaletentes sobre este fenómeno, permite-nos aceitar com cautelas de que possamos estar perante um efeito real de desemprego sobre o suicídio, mas de muito baixa intensidade e, portanto, também facilmente obliterável pela coexistência de outros factores em acção.
- Tendo este conjunto de resultados tendemos a admitir que será de esperar, num contexto plurianual de aumento de taxas de desemprego, que se venha a assistir nos próximos anos a uma subida de patamar na expressão do fenómeno suicídio. Os nossos modelos significativos indiciam essa mesma possibilidade. Contudo, não autorizam a que se façam predições mais finas de dependência directa, nomeadamente predições anuais. Nesta acepção até concluiríamos sustentando que os nossos modelos analíticos podem considerar-se válidos mas talvez ainda com precisão insuficiente para autorizar a formulação de predições de curto prazo.
- O máximo que se pode admitir perante os nossos achados é que, por exemplo, se as taxas de desemprego sustentadamente passarem a exhibir valores superiores aos de há alguns anos atrás, as taxas de suicídio venham a exhibir valores também superiores. Em concreto, se por exemplo num quinquénio a taxa de desemprego oscilou entre valores médios de 12% e, num período subsequente, a média de taxas de desemprego passou para 18%, poderia admitir-se, no máximo uma subida do patamar médio das taxas de suicídio em torno de 29,4%. Todavia, este exemplo genérico não pretende sequer ser uma projecção pois só seria admissível se se admitisse perfeita estacionaridade em todos os outros factores considerados. Todas estas simulações podem vir a ser profundamente modificadas em função das medidas que venham a ser tomadas. Por exemplo, a protecção social pode, segundo alguns estudos, minimizar o efeito de desemprego sobre o suicídio.¹⁹ Receamos até que esta questão não possa vir a ser devidamente esclarecida num futuro próximo uma vez que, em

2012, como já referimos, se iniciou a introdução de um novo sistema de registo de mortes por causa.

- A favor destas reservas relativamente há existência de uma dependência forte entre desemprego e suicídio também poderia agora invocar-se o facto de que não conseguimos demonstrar um risco acrescido para suicídio nos desempregados.
- Neste ponto, não pode deixar de se sublinhar as dificuldades inferenciais que se nos impuseram em virtude das notórias anomalias de registo ocorridas na viragem do século, com implicações imediatas na significância do modelo intermédio. A possível inconsistência dos dados destes anos pode ter enviesado completamente os resultados daquela análise, no sentido de uma acentuação do efeito medido, que lança indelevelmente uma dúvida sobre os resultados, que não poderá ser esclarecida senão mediante o exame futuro de dados revistos ou de melhor qualidade.
- Em todo o caso, e à laia de conclusão geral pode dizer-se que a haver qualquer dependência que não tenhamos conseguido evidenciar, a mesma deverá representar um factor de modelização de ainda menor intensidade do que o descrito por Stuckler e, portanto, ainda mais facilmente obliterável pela acção de outros factores actuando em simultâneo.
- Por outro lado, a consistência com que, em praticamente todos os modelos estimados, se evidenciou um efeito de longo prazo, com perfeita linearidade, e que praticamente atravessou 70 anos, com acidentes mínimos, apesar de ciclos económicos, profundas mudanças culturais e sociais, como guerras ou mudanças de regime, será talvez o facto mais notável que possamos reter do nosso estudo, relativamente às dinâmicas do fenómeno. Este achado ensina que o suicídio terá determinantes na matriz social e cultural bem mais profundas do que as relacionadas com dificuldades conjunturais.

No geral, o nosso estudo também contribuirá para, esperamos, ilustrar, mesmo que a um nível modesto, a importância de estudos ecológicos para o acompanhamento do estado de saúde das populações.

5. Referências Bibliográficas

1. Suhrcke M, Stuckler D. Will the recession be bad for our health? It depends. *Soc Sci Med.* 2012;74(5):647-53. Epub 2012/01/10.
2. WHO. Financial crisis and global health: report of a high-level consultation. Geneva: World Health Organization, 2009.
3. WHO. Health amid a financial crisis: a complex diagnosis. *Bull World Health Organ.* 2009;87:1-80.
4. Graça S. Suicídios estão a aumentar. *Jornal Sol.* 2012 23/08;Sect. Sociedade.
5. Crise aumenta risco de suicídio. *Jornal de Notícias.* 2009 29/04;Sect. Sociedade.
6. Serra C. Há um suicídio a cada 4 horas. *Correio da Manhã.* 2012 12/09.
7. LUSA. Crise pode potenciar aumento de casos, alerta especialista. 2011.
8. Crise económica leva ao aumento de suicídios. *SAPO.* 2012 10/07;Sect. Saúde & Medicina.
9. Suicídio: 'um problema de saúde pública' em Portugal. *LUSA / SOL.* 2012 08/04.
10. Crise pode aumentar risco de suicídio, diz professor Carlos Brás Saraiva. *TSF;* 2012.
11. Subir preço do álcool e reforçar apoio ao desemprego pode evitar aumento do suicídio. *LUSA.* 2012.
12. Faria N. DGS quer restrições à venda de álcool para ajudar a prevenir suicídios. *Jornal O Público.* 2013.
13. Programa Nacional de Saúde Mental, Orientações Programáticas. Direcção Geral de Saúde 2012. p. 21.
14. Durkheim E. *Le suicide; étude de sociologie.* Paris,: F. Alcan; 1897. xii, 462 p. p.
15. Granados JT, Roux AD. Life and death during the Great Depression. *Proc Natl Acad Sci USA.* 2009;106(41):17290-5.
16. Kim H, Song Y, Yi J, Chung W, Nam C. Changes in mortality after the recent economic crisis in South Korea. *Ann Epidemiol.* 2004;14(6):442-6.
17. Watts J. Suicide rate rises as South Korea's economy falters. *Lancet.* 1998;352(9137):1365.
18. Chang SS, Gunnell D, Sterne JA, Lu TH, Cheng AT. 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. *Soc Sci Med.* 2009;68(7):1322-31. Epub 2009/02/10.
19. Stuckler D, Basu S, Suhrcke M, Coutts A, McKee M. The public health effect of economic crises and alternative policy responses in Europe: an empirical analysis. *Lancet.* 2009;374(9686):315-23. Epub 2009/07/11.
20. Harp R, Dozio A. Economic crises and suicide in Geneva: 1991-1995. *Arch Kriminol.* 1998;202(3-4):69-74.

-
21. Platt S. Unemployment and suicidal behaviour. A review. *Soc Sci Med.* 1984;19:93-115.
 22. Noh Y-H. Does unemployment increase suicide rates? The OECD panel evidence. *Journal of Economic Psychology.* 2009;30(4):575-82.
 23. Ceccherini-Nelli A, Priebe S. Economic factors and suicide rates: associations over time in four countries. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol.* 2011;46(10):975-82. Epub 2010/07/24.
 24. Neumeyer E. Recessions lower (some) mortality rates: evidence from Germany. *Soc Sci Med.* 2004;58(6):1037-47.
 25. Yang B. The economy and suicide: time-series study of the USA. *Am J Econ Sociol.* 1992;51(1):87-99.
 26. Yang B, Lester D, Yang C. Sociological and economic theories of suicide: a comparison of the USA and Taiwan. *Soc Sci Med.* 1992;34(3):333-4.
 27. Chuang H, Huang W. A reexamination of "sociological and economic theories of suicide: a comparison of the USA and Taiwan". *Soc Sci Med.* 1996;43(3):421-3.
 28. Ruhm C. Are recessions good for your health? *Q J Econ.* 2000;115(2):617-50.
 29. Tapia-Granados J. Increasing mortality during the expansions of the US economy, 1900-1996. *Int J Epidemiol.* 2005;34(6):1194-202.
 30. Granados J. Macroeconomic fluctuations and mortality in postwar Japan. *Demography.* 2008;45(2):323-43.
 31. Chang SS, Sterne JA, Huang WC, Chuang HL, Gunnell D. Association of secular trends in unemployment with suicide in Taiwan, 1959-2007: a time-series analysis. *Public health.* 2010;124(1):49-54. Epub 2009/12/17.
 32. Preti A, Miotto P. Suicide and unemployment in Italy, 1982-1994. *J Epidemiol Community Health.* 1999;53(11):694-701.
 33. Economou A, Nikolaou A, Theodossiou I. Are recessions harmful to health after all? Evidence from the European Union. *J Econ Stud.* 2008;35(5):368-84.
 34. Morrell S, Taylor R, Quin S, Kerr C. Suicide and unemployment in Australia, 1907-1990. *Soc Sci Med.* 1993;36(6):749-56.
 35. Berk M, Dodd S, Henry M. The effect of macroeconomic variables on suicide. *Psychol Med.* 2006;36(2):181-9. Epub 2005/12/02.
 36. Granados JT. Recessions and mortality in Spain, 1980-1997. *Eur J Popul.* 2005;21(4):393-422.
 37. Boor M. Relationships between unemployment rates and suicide rates in eight countries, 1962-1976. *Psycho Rep.* 1980;47:1095-101.
 38. Crombie I. Trends in suicide and unemployment in Scotland, 1976-1986. *Bmj.* 1989;298(6676):782-4.
 39. Lucey S, Corcoran P, Keeley H, Brophy J, Arensman E, Perry I. Socioeconomic change and suicide: a time series from Republic of Ireland. *Crisis.* 2005;26(2):90-4.
 40. Buchmueller T, Grignon M, Jusot F. Unemployment and mortality in France, 1982-2002.
-

-
41. Garcy AM, Vagero D. The length of unemployment predicts mortality, differently in men and women, and by cause of death: a six year mortality follow-up of the Swedish 1992-1996 recession. *Soc Sci Med.* 2012;74(12):1911-20. Epub 2012/04/03.
 42. Milner A, Page A, Lamontagne AD. Long-term unemployment and suicide: a systematic review and meta-analysis. *PloS one.* 2013;8(1):e51333. Epub 2013/01/24.
 43. Campos MdA, Leite S. O suicídio em Portugal nos anos 90. *Revista de Estudos Demográficos.* 2002;32:77-101.
 44. Freitas Ed. O suicidio em Portugal no sec XX: Elementos empíricos para uma pesquisa. *Revista Portuguesa de Geografia.* 1982:267-300.
 45. Tollefsen IM, Hem E, Ekeberg O. The reliability of suicide statistics: a systematic review. *BMC psychiatry.* 2012;12:9. Epub 2012/02/16.
 46. WHO. Mortality Database. Geneva: World Health Organization; 08/2012.
 47. WHO. European Health for All Database. Geneva: World Health Organization; 08/2012.
 48. EU. EUROSTAT. European Commision; 08/2012.
 49. HMD. Human Mortality Database. University of California, Berkeley (USA), and Max Planck Institute for Demographic Research (Germany); 08/2012.
 50. Ramalheira AC, Marques L. O suicídio em Portugal. 1998.
 51. AMECO. Annual Macro-Economic database of the European Commission's Directorate General for Economic and Financial Affairs (DG ECFIN). European Comission; 08/2012.
 52. Ahmad OB, Boschi-Pinto C, Lopez AD, Murray CJ, Lozano R, Inoue M. Age Standardization of Rates: A new WHO Standard. *World Health Organization*2001.
 53. OCDE. OECD 2010 Standard Population. Organisation for Economic Co-operation and Development2010.
 54. Platt S. Epidemiology of suicide and parasuicide. *Journal of psychopharmacology.* 1992;6(2 Suppl):291-9. Epub 1992/01/01.
 55. WHO. Mental Health - Suicide prevention (SUPRE). WHO, 2011.
 56. WHO. Mental Health - Country reports and charts available. In: areas) Csrau, editor.: WHO; 1987-1999.
 57. WHO. WHO. European Health Report 2012. World Health Organization, 2013.
 58. Rockett IR, Thomas BM. Reliability and sensitivity of suicide certification in higher-income countries. *Suicide Life Threat Behav.* 1999;29(2):141-9. Epub 1999/07/17.
 59. Vämik P, Sisask M, Vämik A, Arensman E, Audenhove CV, Feltz-Comelis Cvd, et al. Validity of suicide statistics in Europe in relation to undetermined deaths: developing the 2-20 benchmark. *Inj Prev.* 2011 December 12.
-

60. Gusmão R, Quintão S. Registo de suicídio e de mortes resultantes de eventos com intenção indeterminada. Uma revisitação de "A verdade sobre o suicídio em Portugal", 20 anos depois. Direcção Geral de Saúde - Saúde em Números. 2013;1(1):23.
61. Gusmão R, Quintão S. The epidemiology of suicide in Portugal: 1980-2009. Eur Psychiatry. 2012(Suppl 1):27.
62. Administração Regional de Saúde do Centro, Escola Superior de Enfermagem de Coimbra, Direcção Regional de Educação do Centro - Projeto regional de prevenção do suicídio juvenil + Contigo 2011.
63. van der Feltz-Cornelis CM, Sarchiapone M, Postuvan V, Volker D, Roskar S, Grum AT, et al. Best practice elements of multilevel suicide prevention strategies: a review of systematic reviews. Crisis. 2011;32(6):319-33. Epub 2011/09/29.
64. Faria N. "Não é com restrições ao álcool que se combate o suicídio em Portugal". Jornal Público. 2013.

Anexo I

Fontes de Dados e Metadados

Fontes de Dados

As tabelas 1 e 2 descrevem de forma esquemática os indicadores e respectiva origem dos dados que recolhi e analizei.

Tabela 1. Indicadores recolhidos discriminados segundo a fonte e período correspondentes.

Fonte	Indicador	Período
<i>Mortality Database</i> da OMS	Número de mortos por causa, sexo e idade em Portugal	1955-2003, 2008-2010
	Número de mortos por país, causa, sexo e idade	2005-2010
	População residente média anual por país, sexo e idade em Portugal	1950-2009
<i>European Health for All Database</i> da OMS	Taxa de suicídio anual padronizada por sexo e idade. População padrão: <i>EU Standard</i> .	1970-2010
EUROSTAT	Número anual de óbitos por causa, sexo e grupo etário em Portugal	2004-2006
	Número anual de óbitos por país, causa, sexo e grupo etário quinquenal	2005-2010
	Taxa bruta anual de mortalidade por causa, sexo, grupo etário e NUTS II	1994-2010
	População residente <i>m</i> anual por sexo e idade em Portugal	2010
	População residente <i>m</i> anual por país, sexo e grupo etário	2005-2010
	População residente <i>m</i> anual por sexo, grupo etário e NUTS II	1994-2010
	Taxa de desemprego anual, total e por sexos em Portugal	1983-2010
	Taxa de desemprego anual por sexo, grupo etário em Portugal	1983-2010
	População segundo a condição profissional, sexo e grupo etário	1983-2010
Taxa de desemprego anual por duração, sexo e grupo etário, Portugal	1992-2010	
AMECO	Taxa de desemprego anual em Portugal	1960-2010
<i>Human Mortality Database</i>	População residente <i>m</i> anual por sexo e idade em Portugal	1941-1949
	Número anual de óbitos por sexo em Portugal	1929-1939
	Número anual de óbitos por sexo e idade em Portugal	1940-2009
Luís Marques e António Carlos Ramalheira	Número de suicídios por sexo e grupo etário quinquenal	1941-1951
	Número de suicídios por sexo, idade e concelho em Portugal	1991-1995
	População residente <i>m</i> por sexo, idade e concelho em Portugal	1991-1995
«O Suicídio em Portugal nos Anos 90»	Número anual de suicídios, total e por sexo em Portugal	1902-1954
	Taxa bruta anual de suicídio, total e por sexo em Portugal	1902-1954
	Número de suicídios segundo a condição profissional e sexo, Portugal	1993-2010

Tabela 2. Períodos utilizados de cada indicador recolhido de acordo com a fonte.

Série	Fonte	Período
Número de suicídios por sexo	«O Suicídio em Portugal nos Anos 90»	1902-1945
	<i>Mortality Database</i> da OMS	1955-2003, 2008-2010
	EUROSTAT	2004-2006
Número de suicídios por sexo e grupo etário	L. Marques e A. C. Ramalheira	1941-1951
	* <i>Interpolação linear</i>	1952-2954
	<i>Mortality Database</i> da OMS	1955-2003, 2008-2010
	EUROSTAT	2004-2006

Série	Fonte	Período
Número de óbitos por país, causa, sexo e grupo etário	<i>Mortality Database</i> da OMS	1950-2010
	EUROSTAT	1994-2010
Número total de óbitos em Portugal	«O Suicídio em Portugal nos Anos 90»	1902-1928
	<i>Human Mortality Database</i>	1929-2009
	EUROSTAT	2010
Número de óbitos por sexo em Portugal	<i>Human Mortality Database</i>	1929-2009
	EUROSTAT	2010
Número de óbitos por sexo e grupo etário em Portugal	<i>Human Mortality Database</i>	1941-2009
	EUROSTAT	2010
População Residente <i>m</i> por sexo e grupo etário em Portugal	<i>Human Mortality Database</i>	1941-1954
	<i>Mortality Database</i> da OMS	1955-2009
	EUROSTAT	2010
População Residente <i>m</i> por país, sexo e grupo etário	<i>Mortality Database</i> da OMS	1950-2010
Estudo do suicídio segundo a condição profissional e sexo	«O Suicídio em Portugal nos Anos 90»	1993-2000
	EUROSTAT	1993-2000
Estudo por causa de morte, sexo, grupo etário e NUTS II	EUROSTAT	1994-2010
Estudo por sexo, grupo etário e Concelhos, Portugal	L. Marques e A. C. Ramalheira	1991-1995
Taxa de desemprego em Portugal	AMECO	1960-2010
Taxa de desemprego em Portugal por sexo e grupo etário	EUROSTAT	1983-2010
Taxa de desemprego em Portugal por duração, sexo e grupo etário	EUROSTAT	1992-2010

Quebras de Série de Mortalidade

As séries de mortalidade em Portugal foram pautadas por sucessivas alterações de classificação e metodologia de codificação com potenciais repercursões nos registos de mortalidade.

A Classificação Internacional de Doenças da OMS (CID) utilizada para o registo de óbitos em Portugal de acordo com a causa evoluiu e foi sendo alvo de sucessivas revisões. O ano em que Portugal aderiu a acordos internacionais no sentido de actualizar o seu sistema de classificação nem sempre coincidiu com a data em que estes sistemas foram implementados de facto. A título de exemplo, a 10^a revisão da CID foi aprovada em 1989 e adoptada pela 43^a Assembleia Mundial de Saúde, em que Portugal esteve representado, sob compromisso internacional de entrar em vigor a 1 de Janeiro de 1993. A 23 de Maio de 1997 foi

formalizada a resolução do Conselho Superior de Estatística (Deliberação nº 131/97. - 123ª Deliberação) de aprovar a CID-10 para utilização no âmbito do Sistema Estatístico Nacional a partir de 1 de Janeiro de 1998. Segundo informações prestadas pela DGS e pela observação dos dados estatísticos os óbitos apenas se apresentam codificados segundo esta revisão a partir de 2002.

A observação das diferentes bases de dados por sistema de classificação que constam na *Mortality Database* da OMS permitiu-nos localizar os anos em que cada revisão terá sido utilizada, bem como identificar algumas inexplicáveis inconsistências. Entre 1955 e 2010 foram utilizadas em Portugal a 7ª (1955-1970), 8ª (1971-1979), 9ª (1980-2001) e a 10ª Revisão da CID (2002-2003; 2008-2010). Para os anos de 2004 e 2005, no seguimento de um «surto» de suicídios nos dois primeiros anos de utilização de CID-10, os dados de Portugal encontram-se codificados com um sistema único no mundo, constando apenas dos totais por sexo. O ano de 2006 não consta desta base de dados. Por este motivo, recorreu-se ao EUROSTAT para completar a série com os anos de 2004 a 2006, visto que este organismo é depositário destes dados, embora organizados de acordo com uma lista simplificada de causas de morte. Apesar de todos os esforços desenvolvidos não foi possível obter explicações consistentes para estas anomalias.

No que diz respeito ao período anterior a 1955 apenas foi possível obter informação sobre a aplicação da 4ª revisão da CID (1931-1941) que surgiu no seguimento da respectiva convenção internacional a que Portugal aderiu em 1929 (Portaria nº. 6983 de 15 de Dezembro de 1930). Nem no INE nem na Direcção Geral de Saúde (DGS), nem tão pouco através da literatura consultada foi possível esclarecer mais cabalmente esta questão.

O documento metodológico sobre óbitos por causa de morte do Departamento de Estatísticas Sociais do INE de Setembro de 2009 descreve o procedimento de recolha e codificação de dados em Portugal (nº. 353, versão 1.1). Naturalmente que não poderíamos deixar de comentar os procedimentos que têm vindo a ser utilizados ao longo do tempo, uma vez que podem enviesar os dados e colocar problemas inferenciais na comparação de registos, bem como dar pistas sobre algumas peculiaridades dos dados de mortalidade em Portugal.

O primeiro passo no tratamento de dados remete para o registo e transcrição dos verbetes de óbito. Este procedimento modificou-se ao longo do tempo. («Os métodos de recolha desta informação têm-se alterado ao longo do tempo. Iniciou-se em suporte papel, com os verbetes de óbitos enviados ao INE pelas Conservatórias de Registo Civil. Em 2006, parte significativa da informação sobre óbitos, já foi enviada ao INE em suporte electrónico,

culminando em 2007 com a desmaterialização total da informação em suporte papel.»).

O segundo passo prende-se com a atribuição de um código de morte ao registo de óbito. Naturalmente que aqui se impõe a seguinte questão de correspondência. Até que ponto é que o verbete de óbito se coaduna com o sistema de classificação? Será que os responsáveis pela codificação do óbito segundo a causa dispõem de dados suficientes para o fazer de uma forma adequada? («A base de dados sobre óbitos enviada ao INE é baseada na transcrição do certificado de óbito pelas Conservatórias. È recepcionada e validada no INE, pela área da demografia. Posteriormente é disponibilizado, à Direcção Geral de Saúde um programa on-line, com um nº restrito de variáveis sobre óbitos/causas de morte, para esta entidade proceder à codificação das causas de morte segundo a Classificação Internacional de Doenças (CID 10), da Organização Mundial de Saúde (OMS).»)

O terceiro passo tenta ultrapassar limitações de uma classificação de óbitos por causa imposta *a posteriori*, com base em registos potencialmente incompletos ou eventualmente desajustados. Os dados são validados e se necessário recodificados. Frontalmente questionando a qualidade deste crivo, observam-se suicídios em crianças com menos de 5 anos, tal como descrevo no presente trabalho. («A tarefa de codificação das causas de morte exige conhecimentos médicos específicos, sendo efectuada pela Direcção-Geral de Saúde (DGS), através de uma aplicação informática para a Internet disponibilizada pelo INE, com o objectivo de permitir em simultâneo o acesso e codificação por parte da DGS das causas de morte e, a posterior disponibilização desses dados ao INE. O programa informático de registo das causas de morte contém um conjunto de validações, com mensagens de erro fatal e erros de aviso. No final da codificação o INE processe à análise dos dados no sentido de situações de incoerências entre a codificação atribuída e as variáveis demográficas sexo e idade dos indivíduos falecidos que fornece à DGS para análise. Sempre que necessário a DGS procede à recodificação, sendo necessário a libertação dos registos por parte do INE.»)

Pelo exposto, é perceptível que é tão importante a metodologia usada na reclassificação dos óbitos como a revisão da CID utilizada na sistemática dessa mesma reclassificação. Deste modo, os pontos de corte foram escolhidos com base em informações que pude objectivar através da observação das diferentes bases de dados da OMS, bem como por alterações de metodologia de classificação documentadas.

Códigos e Nomenclatura segundo a Causa de Morte

De seguida, passo a descrever de uma forma tabular os códigos utilizados para cada causa de morte abordada no presente estudo, especificando a sua designação adequada segundo cada uma das revisões da CID, bem como o nome simplificado que lhes atribuí no presente estudo.

Para simplificar o texto recorri à designação genérica de suicídio para descrever um grupo que, em boa verdade, remete para o conjunto de óbitos resultantes não só de suicídio propriamente dito, mas também de outros comportamentos auto-inflingidos. A designação causa externa com intenção indeterminada foi escolhida em detrimento de outras abreviações que têm vindo a ser avançadas. Por exemplo, alguns autores tratam esta categoria como mortes violentas com intenção indeterminada, no entanto a violência da morte não parece estar relacionada com a causa em si. Outros autores classificam esta categoria como suicídios prováveis, porém a probabilidade não é exclusiva para os suicídios, também se aplica aos acidentes. Há ainda autores que classificam este grupo como causas externas desconhecidas. Em boa verdade, a causa de morte é conhecida. Sabe-se que se deveu a um agente externo, afogamento, queda ou de viação, por exemplo, embora não se tenha apurado a intenção. As tabelas 3-10 descrevem a evolução da nomenclatura utilizada para cada causa de morte, enumerando os respectivos códigos utilizados. Para além da designação simplificada que lhes atribuí, nomeio ainda a sua designação internacional, bem como a sua tradução oficial de acordo com o Anexo à Deliberação n.º 131/97 de 27 de Julho, Diário da República II (Série N.º 166 - 21/07/1997).

Tabela 3. Códigos utilizados para o grupo de mortes abordadas como por suicídio, codificadas segundo a CID-10 como *Intentional self-harm* ou «Lesões autoprovocadas intencionalmente».

Revisão	Lista Condensada	Código(s)	Nome da Causa
CID-7	A148	E970-E979, E963	<i>Suicide and self-inflicted injury</i>
CID-8	A147	E950-E959	<i>Suicide and self-inflicted injury</i>
CID-9	B54	E950-E959	<i>Suicide and self-inflicted injury</i>
CID-10	1101	X60-X84	<i>Intentional self-harm</i>

Nota: Na CID-10 não foi incluída a categoria «Y870 *Sequelae of intentional self-harm*» por motivos de comparabilidade. A lista simplificada que o EUROSTAT utiliza remete para o total das mortes registadas nos códigos de X60 a X84. Esta restrição não teve um grande impacto na apreciação global, uma vez que apenas verificámos dois casos registados (2003 e 2009).

Tabela 4. Códigos utilizados para o grupo de mortes abordadas como mortes de causa mal definida ou desconhecida, codificadas segundo a CID-10 como *Symptoms, signs and abnormal clinical and laboratory findings, not elsewhere classified* ou «Sintomas, sinais e resultados anormais de exames clínicos e de laboratório não classificados em outra parte».

Revisão	Lista Condensada	Código(s)	Nome da Causa
CID-7	A137	780-793, 795	<i>Ill-defined and unknown causes of morbidity and mortality</i>
CID-8	A137	780-793, 795,796	<i>Symptoms and other ill-defined conditions</i>
CID-9	B46	780-799	<i>Signs, symptoms and ill-defined conditions</i>
CID-10	1094	R00-R99	<i>Symptoms, signs and abnormal clinical and laboratory findings</i>

Tabela 5. Códigos utilizados para o grupo de mortes abordadas como causa externa com intenção indeterminada, codificadas segundo a CID-10 como *Event of undetermined intent* ou «Eventos cuja intenção é indeterminada».

Revisão	Lista Condensada	Código(s)	Nome da Causa
CID-7	-	-	-
CID-8	A149	E980-E989	<i>Injury undetermined whether accidentally or purposely inflicted</i>
CID-9	B560, B569	E980-E989	<i>Injury undetermined whether accidentally or purposely inflicted</i>
CID-10	-	Y10-Y34	<i>Event of undetermined intent</i>

Nota: Na CID-10 não foram incluídas as categorias «Y872 *Sequelae of events of undetermined intent*» pelos mesmos motivos expostos anteriormente. Esta restrição não teve um grande impacto na apreciação global, uma vez que apenas verificámos quatro casos registados na primeira categoria (2003, 2008, 2009 e 2010).

Tabela 6. Códigos utilizados para o grupo de mortes abordadas como óbitos por intoxicação accidental, codificadas segundo a CID-10 como *Accidental poisoning by and exposure to noxious substances* ou «Intoxicação accidental por e devida a exposição a substâncias nocivas».

Revisão	Lista Condensada	Código(s)	Nome da Causa
CID-7	A140	E870-E895	<i>Accidental poisoning</i>
CID-8	A140	E850-E877	<i>Accidental poisoning</i>
CID-9	B48	E850-E869	<i>Accidental poisoning</i>
CID-10	1100	X40-X49	<i>Accidental poisoning by and exposure to noxious substances</i>

Tabela 7. Códigos utilizados para o grupo de mortes abordadas como por afogamento accidental, codificadas segundo a CID-10 como *Accidental drowning and submersion* ou «Afogamento e submersão accidentais».

Revisão	Lista Condensada	Código(s)	Nome da Causa
CID-7	A146	E929	<i>Accidental drowning and submersion</i>
CID-8	A143	E910	<i>Accidental drowning and submersion</i>
CID-9	B521	E910	<i>Accidental drowning and submersion</i>
CID-10	1098	W65-W74	<i>Accidental drowning and submersion</i>

Tabela 8. Códigos utilizados para o grupo de mortes abordadas como quedas accidentais, codificadas segundo a CID-10 como *Falls* ou «Quedas».

Revisão	Lista Condensada	Código(s)	Nome da Causa
CID-7	A141	E900-E904	<i>Accidental falls</i>
CID-8	A141	E880-E887	<i>Accidental falls</i>
CID-9	B50	E880-E888	<i>Accidental falls</i>
CID-10	1097	W00-W19	<i>Falls</i>

Tabela 9. Códigos utilizados para o grupo de mortes abordadas como acidentes de transporte, codificadas segundo a CID-10 como *Transport accidents* ou «Acidentes de transporte».

Revisão	Lista Condensada	Código(s)	Nome da Causa
CID-7	A138	E810-E835	<i>Motor vehicle accidents</i>
CID-7	A139	E800-E802, E840-E866	<i>Other transport accidents</i>
CID-8	A138	E810-E823	<i>Motor vehicle accidents</i>
CID-8	A139	E800-E807, E825-E845	<i>Other transport accidents</i>
CID-9	B47	E800-E848	<i>Transport accidents</i>
CID-10	1096	V01-V99	<i>Transport accidents</i>

Tabela 10. Códigos utilizados para o grupo de mortes abordadas como homicídios, codificadas segundo a CID-10 como *Assault* ou «Agressões».

Revisão	Lista Condensada	Código(s)	Nome da Causa
CID-7	A149	E964, E980-E985	<i>Homicide and injury purposely inflicted by other persons (not in war)</i>
CID-8	A148	E960-E978	<i>Homicide and injury purposely inflicted by other persons (not in war)</i>
CID-9	B55	E960-E969	<i>Homicide and injury purposely inflicted by other persons (not in war)</i>
CID-10	1102	X85-Y09	<i>Assault</i>

Tabela 11. Códigos e respectiva designação de mortes classificadas no grupo *Event of undetermined intent* ou «Eventos cuja intenção é indeterminada», na tradução oficial, segundo a CID-10.

Código	OMS	Portugal
Y10	Poisoning by and exposure to nonopioid analgesics, antipyretics and antirheumatics	Intoxicação provocada por e devida a exposição a analgésicos, antipiréticos e anti-reumáticos não opiáceos
Y11	Poisoning by and exposure to antiepileptic, sedative-hypnotic, antiparkinsonism and psychotropic drugs, not elsewhere classified	Intoxicação provocada por e devida a exposição a anticonvulsivantes, sedativos, hipnóticos, antiparkinsonianos e psicotrópicos não classificada em outra parte
Y12	Poisoning by and exposure to narcotics and psychodysleptics [hallucinogens], not elsewhere classified	Intoxicação provocada por e devida a exposição a narcóticos e a psicodislépticos (alucinogénios) não classificada em outra parte
Y13	Poisoning by and exposure to other drugs acting on the autonomic nervous system	Intoxicação provocada por e devida a exposição a outras substâncias farmacológicas de acção sobre o sistema nervoso autónomo
Y14	Poisoning by and exposure to other and unspecified drugs, medicaments and biological substances	Intoxicação provocada por e devida a exposição a outras drogas, medicamentos e substâncias biológicas e aos não especificados
Y15	Poisoning by and exposure to alcohol	Intoxicação provocada por e devida a exposição ao álcool
Y16	Poisoning by and exposure to organic solvents and halogenated hydrocarbons and their vapours	Intoxicação provocada por e devida a exposição a solventes orgânicos e hidrocarbonetos halogenados e seus vapores
Y17	Poisoning by and exposure to other gases and vapours	Intoxicação provocada por e devida a exposição a outros gases e vapores
Y18	Poisoning by and exposure to pesticides	Intoxicação provocada por e devida a exposição a pesticidas
Y19	Poisoning by and exposure to other and unspecified chemicals and noxious substances	Intoxicação provocada por e devida a exposição a outros produtos químicos e substâncias nocivas e aos não especificados
Y20	Hanging, strangulation and suffocation	Enforcamento, estrangulamento e sufocação
Y21	Drowning and submersion	Afogamento e submersão
Y22	Handgun discharge	Disparo de pistola
Y23	Rifle, shotgun and larger firearm discharge	Disparo de fuzil, carabina e arma de fogo de maior calibre
Y24	Other and unspecified firearm discharge	Disparo de outra arma de fogo e de arma de fogo não especificada
Y25	Contact with explosive material	Contacto com explosivos
Y26	Exposure to smoke, fire and flames	Exposição a fumo, fogo e chamas
Y27	Contact with steam, hot vapours and hot objects	Exposição a vapor de água, gases ou objectos quentes
Y28	Contact with sharp object	Contacto com objecto cortante ou penetrante
Y29	Contact with blunt object	Contacto com objecto contundente
Y30	Falling, jumping or pushed from a high place	Queda, salto ou empurrão de um lugar elevado
Y31	Falling, lying or running before or into moving object	Queda, permanência ou corrida diante de um objecto em movimento
Y32	Crashing of motor vehicle	Impacte de um veículo a motor
Y33	Other specified events	Outros eventos especificados
Y34	Unspecified event	Eventos não especificados

Tabela 12. Códigos e respectiva designação de mortes codificadas no grupo *Intentional self-harm* ou «Lesões autoprovocadas intencionalmente», na tradução oficial, segundo a CID-10.

Código	OMS	Portugal
X60	Intentional self-poisoning by and exposure to nonopioid analgesics, antipyretics and antirheumatics	Auto-intoxicação intencional provocada por e devido a exposição a analgésicos, antipiréticos e anti-reumáticos, não opiáceos.
X61	Intentional self-poisoning by and exposure to antiepileptic, sedative-hypnotic, antiparkinsonism and psychotropic drugs, not elsewhere classified	Auto-intoxicação intencional provocada por e devida a exposição a drogas anticonvulsivantes, sedativos, hipnóticos, antiparkinsonianos e psicotrópicos não classificada em outra parte.
X62	Intentional self-poisoning by and exposure to narcotics and psychodysleptics [hallucinogens], not elsewhere classified	Auto-intoxicação intencional provocada por e devida a exposição, a narcóticos e psicodislépticos (alucinogénios) não classificada em outra parte.
X63	Intentional self-poisoning by and exposure to other drugs acting on the autonomic nervous system	Auto-intoxicação intencional provocada por e devida a exposição a outras substâncias farmacológicas de acção sobre o sistema nervoso autónomo.
X64	Intentional self-poisoning by and exposure to other and unspecified drugs, medicaments and biological substances	Auto-intoxicação intencional provocada por e devida a exposição a outras drogas, medicamentos e substâncias biológicas não especificados.
X65	Intentional self-poisoning by and exposure to alcohol	Auto-intoxicação voluntária por álcool.
X66	Intentional self-poisoning by and exposure to organic solvents and halogenated hydrocarbons and their vapours	Auto-intoxicação intencional por solventes orgânicos, hidrocarbonetos halogenados e seus vapores.
X67	Intentional self-poisoning by and exposure to other gases and vapours	Auto-intoxicação intencional por outros gases e vapores.
X68	Intentional self-poisoning by and exposure to pesticides	Auto-intoxicação provocada por e devida a exposição a pesticidas.
X69	Intentional self-poisoning by and exposure to other and unspecified chemicals and noxious substances	Auto-intoxicação provocada por e devida a exposição a outros produtos químicos e substâncias nocivas não especificados.
X70	Intentional self-harm by hanging, strangulation and suffocation	Lesão autoprovocada intencionalmente por enforcamento, estrangulamento e sufocação.
X71	Intentional self-harm by drowning and submersion	Lesão autoprovocada intencionalmente por afogamento e submersão.
X72	Intentional self-harm by handgun discharge	Lesão autoprovocada intencionalmente por disparo de arma de fogo de mão.
X73	Intentional self-harm by rifle, shotgun and larger firearm discharge	Lesão autoprovocada intencionalmente por disparo de espingarda, carabina ou arma de fogo de maior calibre.
X74	Intentional self-harm by other and unspecified firearm discharge	Lesão autoprovocada intencionalmente por disparo de outra arma de fogo e de arma de fogo não especificada.
X75	Intentional self-harm by explosive material	Lesão autoprovocada intencionalmente por explosivos.
X76	Intentional self-harm by smoke, fire and flames	Lesão autoprovocada intencionalmente pelo fumo, fogo e chamas.
X77	Intentional self-harm by steam, hot vapours and hot objects	Lesão autoprovocada intencionalmente por vapor de água, gases ou objectos quentes.
X78	Intentional self-harm by sharp object	Lesão autoprovocada intencionalmente por objecto cortante ou penetrante.
X79	Intentional self-harm by blunt object	Lesão autoprovocada intencionalmente por objecto contundente.
X80	Intentional self-harm by jumping from a high place	Lesão autoprovocada intencionalmente por precipitação de um lugar elevado.
X81	Intentional self-harm by jumping or lying before moving object	Lesão autoprovocada intencionalmente por precipitação ou permanência diante de um objecto em movimento.
X82	Intentional self-harm by crashing of motor vehicle	Lesão autoprovocada intencionalmente por impacto com um veículo a motor.
X83	Intentional self-harm by other specified means	Lesão autoprovocada intencionalmente por outros meios especificados.
X84	Intentional self-harm by unspecified means	Lesão autoprovocada intencionalmente por meios não especificados.

Anexo II

Tabelas de Mortalidade

Tabela 1. Número de óbitos por suicídio (N), taxa bruta (Tx, por 100.000 habitantes), variação contínua da taxa bruta (VC, %) e mortalidade proporcional (MP, %), 1902 a 2010.

CID	Ano	Mulheres				Homens				Homens e Mulheres			
		N	Tx	VC	MP	N	Tx	VC	MP	N	Tx	VC	MP
	1902	76	2,6	.	.	160	6,1	.	.	236	4,3	.	0,22
	1903	56	1,9	-36,84	.	193	7,3	16,44	.	249	4,5	4,65	0,22
	1904	79	2,7	29,63	.	193	7,2	-1,39	.	272	4,9	8,89	0,26
	1905	93	3,2	15,63	.	190	7,1	-1,41	.	283	5	2,04	0,25
	1906	88	3	-6,67	.	216	8	11,25	.	304	5,3	6,00	0,24
	1907	77	2,6	-15,38	.	210	7,7	-3,90	.	287	5	-5,66	0,25
	1908	79	2,6	0,00	.	190	6,9	-11,59	.	269	4,6	-8,00	0,23
	1909	90	2,9	10,34	.	233	8,4	17,86	.	323	5,5	19,57	0,29
	1910	95	3,1	6,45	.	257	9,2	8,70	.	352	6	9,09	0,31
	1911	111	3,5	11,43	.	256	9,1	-1,10	.	367	6,2	3,33	0,28
	1912	117	3,7	5,41	.	270	9,5	4,21	.	387	6,5	4,84	0,32
	1913	169	5,4	31,48	.	353	12,5	24,00	.	522	8,7	33,85	0,42
	1914	153	4,9	-10,20	.	290	10,2	-22,55	.	443	7,4	-14,94	0,38
	1915	128	4,1	-19,51	.	319	11,2	8,93	.	447	7,5	1,35	0,36
	1916	109	3,5	-17,14	.	263	9,3	-20,43	.	372	6,2	-17,33	0,29
	1917	138	4,4	20,45	.	285	10	7,00	.	423	7	12,90	0,32
	1918	106	3,3	-33,33	.	284	10	0,00	.	390	6,5	-7,14	0,16
	1919	92	2,9	-13,79	.	262	9,2	-8,70	.	354	5,9	-9,23	0,23
	1920	117	3,7	21,62	.	260	9,1	-1,10	.	377	6,3	6,78	0,26
	1921	112	3,5	-5,71	.	255	8,9	-2,25	.	367	6	-4,76	0,29
	1922	148	4,6	23,91	.	294	10,1	11,88	.	442	7,2	20,00	0,35
	1923	103	3,1	-48,39	.	300	10,1	0,00	.	403	6,5	-9,72	0,28
	1924	132	4	22,50	.	356	11,9	15,13	.	488	7,7	18,46	0,39
	1925	123	3,7	-8,11	.	321	10,6	-12,26	.	444	6,9	-10,39	0,38
	1926	122	3,6	-2,78	.	326	10,6	0,00	.	448	6,9	0,00	0,35
	1927	126	3,7	2,70	.	359	11,5	7,83	.	485	7,4	7,25	0,39
	1928	136	3,9	5,13	.	397	12,6	8,73	.	533	8	8,11	0,43
	1929	106	3	-30,00	0,18	334	10,4	-21,15	0,55	440	6,6	-17,50	0,37
	1930	120	3,4	11,76	0,21	350	10,8	3,70	0,59	470	6,9	4,55	0,40
	1931	175	4,9	30,61	0,31	527	16,1	32,92	0,90	702	10,2	47,83	0,61
	1932	182	5	2,00	0,31	604	18,1	11,05	0,99	786	11,3	10,78	0,66
	1933	215	4,9	-2,04	0,36	611	17,9	-1,12	0,99	826	11,7	3,54	0,68
	1934	232	6,2	20,97	0,40	648	19	5,79	1,07	880	12,3	5,13	0,74
	1935	198	5,2	-19,23	0,33	660	19	0,00	1,04	858	11,9	-3,25	0,70
	1936	228	6	13,33	0,39	626	17,9	-6,15	1,03	854	11,7	-1,68	0,72
	1937	216	5,6	-7,14	0,38	570	16	-11,88	0,95	786	10,6	-9,40	0,67
	1938	197	5	-12,00	0,35	597	16,6	3,61	1,01	794	10,6	0,00	0,69
	1939	234	5,9	15,25	0,41	735	20,2	17,82	1,24	969	12,8	20,75	0,83
	1940	200	5	-18,00	0,34	695	18,8	-7,45	1,14	895	11,6	-9,38	0,74
	1941	252	6,3	20,63	0,38	674	18	-4,44	0,99	926	11,9	2,59	0,69
	1942	232	5,7	-10,53	0,37	505	13,4	-34,33	0,79	737	9,4	-21,01	0,58
	1943	184	4,5	-26,67	0,31	517	13,6	1,47	0,84	701	8,9	-5,32	0,58
	1944	200	4,9	8,16	0,35	532	13,8	1,45	0,86	732	9,2	3,37	0,61
	1945	201	4,8	-2,08	0,36	575	14,8	6,76	0,96	776	9,6	4,35	0,67
	1946	203	4,8	0,00	0,35	596	15,2	2,63	0,96	799	9,8	2,08	0,66
	1947	197	4,6	-4,35	0,36	527	13,3	-14,29	0,94	724	8,8	-10,20	0,66
	1948	190	4,4	-4,55	0,36	604	15	11,33	1,10	794	9,6	9,09	0,74
	1949	200	4,6	4,35	0,35	687	16,9	11,24	1,15	887	10,6	10,42	0,75
	1950	216	4,9	6,12	0,43	636	15,4	-9,74	1,21	852	10,1	-4,72	0,83
	1951	232	5,3	7,55	0,45	630	15,4	0,00	1,18	862	10,1	0,00	0,82
	1952	197	4,5	-17,78	0,40	648	15,7	1,91	1,27	845	9,9	-1,98	0,84
	1953	197	4,4	-2,27	0,41	648	15,5	-1,29	1,31	845	9,7	-2,02	0,87
	1954	194	4,4	0,00	0,41	627	15,1	-2,65	1,30	821	9,5	-2,06	0,86
7	1955	168	3,69	-19,11	0,34	634	15,03	-0,44	1,26	802	9,15	-3,68	0,81
	1956	178	3,88	4,85	0,33	706	16,60	9,46	1,32	884	10,00	9,33	0,83
	1957	172	3,72	-4,33	0,34	543	12,67	-31,08	1,05	715	8,03	-19,77	0,70
	1958	197	4,23	11,99	0,44	589	13,63	7,06	1,26	786	8,75	9,05	0,86
	1959	170	3,62	-16,81	0,35	659	15,13	9,90	1,32	829	9,16	4,63	0,85
	1960	177	3,82	5,20	0,38	597	14,03	-7,80	1,24	774	8,71	-4,92	0,81
	1961	202	4,32	11,50	0,41	602	14,00	-0,23	1,19	804	8,95	2,81	0,81
	1962	173	3,67	-17,66	0,37	597	13,78	-1,63	1,20	770	8,51	-4,96	0,79
	1963	191	4,02	8,86	0,40	673	15,44	10,76	1,34	864	9,49	11,53	0,88
	1964	179	3,76	-7,12	0,38	684	15,67	1,48	1,38	863	9,45	-0,38	0,89
	1965	180	3,77	0,46	0,39	659	15,16	-3,34	1,35	839	9,20	-2,63	0,88
	1966	210	4,41	14,44	0,43	665	15,39	1,50	1,29	875	9,64	4,69	0,87
	1967	200	4,20	-4,97	0,43	706	16,34	5,81	1,43	906	9,98	3,56	0,95
	1968	206	4,34	3,16	0,44	652	15,09	-8,29	1,35	858	9,46	-5,17	0,91
	1969	186	3,95	-9,95	0,38	595	13,89	-8,64	1,15	781	8,68	-8,25	0,77
	1970	168	3,72	-6,23	0,37	559	13,67	-1,60	1,18	727	8,44	-2,74	0,78
8	1971	146	3,23	-15,14	0,30	582	14,28	4,26	1,15	728	8,46	0,26	0,74
	1972	163	3,61	10,61	0,37	544	13,39	-6,63	1,18	707	8,24	-2,63	0,78
	1973	188	4,16	13,28	0,40	545	13,47	0,55	1,13	733	8,56	3,85	0,77

CID	Ano	Mulheres				Homens				Homens e Mulheres			
		N	Tx	VC	MP	N	Tx	VC	MP	N	Tx	VC	MP
	1974	204	4,39	5,25	0,43	546	13,19	-2,06	1,10	750	8,54	-0,22	0,77
	1975	208	4,15	-5,79	0,45	594	13,38	1,38	1,16	802	8,49	-0,61	0,82
	1976	194	3,80	-9,31	0,40	633	13,78	2,94	1,19	827	8,53	0,46	0,81
	1977	230	4,47	15,06	0,50	640	13,82	0,27	1,27	870	8,90	4,40	0,91
	1978	251	4,86	7,97	0,54	655	14,07	1,78	1,32	906	9,23	3,64	0,94
	1979	251	4,84	-0,41	0,56	701	14,99	6,13	1,46	952	9,65	4,62	1,03
9	1980	204	3,92	-23,33	0,45	525	11,21	-33,78	1,06	729	7,38	-23,59	0,77
	1981	239	4,68	16,19	0,52	542	11,42	1,85	1,08	781	7,93	7,48	0,82
	1982	251	4,89	4,22	0,57	582	12,18	6,28	1,20	833	8,40	6,01	0,90
	1983	270	5,24	6,66	0,59	707	14,73	17,30	1,41	977	9,81	16,78	1,02
	1984	314	6,07	13,73	0,68	718	14,91	1,16	1,41	1032	10,33	5,26	1,06
	1985	290	5,59	-8,51	0,63	693	14,35	-3,85	1,36	983	9,82	-4,96	1,01
	1986	269	5,19	-7,80	0,59	672	13,92	-3,12	1,35	941	9,40	-4,27	0,99
	1987	251	4,85	-7,00	0,55	709	14,71	5,38	1,43	960	9,61	2,19	1,01
	1988	196	3,80	-27,74	0,42	623	12,96	-13,50	1,22	819	8,22	-14,47	0,84
	1989	198	3,85	1,30	0,43	549	11,46	-13,11	1,10	747	7,52	-8,51	0,78
	1990	228	4,41	12,74	0,46	642	13,34	14,11	1,21	870	8,71	15,93	0,85
	1991	234	4,53	2,70	0,47	708	14,74	9,48	1,31	942	9,45	8,44	0,91
	1992	236	4,57	0,80	0,49	630	13,11	-12,38	1,19	866	8,69	-8,09	0,86
	1993	194	3,75	-21,83	0,38	586	12,18	-7,62	1,05	780	7,81	-10,04	0,74
	1994	175	3,38	-11,10	0,37	587	12,18	-0,04	1,13	762	7,62	-2,52	0,77
	1995	227	4,37	22,72	0,46	582	12,04	-1,14	1,08	809	8,07	5,89	0,78
	1996	162	3,11	-40,48	0,32	491	10,13	-18,88	0,87	653	6,49	-19,50	0,61
	1997	145	2,77	-12,07	0,29	483	9,93	-2,01	0,88	628	6,22	-4,15	0,60
	1998	140	2,67	-3,94	0,28	416	8,52	-16,57	0,75	556	5,49	-11,80	0,52
	1999	138	2,62	-1,85	0,27	407	8,30	-2,67	0,72	545	5,36	-2,39	0,51
	2000	107	2,02	-29,60	0,21	417	8,45	1,84	0,76	524	5,12	-4,36	0,50
	2001	175	3,29	38,49	0,35	586	11,79	28,33	1,07	761	7,39	44,28	0,72
10	2002	265	4,95	33,52	0,52	947	18,90	37,63	1,71	1212	11,69	58,11	1,14
	2003	267	4,94	-0,17	0,51	888	17,53	-7,85	1,59	1155	11,03	-5,67	1,06
	2004	297	5,48	9,88	0,61	908	17,87	1,93	1,71	1205	11,47	4,06	1,18
	2005	218	4,00	-36,81	0,42	696	13,63	-31,09	1,25	914	8,66	-24,49	0,85
	2006	194	3,55	-12,72	0,40	674	13,16	-3,62	1,26	868	8,20	-5,35	0,85
10	2007	269	4,91	27,72	0,54	751	14,63	10,05	1,41	1020	9,62	17,25	0,99
	2008	244	4,45	-10,40	0,48	794	15,45	5,30	1,48	1038	9,77	1,63	1,00
	2009	222	4,05	-10,02	0,43	803	15,61	1,03	1,51	1025	9,64	-1,35	0,98
	2010	265	4,83	16,18	0,51	836	16,24	3,91	1,54	1101	10,35	7,37	1,04

Tabela 2. Número de suicídios (N), taxa de suicídio (Tx, por 100.000 habitantes) e mortalidade proporcional (MP, %) por cinco estratos etários de 1941 a 2010 – Mulheres.

CID	Ano	0-14			15-24			25-44			45-64			65+		
		N	Tx	MP	N	Tx	MP	N	Tx	MP	N	Tx	MP	N	Tx	MP
	1941	5	0,41	0,02	61	8,79	2,23	74	6,73	1,27	72	10,18	0,82	41	13,42	0,16
	1942	2	0,17	0,01	67	9,52	2,26	69	6,20	1,20	51	7,15	0,59	43	13,88	0,18
	1943	1	0,08	0,00	59	8,28	2,03	49	4,35	0,89	39	5,42	0,49	37	11,85	0,17
	1944	3	0,25	0,02	49	6,71	1,79	59	5,22	1,10	49	6,70	0,63	39	12,27	0,18
	1945	1	0,08	0,01	55	7,37	2,03	57	5,01	1,09	54	7,31	0,69	34	10,74	0,16
	1946	2	0,17	0,01	59	7,86	2,16	52	4,56	1,00	51	6,80	0,63	39	11,66	0,16
	1947	1	0,08	0,01	63	8,27	2,42	50	4,35	1,04	50	6,54	0,66	33	9,90	0,14
	1948	1	0,08	0,01	48	6,23	2,07	69	5,96	1,49	64	8,20	0,85	34	9,95	0,16
	1949	2	0,16	0,01	57	7,31	2,59	49	4,19	1,07	57	7,17	0,71	34	9,80	0,14
	1950	6	0,49	0,04	48	6,12	2,45	70	5,88	1,67	58	7,12	0,78	34	9,55	0,15
	1951	2	0,16	0,01	61	7,75	3,43	58	4,81	1,46	73	8,82	0,96	36	9,96	0,14
*	1952	3	0,25	0,02	55	6,96	4,05	54	4,44	1,60	67	8,00	0,97	37	10,07	0,16
*	1953	4	0,33	0,03	50	6,32	5,04	50	4,07	1,72	63	7,40	0,92	37	9,92	0,15
*	1954	4	0,32	0,03	44	5,57	4,75	44	3,53	1,57	55	6,37	0,80	37	9,69	0,15
7	1955	5	0,41	0,04	38	4,83	4,09	40	3,18	1,49	49	5,58	0,69	36	9,24	0,14
	1956	4	0,32	0,03	35	4,44	4,14	45	3,54	1,62	70	7,86	0,90	24	6,09	0,08
	1957	1	0,08	0,01	34	4,35	3,96	42	3,26	1,55	55	6,09	0,77	40	10,12	0,15
	1958	1	0,08	0,01	42	5,55	6,48	54	4,22	2,30	64	6,91	0,98	36	8,94	0,15
	1959	1	0,08	0,01	29	3,79	4,57	41	3,16	1,73	51	5,40	0,80	48	11,65	0,18
	1960	1	0,08	0,01	37	4,94	6,20	47	3,77	2,11	58	6,19	0,88	34	7,94	0,13
	1961	5	0,39	0,04	35	4,65	5,50	65	5,14	2,92	57	6,02	0,85	40	9,19	0,15
	1962	0	0,00	0,00	39	5,16	6,78	47	3,68	2,16	57	5,98	0,85	30	6,80	0,11
	1963	1	0,08	0,01	30	3,93	5,62	42	3,26	2,10	68	7,10	1,00	50	11,22	0,17
	1964	1	0,08	0,01	22	2,88	4,10	45	3,45	2,12	65	6,78	0,94	46	10,37	0,16
	1965	2	0,16	0,02	20	2,61	4,35	48	3,71	2,36	62	6,46	0,93	48	10,37	0,17
	1966	0	0,00	0,00	29	3,77	6,08	60	4,69	3,02	62	6,43	0,85	59	12,66	0,19
	1967	1	0,08	0,01	25	3,24	5,06	63	4,97	3,22	65	6,71	0,93	46	9,67	0,15
	1968	5	0,40	0,07	29	3,79	6,61	52	4,12	2,87	63	6,49	0,93	57	11,79	0,19
	1969	0	0,00	0,00	27	3,58	5,70	38	3,04	2,01	64	6,60	0,89	57	11,72	0,17

CID	Ano	0-14			15-24			25-44			45-64			65+		
		N	Tx	MP	N	Tx	MP	N	Tx	MP	N	Tx	MP	N	Tx	MP
	1960	6	0,23	0,03	93	6,40	5,86	162	6,75	2,84	327	18,84	1,96	183	25,83	0,38
	1961	10	0,38	0,04	88	6,03	5,33	196	8,06	3,42	313	17,83	1,84	197	27,34	0,42
	1962	1	0,04	0,00	82	5,59	5,41	211	8,61	3,64	301	17,03	1,75	173	23,72	0,36
	1963	5	0,19	0,02	79	5,31	5,42	216	8,74	3,94	340	19,15	1,94	224	30,40	0,43
	1964	3	0,11	0,01	74	4,94	4,88	201	8,11	3,50	363	20,44	2,04	216	29,42	0,43
	1965	4	0,15	0,02	57	3,79	4,12	211	8,69	3,84	343	19,28	1,94	221	28,93	0,43
	1966	3	0,11	0,02	64	4,21	4,45	232	9,75	4,18	347	19,45	1,80	229	29,73	0,41
	1967	1	0,04	0,01	68	4,44	4,63	253	10,73	4,55	365	20,36	1,96	216	27,51	0,40
	1968	9	0,35	0,06	77	5,02	5,43	188	8,00	3,66	342	19,06	1,91	239	29,94	0,44
	1969	3	0,12	0,02	63	4,14	4,29	167	7,22	3,18	293	16,36	1,52	252	31,41	0,41
	1970	2	0,08	0,01	63	4,64	4,48	172	7,96	3,68	255	14,11	1,46	235	28,22	0,42
8	1971	8	0,33	0,06	38	2,75	2,55	149	7,02	2,99	298	16,46	1,58	232	27,63	0,38
	1972	9	0,37	0,09	46	3,27	3,23	140	6,69	3,25	286	15,82	1,62	224	26,30	0,39
	1973	9	0,37	0,08	49	3,47	3,33	158	7,61	3,39	295	16,28	1,66	222	25,88	0,37
	1974	10	0,42	0,11	50	3,41	3,07	155	7,25	3,29	292	15,49	1,60	243	27,11	0,38
	1975	5	0,19	0,05	69	4,31	3,54	175	7,71	3,45	331	16,52	1,70	222	22,84	0,36
	1976	9	0,33	0,11	88	5,39	4,53	160	6,64	3,12	332	16,69	1,68	238	24,87	0,36
	1977	15	0,55	0,20	98	5,95	5,53	185	7,62	3,93	345	17,21	1,85	227	23,54	0,36
	1978	8	0,29	0,12	123	7,43	6,47	202	8,28	4,55	296	14,69	1,66	277	28,59	0,42
	1979	21	0,76	0,35	109	6,56	5,73	250	10,21	5,76	296	14,63	1,73	276	28,36	0,44
9	1980	9	0,35	0,16	81	4,65	4,21	188	7,48	4,19	245	12,07	1,39	206	19,89	0,32
	1981	17	0,68	0,35	94	5,72	4,35	167	6,80	3,63	272	12,79	1,50	231	20,40	0,35
	1982	12	0,49	0,27	99	5,94	4,93	201	8,10	4,62	288	13,44	1,65	233	20,28	0,36
	1983	15	0,61	0,36	122	7,28	6,29	254	10,10	5,65	333	15,39	1,87	253	21,82	0,37
	1984	19	0,79	0,51	148	8,81	8,11	260	10,20	5,82	346	15,84	1,89	259	22,16	0,38
	1985	10	0,42	0,28	122	7,27	7,02	214	8,26	4,94	326	14,89	1,81	311	26,18	0,45
	1986	9	0,39	0,28	92	5,53	5,58	196	7,43	4,55	359	16,42	2,00	285	23,51	0,42
	1987	5	0,22	0,18	104	6,33	5,95	252	9,42	5,63	288	13,17	1,67	311	25,14	0,45
	1988	7	0,32	0,26	81	4,98	4,64	165	6,10	3,64	281	12,81	1,63	285	22,56	0,40
	1989	4	0,19	0,17	76	4,71	4,52	161	5,92	3,51	236	10,72	1,45	270	20,87	0,38
	1990	5	0,25	0,23	87	5,36	4,88	226	8,23	4,76	250	11,18	1,47	302	22,55	0,39
	1991	4	0,20	0,18	75	4,60	4,09	264	9,57	5,26	270	12,01	1,57	329	23,97	0,42
	1992	5	0,26	0,27	64	3,92	3,65	223	8,02	4,33	267	11,85	1,62	307	21,89	0,41
	1993	3	0,16	0,17	52	3,20	3,16	190	6,78	3,77	234	10,32	1,38	301	21,05	0,37
	1994	4	0,22	0,26	55	3,40	3,63	205	7,26	4,15	221	9,67	1,43	277	18,98	0,37
	1995	3	0,17	0,21	72	4,48	4,38	183	6,42	3,44	250	10,85	1,60	301	20,18	0,38
	1996	1	0,06	0,07	46	2,90	2,96	134	4,65	2,44	186	8,01	1,17	286	18,77	0,35
	1997	2	0,12	0,15	43	2,74	2,94	167	5,73	3,01	163	6,96	1,06	253	16,26	0,31
	1998	1	0,06	0,08	35	2,27	2,47	131	4,44	2,41	151	6,39	1,00	238	14,98	0,29
	1999	4	0,24	0,36	29	1,91	2,25	123	4,12	2,26	123	5,16	0,83	266	16,42	0,31
	2000	0	0,00	0,00	35	2,36	2,96	118	3,90	2,30	129	5,35	0,88	242	14,61	0,29
	2001	2	0,12	0,20	49	3,39	4,53	209	6,80	3,99	198	8,11	1,36	303	17,90	0,36
10	2002	6	0,37	0,61	60	4,26	6,49	314	10,06	6,25	373	15,08	2,57	459	26,65	0,54
	2003	0	0,00	0,00	50	3,67	5,88	296	9,32	6,20	362	14,32	2,49	447	25,38	0,51
	2004	3	0,18	0,40	45	3,35	6,00	312	9,79	6,93	356	13,99	2,56	489	27,53	0,60
	2005	2	0,12	0,30	38	2,90	5,11	229	7,14	5,16	264	10,21	1,86	381	21,17	0,44
	2006	1	0,06	0,16	39	3,05	6,14	188	5,85	4,54	259	9,85	1,85	381	20,95	0,46
10	2007	2	0,12	0,34	37	2,96	6,25	203	6,31	5,23	325	12,18	2,32	453	24,63	0,54
	2008	2	0,12	0,35	34	2,78	6,61	224	6,98	6,15	322	11,91	2,31	456	24,49	0,53
	2009	1	0,06	0,17	49	4,10	9,78	206	6,45	5,88	349	12,75	2,46	419	22,20	0,49
	2010	2	0,12	0,43	39	3,33	8,65	233	7,35	6,79	353	12,76	2,52	472	24,63	0,54

* Interpolação linear dos suicídios por sexo e dezasseis grupos etários quinquenais.

Tabela 5. Taxas de suicídio brutas e padronizadas pelo método directo por idade (dezassete estratos etários quinquenais) - Mulheres, 1941 a 2010. População padrão: População Portuguesa Censitária de 1991.

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	<i>Erro Padrão</i>	Lim. Inferior	Lim. Superior
	1941	253	4 017 164	6,30	7,75	0,52	6,74	8,76
	1942	232	4 040 269	5,74	7,04	0,49	6,08	8,01
	1943	185	4 064 514	4,55	5,57	0,44	4,72	6,42
	1944	199	4 098 872	4,85	6,01	0,45	5,13	6,90
	1945	201	4 135 593	4,86	5,85	0,44	5,00	6,71
	1946	203	4 176 271	4,86	5,93	0,44	5,07	6,80
	1947	197	4 215 212	4,67	5,62	0,43	4,79	6,46
	1948	216	4 257 703	5,07	6,05	0,44	5,19	6,90
	1949	199	4 310 553	4,62	5,52	0,41	4,71	6,33
	1950	216	4 362 500	4,95	5,86	0,42	5,04	6,69
	1951	230	4 399 500	5,23	6,31	0,45	5,44	7,19
*	1952	216	4 436 600	4,87	5,87	0,42	5,04	6,70
*	1953	204	4 473 700	4,56	5,49	0,41	4,69	6,29
*	1954	184	4 510 800	4,08	4,95	0,39	4,19	5,71
7	1955	168	4 547 800	3,69	4,47	0,36	3,75	5,18
	1956	178	4 584 800	3,88	4,58	0,36	3,88	5,29
	1957	172	4 621 900	3,72	4,47	0,36	3,78	5,17
	1958	197	4 658 800	4,23	5,07	0,38	4,33	5,82
	1959	170	4 695 900	3,62	4,57	0,37	3,85	5,30
	1960	177	4 634 800	3,82	4,51	0,35	3,82	5,19
	1961	202	4 681 100	4,32	5,02	0,36	4,31	5,74
	1962	173	4 716 900	3,67	4,30	0,34	3,64	4,95
	1963	191	4 746 500	4,02	4,88	0,36	4,17	5,59
	1964	179	4 765 200	3,76	4,61	0,36	3,92	5,31
	1965	180	4 769 700	3,77	4,65	0,36	3,95	5,36
	1966	210	4 760 900	4,41	5,24	0,37	4,52	5,97
	1967	200	4 759 700	4,20	4,90	0,35	4,21	5,60
	1968	206	4 747 500	4,34	5,13	0,37	4,41	5,85
	1969	186	4 713 000	3,95	4,79	0,36	4,08	5,50
	1970	168	4 522 000	3,72	4,39	0,34	3,71	5,06
8	1971	146	4 525 000	3,23	3,77	0,32	3,15	4,40
	1972	163	4 515 700	3,61	4,16	0,33	3,51	4,80
	1973	188	4 516 800	4,16	4,86	0,36	4,15	5,57
	1974	204	4 643 700	4,39	4,96	0,35	4,27	5,65
	1975	208	5 009 000	4,15	4,79	0,34	4,13	5,46
	1976	194	5 106 900	3,80	4,31	0,31	3,69	4,92
	1977	230	5 142 900	4,47	5,09	0,34	4,42	5,76
	1978	251	5 165 200	4,86	5,58	0,36	4,87	6,28
	1979	251	5 186 600	4,84	5,47	0,35	4,78	6,16
9	1980	204	5 198 800	3,92	4,33	0,31	3,73	4,94
	1981	239	5 104 600	4,68	5,01	0,33	4,37	5,65
	1982	251	5 134 400	4,89	5,25	0,33	4,60	5,90
	1983	270	5 155 600	5,24	5,59	0,34	4,92	6,27
	1984	314	5 172 300	6,07	6,45	0,37	5,73	7,17
	1985	290	5 183 200	5,59	5,91	0,35	5,23	6,59
	1986	269	5 182 700	5,19	5,43	0,33	4,78	6,08
	1987	251	5 174 000	4,85	5,07	0,32	4,44	5,70
	1988	196	5 161 200	3,80	3,92	0,28	3,37	4,47
	1989	198	5 145 900	3,85	3,92	0,28	3,37	4,47
	1990	228	5 170 283	4,41	4,46	0,30	3,88	5,04
	1991	234	5 163 075	4,53	4,53	0,30	3,95	5,11
	1992	236	5 165 293	4,57	4,53	0,30	3,95	5,11
	1993	194	5 172 764	3,75	3,68	0,26	3,16	4,20
	1994	175	5 183 961	3,38	3,29	0,25	2,80	3,78
	1995	227	5 196 822	4,37	4,22	0,28	3,67	4,77
	1996	162	5 210 049	3,11	2,96	0,23	2,51	3,42
	1997	145	5 226 360	2,77	2,61	0,22	2,19	3,04
	1998	140	5 245 101	2,67	2,47	0,21	2,06	2,88
	1999	138	5 265 714	2,62	2,43	0,21	2,02	2,84
	2000	107	5 291 367	2,02	1,85	0,18	1,50	2,21
	2001	175	5 323 183	3,29	3,01	0,23	2,56	3,46
10	2002	265	5 358 811	4,95	4,54	0,28	3,99	5,09
	2003	267	5 408 377	4,94	4,50	0,28	3,95	5,04
	2004	297	5 421 654	5,48	4,88	0,29	4,32	5,44
	2005	218	5 443 765	4,00	3,51	0,24	3,04	3,98
	2006	194	5 460 966	3,55	3,09	0,22	2,66	3,53
10	2007	269	5 473 967	4,91	4,31	0,27	3,79	4,83
	2008	244	5 481 730	4,45	3,82	0,25	3,34	4,31

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
	2009	222	5 487 101	4,05	3,44	0,24	2,98	3,91
	2010	265	5 489 927	4,83	4,16	0,26	3,65	4,67

* Interpolação linear dos suicídios por sexo e dezassete estratos etários quinquenais.

Tabela 6. Taxas de suicídio brutas e padronizadas pelo método directo por idade (dezassete estratos etários quinquenais) - Homens, 1941 a 2010. População padrão: População Portuguesa Censitária de 1991.

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
	1941	668	3 712 516	17,99	25,96	1,06	23,88	28,04
	1942	502	3 731 881	13,45	19,36	0,92	17,55	21,17
	1943	511	3 755 899	13,61	19,46	0,91	17,67	21,25
	1944	529	3 788 013	13,97	19,40	0,90	17,65	21,16
	1945	571	3 823 238	14,93	21,27	0,94	19,42	23,12
	1946	590	3 862 895	15,27	21,81	0,95	19,94	23,68
	1947	520	3 899 840	13,33	18,86	0,88	17,14	20,58
	1948	599	3 940 482	15,20	21,17	0,92	19,37	22,97
	1949	681	3 991 694	17,06	23,94	0,97	22,04	25,84
	1950	635	4 042 900	15,71	21,81	0,92	20,01	23,61
	1951	627	4 077 800	15,38	20,72	0,87	19,00	22,43
*	1952	628	4 112 600	15,27	20,74	0,87	19,03	22,46
*	1953	634	4 147 400	15,29	21,00	0,88	19,27	22,72
*	1954	630	4 182 200	15,06	20,79	0,87	19,08	22,51
7	1955	630	4 217 100	14,94	20,76	0,87	19,05	22,47
	1956	703	4 251 900	16,53	22,85	0,91	21,07	24,63
	1957	539	4 286 800	12,57	17,64	0,81	16,05	19,22
	1958	588	4 321 600	13,61	18,80	0,82	17,19	20,41
	1959	656	4 356 600	15,06	20,63	0,85	18,96	22,30
	1960	594	4 254 700	13,96	18,34	0,78	16,81	19,87
	1961	602	4 300 100	14,00	18,42	0,78	16,90	19,94
	1962	595	4 333 800	13,73	17,82	0,76	16,34	19,30
	1963	673	4 359 600	15,44	19,94	0,79	18,39	21,49
	1964	678	4 365 400	15,53	20,06	0,79	18,51	21,61
	1965	656	4 346 500	15,09	19,58	0,79	18,04	21,13
	1966	665	4 320 300	15,39	19,78	0,79	18,23	21,32
	1967	703	4 320 400	16,27	20,57	0,79	19,01	22,12
	1968	649	4 320 800	15,02	19,18	0,77	17,67	20,69
	1969	592	4 283 900	13,82	18,28	0,77	16,77	19,79
	1970	559	4 089 100	13,67	16,68	0,72	15,27	18,09
8	1971	579	4 075 900	14,21	17,39	0,74	15,95	18,84
	1972	542	4 062 500	13,34	16,38	0,72	14,97	17,79
	1973	545	4 047 400	13,47	16,21	0,71	14,82	17,60
	1974	546	4 138 300	13,19	15,86	0,70	14,50	17,23
	1975	594	4 439 800	13,38	15,79	0,66	14,50	17,08
	1976	633	4 592 000	13,78	17,30	0,71	15,91	18,68
	1977	640	4 630 100	13,82	16,98	0,69	15,62	18,33
	1978	655	4 654 400	14,07	17,65	0,71	16,26	19,05
	1979	701	4 676 100	14,99	18,45	0,71	17,05	19,85
	1980	525	4 685 000	11,21	13,43	0,59	12,26	14,59
9	1981	542	4 746 900	11,42	13,03	0,57	11,92	14,14
	1982	582	4 777 100	12,18	13,66	0,57	12,54	14,78
	1983	707	4 799 200	14,73	16,12	0,61	14,93	17,32
	1984	718	4 817 100	14,91	16,29	0,61	15,09	17,49
	1985	693	4 828 300	14,35	15,58	0,60	14,42	16,75
	1986	672	4 828 000	13,92	15,10	0,59	13,95	16,24
	1987	709	4 820 100	14,71	15,66	0,59	14,50	16,82
	1988	623	4 807 200	12,96	13,59	0,55	12,52	14,66
	1989	549	4 791 500	11,46	11,86	0,51	10,87	12,85
	1990	642	4 812 935	13,34	13,52	0,53	12,48	14,57
	1991	708	4 804 803	14,74	14,74	0,55	13,65	15,82
	1992	630	4 804 660	13,11	12,96	0,52	11,95	13,97
	1993	586	4 809 827	12,18	11,89	0,49	10,93	12,85
	1994	587	4 820 120	12,18	11,80	0,49	10,85	12,76
	1995	582	4 833 554	12,04	11,50	0,48	10,56	12,43
	1996	491	4 847 812	10,13	9,52	0,43	8,68	10,36
	1997	483	4 864 760	9,93	9,26	0,42	8,43	10,09
	1998	416	4 884 189	8,52	7,89	0,39	7,13	8,65
	1999	407	4 906 235	8,30	7,47	0,37	6,74	8,20
	2000	417	4 934 469	8,45	7,58	0,37	6,85	8,32
	2001	586	4 969 816	11,79	10,54	0,44	9,68	11,40
10	2002	947	5 009 592	18,90	16,82	0,55	15,74	17,89
	2003	888	5 066 308	17,53	15,35	0,52	14,33	16,37
	2004	908	5 080 330	17,87	15,62	0,52	14,59	16,65

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
	2005	696	5 104 848	13,63	11,86	0,46	10,97	12,76
	2006	674	5 122 707	13,16	11,30	0,44	10,43	12,17
10	2007	751	5 134 377	14,63	12,22	0,45	11,33	13,10
	2008	794	5 140 691	15,45	12,89	0,47	11,98	13,81
	2009	802	5 145 388	15,59	13,07	0,47	12,15	14,00
	2010	834	5 147 428	16,20	13,18	0,47	12,26	14,10

* Interpolação linear dos suicídios por sexo e dezassete estratos etários quinquenais.

Tabela 7. Taxas de suicídio brutas e padronizadas pelo método directo por sexo e idade (dezassete estratos etários quinquenais), 1941 a 2010. População padrão: População Portuguesa Censitária de 1991.

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
	1941	921	7 729 680	11,92	16,53	0,58	15,40	17,66
	1942	734	7 772 150	9,44	12,98	0,51	11,98	13,98
	1943	696	7 820 413	8,90	12,26	0,50	11,29	13,23
	1944	728	7 886 885	9,23	12,47	0,49	11,50	13,43
	1945	772	7 958 831	9,70	13,28	0,51	12,29	14,28
	1946	793	8 039 166	9,86	13,59	0,51	12,58	14,59
	1947	717	8 115 052	8,84	12,00	0,48	11,07	12,94
	1948	815	8 198 185	9,94	13,34	0,50	12,36	14,31
	1949	880	8 302 247	10,60	14,40	0,51	13,39	15,40
	1950	851	8 405 400	10,12	13,55	0,49	12,58	14,52
	1951	857	8 477 300	10,11	13,26	0,48	12,32	14,20
*	1952	844	8 549 200	9,87	13,04	0,47	12,11	13,97
*	1953	838	8 621 100	9,72	12,97	0,47	12,04	13,89
*	1954	814	8 693 000	9,36	12,59	0,47	11,67	13,50
7	1955	798	8 764 900	9,10	12,32	0,46	11,42	13,22
	1956	881	8 836 700	9,97	13,39	0,48	12,46	14,32
	1957	711	8 908 700	7,98	10,82	0,43	9,97	11,66
	1958	785	8 980 400	8,74	11,69	0,44	10,82	12,55
	1959	826	9 052 500	9,12	12,31	0,45	11,43	13,20
	1960	771	8 889 500	8,67	11,18	0,42	10,36	11,99
	1961	804	8 981 200	8,95	11,48	0,42	10,66	12,30
	1962	768	9 050 700	8,49	10,81	0,40	10,02	11,60
	1963	864	9 106 100	9,49	12,14	0,43	11,31	12,97
	1964	857	9 130 600	9,39	12,06	0,42	11,23	12,89
	1965	836	9 116 200	9,17	11,85	0,42	11,02	12,68
	1966	875	9 081 200	9,64	12,25	0,43	11,42	13,08
	1967	903	9 080 100	9,94	12,45	0,42	11,62	13,29
	1968	855	9 068 300	9,43	11,91	0,42	11,09	12,72
	1969	778	8 996 900	8,65	11,29	0,42	10,47	12,11
	1970	727	8 611 100	8,44	10,31	0,39	9,55	11,08
8	1971	725	8 600 900	8,43	10,34	0,39	9,57	11,11
	1972	705	8 578 200	8,22	10,05	0,39	9,29	10,81
	1973	733	8 564 200	8,56	10,33	0,39	9,57	11,09
	1974	750	8 782 000	8,54	10,22	0,38	9,47	10,97
	1975	802	9 448 800	8,49	10,09	0,36	9,38	10,81
	1976	827	9 698 900	8,53	10,57	0,38	9,83	11,31
	1977	870	9 773 000	8,90	10,82	0,38	10,08	11,56
	1978	906	9 819 600	9,23	11,40	0,39	10,64	12,16
	1979	952	9 862 700	9,65	11,73	0,39	10,96	12,49
9	1980	729	9 883 800	7,38	8,72	0,33	8,07	9,36
	1981	781	9 851 500	7,93	8,88	0,32	8,25	9,51
	1982	833	9 911 500	8,40	9,30	0,32	8,67	9,94
	1983	977	9 954 800	9,81	10,67	0,34	10,00	11,34
	1984	1032	9 989 400	10,33	11,19	0,35	10,51	11,88
	1985	983	10 011 500	9,82	10,57	0,34	9,91	11,24
	1986	941	10 010 700	9,40	10,09	0,33	9,44	10,74
	1987	960	9 994 100	9,61	10,18	0,33	9,53	10,82
	1988	819	9 968 400	8,22	8,58	0,30	7,99	9,17
	1989	747	9 937 400	7,52	7,75	0,28	7,19	8,30
	1990	870	9 983 218	8,71	8,83	0,30	8,24	9,41
	1991	942	9 967 878	9,45	9,45	0,31	8,85	10,05
	1992	866	9 969 953	8,69	8,59	0,29	8,02	9,17
	1993	780	9 982 591	7,81	7,64	0,27	7,10	8,18
	1994	762	10 004 081	7,62	7,39	0,27	6,87	7,92
	1995	809	10 030 376	8,07	7,73	0,27	7,19	8,26
	1996	653	10 057 861	6,49	6,12	0,24	5,65	6,60
	1997	628	10 091 120	6,22	5,82	0,23	5,36	6,27
	1998	556	10 129 290	5,49	5,09	0,22	4,66	5,51
	1999	545	10 171 949	5,36	4,86	0,21	4,45	5,27
	2000	524	10 225 836	5,12	4,62	0,20	4,22	5,01

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
	2001	761	10 292 999	7,39	6,64	0,24	6,17	7,12
10	2002	1212	10 368 403	11,69	10,46	0,30	9,86	11,05
	2003	1155	10 474 685	11,03	9,73	0,29	9,16	10,29
	2004	1205	10 501 984	11,47	10,06	0,29	9,48	10,63
	2005	914	10 548 613	8,66	7,54	0,25	7,04	8,03
	2006	868	10 583 673	8,20	7,05	0,24	6,57	7,53
10	2007	1020	10 608 344	9,62	8,12	0,26	7,61	8,63
	2008	1038	10 622 421	9,77	8,20	0,26	7,69	8,70
	2009	1024	10 632 489	9,63	8,09	0,26	7,58	8,59
	2010	1099	10 637 355	10,33	8,51	0,26	7,99	9,02

* Interpolação linear dos suicídios por sexo e dezassete estratos etários quinquenais.

Tabela 8. Taxas de suicídio brutas e padronizadas pelo método directo por idade (dezassete estratos etários quinquenais) – Mulheres, 1941 a 2010. População padrão: População Portuguesa Censitária de 2001.

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
	1941	253	4 017 164	6,30	8,13	0,56	7,03	9,23
	1942	232	4 040 269	5,74	7,40	0,54	6,35	8,46
	1943	185	4 064 514	4,55	5,85	0,48	4,91	6,79
	1944	199	4 098 872	4,85	6,39	0,50	5,40	7,37
	1945	201	4 135 593	4,86	6,17	0,48	5,23	7,11
	1946	203	4 176 271	4,86	6,23	0,49	5,27	7,18
	1947	197	4 215 212	4,67	5,95	0,47	5,02	6,88
	1948	216	4 257 703	5,07	6,50	0,49	5,54	7,45
	1949	199	4 310 553	4,62	5,83	0,45	4,94	6,72
	1950	216	4 362 500	4,95	6,08	0,45	5,19	6,96
	1951	230	4 399 500	5,23	6,63	0,49	5,67	7,60
*	1952	216	4 436 600	4,87	6,17	0,47	5,26	7,09
*	1953	204	4 473 700	4,56	5,77	0,45	4,90	6,65
*	1954	184	4 510 800	4,08	5,22	0,42	4,39	6,05
7	1955	168	4 547 800	3,69	4,71	0,40	3,93	5,49
	1956	178	4 584 800	3,88	4,77	0,39	4,01	5,53
	1957	172	4 621 900	3,72	4,72	0,39	3,97	5,48
	1958	197	4 658 800	4,23	5,34	0,42	4,53	6,16
	1959	170	4 695 900	3,62	4,90	0,41	4,10	5,71
	1960	177	4 634 800	3,82	4,77	0,38	4,02	5,52
	1961	202	4 681 100	4,32	5,34	0,40	4,56	6,11
	1962	173	4 716 900	3,67	4,47	0,36	3,77	5,17
	1963	191	4 746 500	4,02	5,22	0,40	4,44	6,00
	1964	179	4 765 200	3,76	4,97	0,39	4,20	5,75
	1965	180	4 769 700	3,77	5,05	0,40	4,26	5,84
	1966	210	4 760 900	4,41	5,65	0,41	4,85	6,45
	1967	200	4 759 700	4,20	5,23	0,39	4,47	5,99
	1968	206	4 747 500	4,34	5,50	0,40	4,71	6,29
	1969	186	4 713 000	3,95	5,22	0,41	4,43	6,02
	1970	168	4 522 000	3,72	4,71	0,38	3,97	5,46
8	1971	146	4 525 000	3,23	4,10	0,35	3,41	4,80
	1972	163	4 515 700	3,61	4,46	0,36	3,75	5,18
	1973	188	4 516 800	4,16	5,26	0,40	4,48	6,05
	1974	204	4 643 700	4,39	5,33	0,39	4,57	6,09
	1975	208	5 009 000	4,15	5,17	0,38	4,43	5,91
	1976	194	5 106 900	3,80	4,55	0,34	3,88	5,21
	1977	230	5 142 900	4,47	5,39	0,37	4,66	6,12
	1978	251	5 165 200	4,86	5,92	0,39	5,15	6,69
	1979	251	5 186 600	4,84	5,83	0,38	5,08	6,59
9	1980	204	5 198 800	3,92	4,56	0,33	3,91	5,22
	1981	239	5 104 600	4,68	5,22	0,34	4,54	5,90
	1982	251	5 134 400	4,89	5,56	0,36	4,86	6,26
	1983	270	5 155 600	5,24	5,88	0,36	5,17	6,60
	1984	314	5 172 300	6,07	6,82	0,39	6,05	7,59
	1985	290	5 183 200	5,59	6,36	0,38	5,62	7,11
	1986	269	5 182 700	5,19	5,84	0,36	5,13	6,54
	1987	251	5 174 000	4,85	5,46	0,35	4,78	6,14
	1988	196	5 161 200	3,80	4,22	0,31	3,62	4,82
	1989	198	5 145 900	3,85	4,24	0,30	3,65	4,84
	1990	228	5 170 283	4,41	4,90	0,33	4,26	5,54
	1991	234	5 163 075	4,53	4,91	0,32	4,28	5,54
	1992	236	5 165 293	4,57	4,88	0,32	4,25	5,50
	1993	194	5 172 764	3,75	4,01	0,29	3,45	4,58
	1994	175	5 183 961	3,38	3,59	0,27	3,05	4,12
	1995	227	5 196 822	4,37	4,57	0,30	3,97	5,16
	1996	162	5 210 049	3,11	3,23	0,25	2,74	3,73

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
	1997	145	5 226 360	2,77	2,86	0,24	2,39	3,32
	1998	140	5 245 101	2,67	2,74	0,23	2,29	3,20
	1999	138	5 265 714	2,62	2,67	0,23	2,23	3,12
	2000	107	5 291 367	2,02	2,04	0,20	1,65	2,42
	2001	175	5 323 183	3,29	3,29	0,25	2,80	3,77
10	2002	265	5 358 811	4,95	4,91	0,30	4,32	5,51
	2003	267	5 408 377	4,94	4,87	0,30	4,28	5,45
	2004	297	5 421 654	5,48	5,36	0,31	4,75	5,97
	2005	218	5 443 765	4,00	3,88	0,26	3,37	4,40
	2006	194	5 460 966	3,55	3,43	0,25	2,94	3,91
10	2007	269	5 473 967	4,91	4,71	0,29	4,15	5,27
	2008	244	5 481 730	4,45	4,22	0,27	3,69	4,76
	2009	222	5 487 101	4,05	3,79	0,26	3,29	4,30
	2010	265	5 489 927	4,83	4,54	0,28	3,99	5,09

* Interpolação linear dos suicídios por sexo e dezassete estratos etários quinquenais.

Tabela 9. Taxas de suicídio brutas e padronizadas pelo método directo por idade (dezassete estratos etários quinquenais) – Homens, 1941 a 2010. População padrão: População Portuguesa Censitária de 2001.

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)		Erro Padrão	Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada		Lim. Inferior	Lim. Superior
	1941	668	3 712 516	17,99	28,45	1,20	26,10	30,80
	1942	502	3 731 881	13,45	21,35	1,06	19,28	23,42
	1943	511	3 755 899	13,61	21,31	1,04	19,28	23,34
	1944	529	3 788 013	13,97	21,25	1,02	19,26	23,24
	1945	571	3 823 238	14,93	23,47	1,08	21,36	25,58
	1946	590	3 862 895	15,27	24,05	1,09	21,91	26,19
	1947	520	3 899 840	13,33	20,58	0,99	18,65	22,52
	1948	599	3 940 482	15,20	23,32	1,05	21,27	25,38
	1949	681	3 991 694	17,06	26,35	1,10	24,20	28,50
	1950	635	4 042 900	15,71	23,99	1,05	21,94	26,05
	1951	627	4 077 800	15,38	22,53	0,98	20,62	24,45
*	1952	628	4 112 600	15,27	22,65	0,98	20,73	24,57
*	1953	634	4 147 400	15,29	23,00	0,99	21,06	24,94
*	1954	630	4 182 200	15,06	22,84	0,99	20,90	24,77
7	1955	630	4 217 100	14,94	22,89	0,99	20,95	24,83
	1956	703	4 251 900	16,53	25,21	1,03	23,18	27,23
	1957	539	4 286 800	12,57	19,69	0,94	17,86	21,53
	1958	588	4 321 600	13,61	20,81	0,94	18,97	22,65
	1959	656	4 356 600	15,06	22,86	0,98	20,94	24,77
	1960	594	4 254 700	13,96	20,25	0,88	18,53	21,98
	1961	602	4 300 100	14,00	20,31	0,88	18,58	22,04
	1962	595	4 333 800	13,73	19,68	0,86	18,01	21,36
	1963	673	4 359 600	15,44	22,04	0,90	20,28	23,80
	1964	678	4 365 400	15,53	22,08	0,89	20,33	23,83
	1965	656	4 346 500	15,09	21,81	0,90	20,05	23,57
	1966	665	4 320 300	15,39	21,98	0,90	20,22	23,74
	1967	703	4 320 400	16,27	22,85	0,90	21,08	24,62
	1968	649	4 320 800	15,02	21,21	0,88	19,50	22,93
	1969	592	4 283 900	13,82	20,57	0,89	18,81	22,32
	1970	559	4 089 100	13,67	18,65	0,82	17,04	20,27
8	1971	579	4 075 900	14,21	19,38	0,84	17,73	21,03
	1972	542	4 062 500	13,34	18,41	0,83	16,78	20,05
	1973	545	4 047 400	13,47	18,09	0,81	16,50	19,68
	1974	546	4 138 300	13,19	17,87	0,81	16,29	19,45
	1975	594	4 439 800	13,38	17,43	0,74	15,97	18,89
	1976	633	4 592 000	13,78	19,30	0,82	17,69	20,90
	1977	640	4 630 100	13,82	18,88	0,79	17,32	20,44
	1978	655	4 654 400	14,07	19,69	0,82	18,09	21,30
	1979	701	4 676 100	14,99	20,49	0,82	18,89	22,09
9	1980	525	4 685 000	11,21	14,96	0,68	13,63	16,28
	1981	542	4 746 900	11,42	14,51	0,65	13,25	15,78
	1982	582	4 777 100	12,18	15,05	0,64	13,79	16,30
	1983	707	4 799 200	14,73	17,58	0,68	16,25	18,90
	1984	718	4 817 100	14,91	17,65	0,67	16,33	18,97
	1985	693	4 828 300	14,35	17,22	0,67	15,91	18,53
	1986	672	4 828 000	13,92	16,76	0,66	15,47	18,06
	1987	709	4 820 100	14,71	17,40	0,66	16,09	18,70
	1988	623	4 807 200	12,96	15,09	0,61	13,89	16,29
	1989	549	4 791 500	11,46	13,16	0,57	12,04	14,27
	1990	642	4 812 935	13,34	14,97	0,60	13,80	16,14
	1991	708	4 804 803	14,74	16,42	0,62	15,20	17,64
	1992	630	4 804 660	13,11	14,47	0,58	13,33	15,61
	1993	586	4 809 827	12,18	13,28	0,55	12,20	14,36
	1994	587	4 820 120	12,18	13,12	0,54	12,05	14,19
	1995	582	4 833 554	12,04	12,82	0,53	11,77	13,86
	1996	491	4 847 812	10,13	10,75	0,49	9,80	11,70
	1997	483	4 864 760	9,93	10,36	0,47	9,43	11,28
	1998	416	4 884 189	8,52	8,80	0,43	7,95	9,65
	1999	407	4 906 235	8,30	8,51	0,42	7,68	9,33
	2000	417	4 934 469	8,45	8,54	0,42	7,72	9,36
	2001	586	4 969 816	11,79	11,79	0,49	10,84	12,75
10	2002	947	5 009 592	18,90	18,77	0,61	17,57	19,97
	2003	888	5 066 308	17,53	17,19	0,58	16,06	18,33
	2004	908	5 080 330	17,87	17,49	0,58	16,35	18,62
	2005	696	5 104 848	13,63	13,22	0,50	12,24	14,21
	2006	674	5 122 707	13,16	12,66	0,49	11,70	13,61
10	2007	751	5 134 377	14,63	13,82	0,51	12,83	14,81
	2008	794	5 140 691	15,45	14,49	0,52	13,48	15,50
	2009	802	5 145 388	15,59	14,58	0,52	13,56	15,59
	2010	834	5 147 428	16,20	14,82	0,52	13,81	15,83

* Interpolação linear dos suicídios por sexo e dezassete estratos etários quinquenais.

Tabela 10. Taxas de suicídio brutas e padronizadas pelo método directo por sexo e idade (dezassete estratos etários quinquenais), 1941 a 2010. População padrão: População Portuguesa Censitária de 2001.

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)		Erro Padrão	Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada		Lim. Inferior	Lim. Superior
	1941	921	7 729 680	11,92	17,94	0,65	16,67	19,21
	1942	734	7 772 150	9,44	14,14	0,58	13,00	15,28
	1943	696	7 820 413	8,90	13,32	0,56	12,22	14,41
	1944	728	7 886 885	9,23	13,56	0,55	12,47	14,65
	1945	772	7 958 831	9,70	14,52	0,58	13,39	15,65
	1946	793	8 039 166	9,86	14,83	0,58	13,69	15,98
	1947	717	8 115 052	8,84	13,02	0,54	11,97	14,07
	1948	815	8 198 185	9,94	14,62	0,57	13,51	15,73
	1949	880	8 302 247	10,60	15,74	0,58	14,60	16,87
	1950	851	8 405 400	10,12	14,73	0,56	13,64	15,82
	1951	857	8 477 300	10,11	14,31	0,54	13,26	15,36
*	1952	844	8 549 200	9,87	14,13	0,53	13,09	15,17
*	1953	838	8 621 100	9,72	14,09	0,53	13,05	15,13
*	1954	814	8 693 000	9,36	13,73	0,52	12,70	14,75
7	1955	798	8 764 900	9,10	13,49	0,52	12,47	14,51
	1956	881	8 836 700	9,97	14,64	0,54	13,59	15,69
	1957	711	8 908 700	7,98	11,95	0,49	10,98	12,92
	1958	785	8 980 400	8,74	12,81	0,50	11,83	13,79
	1959	826	9 052 500	9,12	13,57	0,52	12,56	14,58
	1960	771	8 889 500	8,67	12,25	0,47	11,33	13,17
	1961	804	8 981 200	8,95	12,57	0,47	11,64	13,49
	1962	768	9 050 700	8,49	11,82	0,45	10,93	12,70
	1963	864	9 106 100	9,49	13,34	0,48	12,40	14,28
	1964	857	9 130 600	9,39	13,23	0,48	12,30	14,17
	1965	836	9 116 200	9,17	13,14	0,48	12,20	14,09
	1966	875	9 081 200	9,64	13,54	0,48	12,59	14,48
	1967	903	9 080 100	9,94	13,74	0,48	12,80	14,68
	1968	855	9 068 300	9,43	13,09	0,47	12,16	14,01
	1969	778	8 996 900	8,65	12,63	0,48	11,69	13,57
	1970	727	8 611 100	8,44	11,44	0,44	10,57	12,31
8	1971	725	8 600 900	8,43	11,48	0,45	10,61	12,35
	1972	705	8 578 200	8,22	11,20	0,44	10,33	12,07
	1973	733	8 564 200	8,56	11,46	0,44	10,59	12,32
	1974	750	8 782 000	8,54	11,38	0,44	10,53	12,24
	1975	802	9 448 800	8,49	11,09	0,41	10,29	11,89
	1976	827	9 698 900	8,53	11,67	0,43	10,82	12,51
	1977	870	9 773 000	8,90	11,90	0,43	11,06	12,74
	1978	906	9 819 600	9,23	12,57	0,44	11,70	13,44
	1979	952	9 862 700	9,65	12,91	0,44	12,04	13,77
9	1980	729	9 883 800	7,38	9,58	0,37	8,86	10,30
	1981	781	9 851 500	7,93	9,71	0,36	9,00	10,41
	1982	833	9 911 500	8,40	10,14	0,36	9,44	10,85
	1983	977	9 954 800	9,81	11,53	0,38	10,79	12,27
	1984	1032	9 989 400	10,33	12,05	0,38	11,30	12,80
	1985	983	10 011 500	9,82	11,61	0,38	10,87	12,35
	1986	941	10 010 700	9,40	11,11	0,37	10,39	11,84
	1987	960	9 994 100	9,61	11,22	0,37	10,50	11,94
	1988	819	9 968 400	8,22	9,47	0,34	8,81	10,12
	1989	747	9 937 400	7,52	8,55	0,32	7,93	9,17
	1990	870	9 983 218	8,71	9,76	0,33	9,11	10,41
	1991	942	9 967 878	9,45	10,47	0,34	9,79	11,14
	1992	866	9 969 953	8,69	9,51	0,32	8,87	10,14
	1993	780	9 982 591	7,81	8,49	0,31	7,89	9,09
	1994	762	10 004 081	7,62	8,19	0,30	7,61	8,77
	1995	809	10 030 376	8,07	8,55	0,30	7,96	9,14
	1996	653	10 057 861	6,49	6,86	0,27	6,34	7,39
	1997	628	10 091 120	6,22	6,48	0,26	5,97	6,99
	1998	556	10 129 290	5,49	5,67	0,24	5,20	6,14
	1999	545	10 171 949	5,36	5,49	0,24	5,03	5,95
	2000	524	10 225 836	5,12	5,18	0,23	4,74	5,62
	2001	761	10 292 999	7,39	7,39	0,27	6,87	7,92
10	2002	1212	10 368 403	11,69	11,60	0,33	10,95	12,26
	2003	1155	10 474 685	11,03	10,82	0,32	10,20	11,44
	2004	1205	10 501 984	11,47	11,21	0,32	10,58	11,85
	2005	914	10 548 613	8,66	8,39	0,28	7,85	8,94
	2006	868	10 583 673	8,20	7,88	0,27	7,36	8,41
10	2007	1020	10 608 344	9,62	9,11	0,29	8,55	9,67
	2008	1038	10 622 421	9,77	9,18	0,29	8,62	9,74
	2009	1024	10 632 489	9,63	9,00	0,28	8,45	9,56
	2010	1099	10 637 355	10,33	9,50	0,29	8,94	10,07

* Interpolação linear dos suicídios por sexo e dezassete estratos etários quinquenais.

Tabela 11. Taxas de suicídio brutas e padronizadas pelo método directo por idade (dezassete estratos etários quinquenais) - Mulheres, 1941 a 2010. População padrão: População Portuguesa Censitária de 2011.

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)		Erro Padrão	Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada		Lim. Inferior	Lim. Superior
	1941	253	4 017 164	6,30	8,44	0,62	7,22	9,66
	1942	232	4 040 269	5,74	7,55	0,59	6,40	8,71
	1943	185	4 064 514	4,55	5,99	0,53	4,95	7,03
	1944	199	4 098 872	4,85	6,60	0,56	5,49	7,70
	1945	201	4 135 593	4,86	6,33	0,53	5,29	7,37
	1946	203	4 176 271	4,86	6,51	0,56	5,42	7,60
	1947	197	4 215 212	4,67	6,17	0,54	5,12	7,23
	1948	216	4 257 703	5,07	6,85	0,56	5,76	7,94
	1949	199	4 310 553	4,62	6,05	0,51	5,04	7,05
	1950	216	4 362 500	4,95	6,19	0,49	5,22	7,16
	1951	230	4 399 500	5,23	7,05	0,58	5,91	8,19
*	1952	216	4 436 600	4,87	6,54	0,54	5,48	7,61
*	1953	204	4 473 700	4,56	6,08	0,52	5,07	7,09
*	1954	184	4 510 800	4,08	5,50	0,49	4,55	6,46
7	1955	168	4 547 800	3,69	4,93	0,45	4,04	5,81
	1956	178	4 584 800	3,88	5,04	0,44	4,17	5,91
	1957	172	4 621 900	3,72	4,86	0,41	4,04	5,67
	1958	197	4 658 800	4,23	5,63	0,48	4,69	6,56
	1959	170	4 695 900	3,62	5,23	0,48	4,29	6,16
	1960	177	4 634 800	3,82	4,99	0,42	4,16	5,83
	1961	202	4 681 100	4,32	5,51	0,43	4,66	6,36
	1962	173	4 716 900	3,67	4,60	0,39	3,83	5,38
	1963	191	4 746 500	4,02	5,50	0,44	4,64	6,37
	1964	179	4 765 200	3,76	5,34	0,45	4,46	6,22
	1965	180	4 769 700	3,77	5,55	0,47	4,62	6,49
	1966	210	4 760 900	4,41	5,93	0,45	5,04	6,81
	1967	200	4 759 700	4,20	5,50	0,43	4,66	6,34
	1968	206	4 747 500	4,34	5,85	0,46	4,96	6,75
	1969	186	4 713 000	3,95	5,66	0,47	4,74	6,59
	1970	168	4 522 000	3,72	5,05	0,43	4,21	5,90
8	1971	146	4 525 000	3,23	4,48	0,41	3,68	5,29
	1972	163	4 515 700	3,61	4,81	0,41	4,00	5,62
	1973	188	4 516 800	4,16	5,71	0,46	4,81	6,61
	1974	204	4 643 700	4,39	5,72	0,44	4,86	6,59
	1975	208	5 009 000	4,15	5,62	0,44	4,76	6,47
	1976	194	5 106 900	3,80	4,83	0,38	4,09	5,57
	1977	230	5 142 900	4,47	5,71	0,42	4,89	6,52
	1978	251	5 165 200	4,86	6,27	0,44	5,40	7,14
	1979	251	5 186 600	4,84	6,14	0,43	5,30	6,97
9	1980	204	5 198 800	3,92	4,78	0,37	4,05	5,51
	1981	239	5 104 600	4,68	5,40	0,37	4,68	6,13
	1982	251	5 134 400	4,89	5,86	0,39	5,10	6,63
	1983	270	5 155 600	5,24	6,07	0,39	5,31	6,83
	1984	314	5 172 300	6,07	7,13	0,43	6,30	7,97
	1985	290	5 183 200	5,59	6,73	0,42	5,91	7,54
	1986	269	5 182 700	5,19	6,24	0,40	5,46	7,02
	1987	251	5 174 000	4,85	5,86	0,39	5,10	6,61
	1988	196	5 161 200	3,80	4,49	0,33	3,83	5,14
	1989	198	5 145 900	3,85	4,58	0,34	3,93	5,24
	1990	228	5 170 283	4,41	5,31	0,36	4,59	6,02
	1991	234	5 163 075	4,53	5,30	0,36	4,60	6,00
	1992	236	5 165 293	4,57	5,28	0,35	4,58	5,97
	1993	194	5 172 764	3,75	4,29	0,32	3,67	4,91
	1994	175	5 183 961	3,38	3,95	0,31	3,35	4,56
	1995	227	5 196 822	4,37	4,96	0,34	4,30	5,63
	1996	162	5 210 049	3,11	3,63	0,29	3,06	4,20
	1997	145	5 226 360	2,77	3,10	0,26	2,59	3,62
	1998	140	5 245 101	2,67	3,05	0,26	2,53	3,56
	1999	138	5 265 714	2,62	2,98	0,26	2,47	3,48
	2000	107	5 291 367	2,02	2,30	0,23	1,86	2,74
	2001	175	5 323 183	3,29	3,57	0,27	3,04	4,11
10	2002	265	5 358 811	4,95	5,39	0,33	4,73	6,04
	2003	267	5 408 377	4,94	5,32	0,33	4,67	5,96
	2004	297	5 421 654	5,48	5,99	0,35	5,30	6,68
	2005	218	5 443 765	4,00	4,35	0,30	3,77	4,94
	2006	194	5 460 966	3,55	3,79	0,27	3,25	4,32
10	2007	269	5 473 967	4,91	5,14	0,31	4,52	5,76
	2008	244	5 481 730	4,45	4,64	0,30	4,06	5,22
	2009	222	5 487 101	4,05	4,20	0,28	3,65	4,75
	2010	265	5 489 927	4,83	4,94	0,30	4,34	5,53

* Interpolação linear dos suicídios por sexo e dezassete estratos etários quinquenais.

Tabela 12. Taxas de suicídio brutas e padronizadas pelo método directo por idade (dezassete estratos etários quinquenais) - Homens, 1941 a 2010. População padrão: População Portuguesa Censitária de 2011.

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
	1941	668	3 712 516	17,99	31,29	1,40	28,54	34,04
	1942	502	3 731 881	13,45	23,44	1,24	21,00	25,87
	1943	511	3 755 899	13,61	23,27	1,21	20,90	25,64
	1944	529	3 788 013	13,97	23,13	1,18	20,81	25,44
	1945	571	3 823 238	14,93	25,97	1,28	23,47	28,47
	1946	590	3 862 895	15,27	26,60	1,30	24,06	29,14
	1947	520	3 899 840	13,33	22,65	1,16	20,38	24,92
	1948	599	3 940 482	15,20	25,75	1,24	23,31	28,18
	1949	681	3 991 694	17,06	29,10	1,29	26,57	31,63
	1950	635	4 042 900	15,71	26,86	1,27	24,37	29,34
	1951	627	4 077 800	15,38	24,62	1,14	22,38	26,86
*	1952	628	4 112 600	15,27	24,87	1,15	22,62	27,12
*	1953	634	4 147 400	15,29	25,41	1,17	23,12	27,70
*	1954	630	4 182 200	15,06	25,33	1,17	23,04	27,63
7	1955	630	4 217 100	14,94	25,55	1,18	23,23	27,87
	1956	703	4 251 900	16,53	28,28	1,24	25,85	30,70
	1957	539	4 286 800	12,57	22,22	1,14	19,98	24,46
	1958	588	4 321 600	13,61	23,38	1,14	21,15	25,61
	1959	656	4 356 600	15,06	25,75	1,19	23,42	28,07
	1960	594	4 254 700	13,96	22,66	1,04	20,62	24,70
	1961	602	4 300 100	14,00	22,77	1,05	20,72	24,83
	1962	595	4 333 800	13,73	21,92	1,01	19,94	23,91
	1963	673	4 359 600	15,44	24,39	1,04	22,35	26,43
	1964	678	4 365 400	15,53	24,43	1,04	22,39	26,46
	1965	656	4 346 500	15,09	24,55	1,07	22,46	26,65
	1966	665	4 320 300	15,39	24,65	1,06	22,57	26,73
	1967	703	4 320 400	16,27	25,41	1,06	23,34	27,49
	1968	649	4 320 800	15,02	23,84	1,04	21,81	25,87
	1969	592	4 283 900	13,82	23,55	1,09	21,42	25,68
	1970	559	4 089 100	13,67	21,05	0,98	19,12	22,97
8	1971	579	4 075 900	14,21	21,98	1,00	20,01	23,94
	1972	542	4 062 500	13,34	21,19	1,02	19,19	23,18
	1973	545	4 047 400	13,47	20,47	0,97	18,56	22,37
	1974	546	4 138 300	13,19	20,52	0,99	18,58	22,45
	1975	594	4 439 800	13,38	19,37	0,87	17,66	21,07
	1976	633	4 592 000	13,78	22,05	1,01	20,07	24,03
	1977	640	4 630 100	13,82	21,38	0,97	19,48	23,28
	1978	655	4 654 400	14,07	22,23	1,00	20,27	24,18
	1979	701	4 676 100	14,99	22,68	0,97	20,78	24,57
9	1980	525	4 685 000	11,21	16,80	0,80	15,22	18,37
	1981	542	4 746 900	11,42	16,39	0,78	14,87	17,92
	1982	582	4 777 100	12,18	16,64	0,75	15,17	18,10
	1983	707	4 799 200	14,73	19,03	0,77	17,53	20,53
	1984	718	4 817 100	14,91	19,09	0,77	17,59	20,59
	1985	693	4 828 300	14,35	18,94	0,77	17,42	20,45
	1986	672	4 828 000	13,92	18,96	0,78	17,43	20,49
	1987	709	4 820 100	14,71	19,24	0,77	17,74	20,75
	1988	623	4 807 200	12,96	16,77	0,71	15,39	18,16
	1989	549	4 791 500	11,46	14,62	0,66	13,32	15,91
	1990	642	4 812 935	13,34	16,39	0,68	15,06	17,72
	1991	708	4 804 803	14,74	18,27	0,72	16,86	19,67
	1992	630	4 804 660	13,11	16,17	0,67	14,86	17,48
	1993	586	4 809 827	12,18	14,78	0,63	13,55	16,02
	1994	587	4 820 120	12,18	14,48	0,62	13,27	15,69
	1995	582	4 833 554	12,04	14,21	0,61	13,02	15,40
	1996	491	4 847 812	10,13	12,31	0,57	11,19	13,43
	1997	483	4 864 760	9,93	11,56	0,54	10,50	12,62
	1998	416	4 884 189	8,52	9,86	0,49	8,89	10,83
	1999	407	4 906 235	8,30	9,63	0,49	8,68	10,59
	2000	417	4 934 469	8,45	9,68	0,48	8,73	10,62
	2001	586	4 969 816	11,79	13,16	0,55	12,07	14,24
10	2002	947	5 009 592	18,90	20,80	0,68	19,46	22,15
	2003	888	5 066 308	17,53	19,37	0,66	18,08	20,66
	2004	908	5 080 330	17,87	19,38	0,65	18,11	20,66
	2005	696	5 104 848	13,63	14,75	0,56	13,64	15,85
	2006	674	5 122 707	13,16	14,22	0,55	13,14	15,30
10	2007	751	5 134 377	14,63	15,75	0,58	14,62	16,88
	2008	794	5 140 691	15,45	16,39	0,58	15,25	17,54
	2009	802	5 145 388	15,59	16,35	0,58	15,21	17,48
	2010	834	5 147 428	16,20	16,91	0,59	15,76	18,05

* Interpolação linear dos suicídios por sexo e dezassete estratos etários quinquenais.

Tabela 13. Taxas de suicídio brutas e padronizadas pelo método directo por sexo e idade (dezassete estratos etários quinquenais), 1941 a 2010. População padrão: População Portuguesa Censitária de 2011.

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
	1941	921	7 729 680	11,92	19,35	0,75	17,89	20,81
	1942	734	7 772 150	9,44	15,14	0,67	13,83	16,45
	1943	696	7 820 413	8,90	14,25	0,64	12,99	15,50
	1944	728	7 886 885	9,23	14,49	0,64	13,25	15,74
	1945	772	7 958 831	9,70	15,71	0,67	14,40	17,02
	1946	793	8 039 166	9,86	16,11	0,68	14,77	17,45
	1947	717	8 115 052	8,84	14,04	0,62	12,83	15,26
	1948	815	8 198 185	9,94	15,88	0,66	14,58	17,17
	1949	880	8 302 247	10,60	17,06	0,67	15,74	18,38
	1950	851	8 405 400	10,12	16,06	0,66	14,77	17,35
	1951	857	8 477 300	10,11	15,44	0,62	14,22	16,67
*	1952	844	8 549 200	9,87	15,30	0,62	14,09	16,51
*	1953	838	8 621 100	9,72	15,31	0,62	14,10	16,53
*	1954	814	8 693 000	9,36	14,98	0,61	13,77	16,18
7	1955	798	8 764 900	9,10	14,78	0,61	13,58	15,98
	1956	881	8 836 700	9,97	16,14	0,63	14,90	17,38
	1957	711	8 908 700	7,98	13,15	0,59	12,00	14,30
	1958	785	8 980 400	8,74	14,11	0,60	12,94	15,28
	1959	826	9 052 500	9,12	15,03	0,62	13,81	16,24
	1960	771	8 889 500	8,67	13,43	0,55	12,36	14,50
	1961	804	8 981 200	8,95	13,76	0,55	12,68	14,84
	1962	768	9 050 700	8,49	12,88	0,53	11,85	13,91
	1963	864	9 106 100	9,49	14,53	0,55	13,45	15,60
	1964	857	9 130 600	9,39	14,46	0,55	13,38	15,53
	1965	836	9 116 200	9,17	14,63	0,57	13,52	15,74
	1966	875	9 081 200	9,64	14,87	0,56	13,77	15,97
	1967	903	9 080 100	9,94	15,01	0,55	13,93	16,09
	1968	855	9 068 300	9,43	14,44	0,55	13,37	15,52
	1969	778	8 996 900	8,65	14,21	0,57	13,08	15,33
	1970	727	8 611 100	8,44	12,69	0,52	11,67	13,71
8	1971	725	8 600 900	8,43	12,84	0,53	11,81	13,87
	1972	705	8 578 200	8,22	12,63	0,53	11,59	13,67
	1973	733	8 564 200	8,56	12,76	0,52	11,74	13,78
	1974	750	8 782 000	8,54	12,79	0,52	11,76	13,82
	1975	802	9 448 800	8,49	12,19	0,47	11,26	13,11
	1976	827	9 698 900	8,53	13,05	0,52	12,03	14,07
	1977	870	9 773 000	8,90	13,19	0,51	12,19	14,19
	1978	906	9 819 600	9,23	13,89	0,53	12,85	14,93
	1979	952	9 862 700	9,65	14,04	0,51	13,03	15,04
9	1980	729	9 883 800	7,38	10,52	0,43	9,67	11,36
	1981	781	9 851 500	7,93	10,65	0,42	9,83	11,47
	1982	833	9 911 500	8,40	11,01	0,41	10,20	11,82
	1983	977	9 954 800	9,81	12,26	0,42	11,44	13,08
	1984	1032	9 989 400	10,33	12,84	0,43	12,00	13,68
	1985	983	10 011 500	9,82	12,56	0,43	11,72	13,40
	1986	941	10 010 700	9,40	12,32	0,43	11,48	13,15
	1987	960	9 994 100	9,61	12,25	0,42	11,43	13,07
	1988	819	9 968 400	8,22	10,36	0,38	9,61	11,10
	1989	747	9 937 400	7,52	9,38	0,36	8,67	10,08
	1990	870	9 983 218	8,71	10,60	0,38	9,87	11,34
	1991	942	9 967 878	9,45	11,49	0,39	10,73	12,25
	1992	866	9 969 953	8,69	10,48	0,37	9,76	11,20
	1993	780	9 982 591	7,81	9,30	0,34	8,63	9,97
	1994	762	10 004 081	7,62	8,98	0,34	8,32	9,64
	1995	809	10 030 376	8,07	9,38	0,34	8,71	10,04
	1996	653	10 057 861	6,49	7,77	0,31	7,16	8,39
	1997	628	10 091 120	6,22	7,14	0,29	6,57	7,71
	1998	556	10 129 290	5,49	6,30	0,27	5,77	6,84
	1999	545	10 171 949	5,36	6,16	0,27	5,63	6,69
	2000	524	10 225 836	5,12	5,82	0,26	5,32	6,33
	2001	761	10 292 999	7,39	8,15	0,30	7,56	8,74
10	2002	1212	10 368 403	11,69	12,75	0,37	12,02	13,48
	2003	1155	10 474 685	11,03	12,03	0,36	11,33	12,73
	2004	1205	10 501 984	11,47	12,39	0,36	11,68	13,09
	2005	914	10 548 613	8,66	9,32	0,31	8,71	9,93
	2006	868	10 583 673	8,20	8,77	0,30	8,18	9,36
10	2007	1020	10 608 344	9,62	10,21	0,32	9,58	10,84
	2008	1038	10 622 421	9,77	10,25	0,32	9,63	10,88
	2009	1024	10 632 489	9,63	10,00	0,31	9,39	10,62
	2010	1099	10 637 355	10,33	10,65	0,32	10,02	11,29

* Interpolação linear dos suicídios por sexo e dezassete grupos etários quinquenais.

Tabela 14. Taxas de suicídio brutas e padronizadas pelo método directo por idade (dezassete estratos etários quinquenais) - Mulheres, 1941 a 2010. População padrão: Europeia Escandinávica.

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)		Erro Padrão	Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada		Lim. Inferior	Lim. Superior
	1941	253	4 017 164	6,30	7,23	0,47	6,31	8,14
	1942	232	4 040 269	5,74	6,44	0,44	5,58	7,29
	1943	185	4 064 514	4,55	5,06	0,38	4,31	5,81
	1944	199	4 098 872	4,85	5,48	0,40	4,70	6,27
	1945	201	4 135 593	4,86	5,45	0,40	4,67	6,22
	1946	203	4 176 271	4,86	5,37	0,39	4,61	6,13
	1947	197	4 215 212	4,67	5,14	0,38	4,40	5,88
	1948	216	4 257 703	5,07	5,70	0,40	4,92	6,48
	1949	199	4 310 553	4,62	5,12	0,37	4,39	5,85
	1950	216	4 362 500	4,95	5,38	0,38	4,65	6,12
	1951	230	4 399 500	5,23	5,84	0,40	5,06	6,62
*	1952	216	4 436 600	4,87	5,41	0,38	4,67	6,15
*	1953	204	4 473 700	4,56	5,05	0,36	4,34	5,76
*	1954	184	4 510 800	4,08	4,51	0,34	3,85	5,18
7	1955	168	4 547 800	3,69	4,07	0,32	3,44	4,70
	1956	178	4 584 800	3,88	4,36	0,33	3,71	5,01
	1957	172	4 621 900	3,72	4,16	0,32	3,53	4,80
	1958	197	4 658 800	4,23	4,71	0,34	4,04	5,38
	1959	170	4 695 900	3,62	4,06	0,32	3,44	4,68
	1960	177	4 634 800	3,82	4,22	0,32	3,59	4,85
	1961	202	4 681 100	4,32	4,69	0,33	4,04	5,34
	1962	173	4 716 900	3,67	3,98	0,31	3,38	4,57
	1963	191	4 746 500	4,02	4,50	0,33	3,86	5,15
	1964	179	4 765 200	3,76	4,19	0,32	3,57	4,80
	1965	180	4 769 700	3,77	4,21	0,32	3,59	4,82
	1966	210	4 760 900	4,41	4,83	0,34	4,17	5,49
	1967	200	4 759 700	4,20	4,61	0,33	3,97	5,25
	1968	206	4 747 500	4,34	4,72	0,33	4,07	5,37
	1969	186	4 713 000	3,95	4,29	0,32	3,67	4,91
	1970	168	4 522 000	3,72	3,93	0,31	3,33	4,52
8	1971	146	4 525 000	3,23	3,50	0,29	2,93	4,07
	1972	163	4 515 700	3,61	3,85	0,30	3,25	4,45
	1973	188	4 516 800	4,16	4,42	0,32	3,78	5,05
	1974	204	4 643 700	4,39	4,59	0,32	3,95	5,22
	1975	208	5 009 000	4,15	4,35	0,30	3,75	4,94
	1976	194	5 106 900	3,80	4,01	0,29	3,44	4,58
	1977	230	5 142 900	4,47	4,67	0,31	4,06	5,28
	1978	251	5 165 200	4,86	5,06	0,32	4,43	5,69
	1979	251	5 186 600	4,84	5,05	0,32	4,42	5,68
9	1980	204	5 198 800	3,92	3,97	0,28	3,42	4,52
	1981	239	5 104 600	4,68	4,64	0,30	4,04	5,23
	1982	251	5 134 400	4,89	4,97	0,32	4,35	5,59
	1983	270	5 155 600	5,24	5,23	0,32	4,60	5,86
	1984	314	5 172 300	6,07	6,02	0,34	5,34	6,69
	1985	290	5 183 200	5,59	5,38	0,32	4,75	6,01
	1986	269	5 182 700	5,19	5,05	0,31	4,43	5,66
	1987	251	5 174 000	4,85	4,63	0,30	4,05	5,22
	1988	196	5 161 200	3,80	3,52	0,26	3,02	4,02
	1989	198	5 145 900	3,85	3,54	0,26	3,03	4,04
	1990	228	5 170 283	4,41	3,99	0,27	3,46	4,52
	1991	234	5 163 075	4,53	4,17	0,28	3,63	4,72
	1992	236	5 165 293	4,57	4,19	0,28	3,65	4,74
	1993	194	5 172 764	3,75	3,34	0,25	2,86	3,82
	1994	175	5 183 961	3,38	2,91	0,23	2,46	3,35
	1995	227	5 196 822	4,37	3,86	0,26	3,35	4,38
	1996	162	5 210 049	3,11	2,62	0,21	2,20	3,04
	1997	145	5 226 360	2,77	2,37	0,20	1,97	2,77
	1998	140	5 245 101	2,67	2,16	0,19	1,79	2,53
	1999	138	5 265 714	2,62	2,04	0,18	1,69	2,40
	2000	107	5 291 367	2,02	1,61	0,16	1,30	1,93
	2001	175	5 323 183	3,29	2,71	0,21	2,29	3,13
10	2002	265	5 358 811	4,95	4,23	0,27	3,70	4,76
	2003	267	5 408 377	4,94	4,09	0,26	3,58	4,59
	2004	297	5 421 654	5,48	4,39	0,27	3,87	4,91
	2005	218	5 443 765	4,00	3,16	0,22	2,72	3,60
	2006	194	5 460 966	3,55	2,83	0,21	2,41	3,24
10	2007	269	5 473 967	4,91	3,92	0,25	3,43	4,41
	2008	244	5 481 730	4,45	3,44	0,23	2,99	3,90
	2009	222	5 487 101	4,05	3,14	0,22	2,70	3,58
	2010	265	5 489 927	4,83	3,81	0,25	3,32	4,29

* Interpolação linear dos suicídios por sexo e dezassete grupos etários quinquenais.

Tabela 15. Taxas de suicídio brutas e padronizadas pelo método directo por idade (dezassete estratos etários quinquenais) - Homens, 1941 a 2010. População padrão: Europeia Escandinávica.

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)		Erro Padrão	Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada		Lim. Inferior	Lim. Superior
	1941	668	3 712 516	17,99	26,09	1,07	24,00	28,18
	1942	502	3 731 881	13,45	19,11	0,91	17,32	20,89
	1943	511	3 755 899	13,61	19,38	0,91	17,59	21,16
	1944	529	3 788 013	13,97	19,46	0,90	17,70	21,22
	1945	571	3 823 238	14,93	21,58	0,96	19,70	23,45
	1946	590	3 862 895	15,27	21,82	0,96	19,95	23,70
	1947	520	3 899 840	13,33	19,07	0,88	17,34	20,80
	1948	599	3 940 482	15,20	21,33	0,93	19,52	23,15
	1949	681	3 991 694	17,06	24,30	0,98	22,38	26,22
	1950	635	4 042 900	15,71	22,07	0,93	20,24	23,89
	1951	627	4 077 800	15,38	20,93	0,88	19,20	22,65
*	1952	628	4 112 600	15,27	20,99	0,88	19,26	22,71
*	1953	634	4 147 400	15,29	21,28	0,89	19,53	23,02
*	1954	630	4 182 200	15,06	21,10	0,88	19,37	22,83
7	1955	630	4 217 100	14,94	21,09	0,88	19,36	22,82
	1956	703	4 251 900	16,53	23,38	0,92	21,56	25,19
	1957	539	4 286 800	12,57	17,92	0,82	16,31	19,52
	1958	588	4 321 600	13,61	19,01	0,83	17,40	20,63
	1959	656	4 356 600	15,06	20,79	0,86	19,12	22,47
	1960	594	4 254 700	13,96	18,60	0,78	17,06	20,13
	1961	602	4 300 100	14,00	18,60	0,78	17,07	20,13
	1962	595	4 333 800	13,73	18,01	0,76	16,52	19,50
	1963	673	4 359 600	15,44	20,13	0,80	18,57	21,69
	1964	678	4 365 400	15,53	20,33	0,80	18,76	21,89
	1965	656	4 346 500	15,09	19,95	0,80	18,38	21,51
	1966	665	4 320 300	15,39	20,13	0,80	18,56	21,69
	1967	703	4 320 400	16,27	21,07	0,81	19,48	22,66
	1968	649	4 320 800	15,02	19,39	0,78	17,87	20,92
	1969	592	4 283 900	13,82	18,37	0,78	16,85	19,89
	1970	559	4 089 100	13,67	16,73	0,72	15,32	18,14
8	1971	579	4 075 900	14,21	17,53	0,74	16,08	18,99
	1972	542	4 062 500	13,34	16,56	0,73	15,13	17,99
	1973	545	4 047 400	13,47	16,52	0,72	15,10	17,94
	1974	546	4 138 300	13,19	16,16	0,71	14,77	17,55
	1975	594	4 439 800	13,38	16,02	0,67	14,71	17,34
	1976	633	4 592 000	13,78	17,49	0,72	16,08	18,91
	1977	640	4 630 100	13,82	17,37	0,71	15,98	18,77
	1978	655	4 654 400	14,07	17,61	0,71	16,22	19,01
	1979	701	4 676 100	14,99	18,43	0,72	17,02	19,83
9	1980	525	4 685 000	11,21	13,63	0,61	12,44	14,83
	1981	542	4 746 900	11,42	13,19	0,58	12,06	14,32
	1982	582	4 777 100	12,18	13,67	0,58	12,55	14,80
	1983	707	4 799 200	14,73	16,19	0,62	14,98	17,40
	1984	718	4 817 100	14,91	16,37	0,62	15,15	17,58
	1985	693	4 828 300	14,35	15,65	0,60	14,47	16,83
	1986	672	4 828 000	13,92	15,40	0,60	14,22	16,58
	1987	709	4 820 100	14,71	15,64	0,59	14,48	16,81
	1988	623	4 807 200	12,96	13,72	0,56	12,63	14,81
	1989	549	4 791 500	11,46	11,77	0,51	10,77	12,76
	1990	642	4 812 935	13,34	13,48	0,54	12,43	14,53
	1991	708	4 804 803	14,74	14,66	0,55	13,57	15,74
	1992	630	4 804 660	13,11	12,99	0,52	11,97	14,01
	1993	586	4 809 827	12,18	11,94	0,50	10,96	12,91
	1994	587	4 820 120	12,18	11,86	0,49	10,89	12,83
	1995	582	4 833 554	12,04	11,56	0,48	10,61	12,51
	1996	491	4 847 812	10,13	9,53	0,43	8,68	10,38
	1997	483	4 864 760	9,93	9,16	0,42	8,34	9,98
	1998	416	4 884 189	8,52	7,89	0,39	7,13	8,66
	1999	407	4 906 235	8,30	7,49	0,38	6,76	8,23
	2000	417	4 934 469	8,45	7,51	0,37	6,79	8,24
	2001	586	4 969 816	11,79	10,55	0,44	9,69	11,41
10	2002	947	5 009 592	18,90	16,95	0,56	15,85	18,04
	2003	888	5 066 308	17,53	15,55	0,53	14,52	16,58
	2004	908	5 080 330	17,87	15,70	0,53	14,67	16,73
	2005	696	5 104 848	13,63	11,93	0,46	11,03	12,83
	2006	674	5 122 707	13,16	11,37	0,44	10,50	12,24
10	2007	751	5 134 377	14,63	12,43	0,46	11,52	13,33
	2008	794	5 140 691	15,45	13,12	0,47	12,19	14,05
	2009	802	5 145 388	15,59	13,26	0,48	12,33	14,20
	2010	834	5 147 428	16,20	13,44	0,48	12,51	14,38

* Interpolação linear dos suicídios por sexo e dezassete grupos etários quinquenais.

Tabela 16. Taxas de suicídio brutas e padronizadas pelo método directo por sexo e idade (dezassete estratos etários quinquenais), 1941 a 2010. População padrão: Europeia Escandinávica.

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)		Erro Padrão	Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada		Lim. Inferior	Lim. Superior
	1941	921	7 729 680	11,92	16,66	0,58	15,52	17,80
	1942	734	7 772 150	9,44	12,77	0,50	11,78	13,76
	1943	696	7 820 413	8,90	12,22	0,49	11,25	13,19
	1944	728	7 886 885	9,23	12,47	0,49	11,51	13,44
	1945	772	7 958 831	9,70	13,51	0,52	12,50	14,53
	1946	793	8 039 166	9,86	13,60	0,52	12,59	14,61
	1947	717	8 115 052	8,84	12,10	0,48	11,16	13,05
	1948	815	8 198 185	9,94	13,52	0,50	12,53	14,50
	1949	880	8 302 247	10,60	14,71	0,52	13,68	15,74
	1950	851	8 405 400	10,12	13,73	0,50	12,74	14,71
	1951	857	8 477 300	10,11	13,38	0,48	12,44	14,33
*	1952	844	8 549 200	9,87	13,20	0,48	12,26	14,14
*	1953	838	8 621 100	9,72	13,16	0,48	12,22	14,10
*	1954	814	8 693 000	9,36	12,81	0,47	11,88	13,73
7	1955	798	8 764 900	9,10	12,58	0,47	11,66	13,50
	1956	881	8 836 700	9,97	13,87	0,49	12,91	14,83
	1957	711	8 908 700	7,98	11,04	0,44	10,18	11,90
	1958	785	8 980 400	8,74	11,86	0,45	10,99	12,74
	1959	826	9 052 500	9,12	12,43	0,46	11,53	13,32
	1960	771	8 889 500	8,67	11,41	0,42	10,58	12,24
	1961	804	8 981 200	8,95	11,64	0,42	10,81	12,48
	1962	768	9 050 700	8,49	10,99	0,41	10,19	11,80
	1963	864	9 106 100	9,49	12,32	0,43	11,47	13,16
	1964	857	9 130 600	9,39	12,26	0,43	11,41	13,10
	1965	836	9 116 200	9,17	12,08	0,43	11,24	12,92
	1966	875	9 081 200	9,64	12,48	0,43	11,63	13,33
	1967	903	9 080 100	9,94	12,84	0,44	11,98	13,70
	1968	855	9 068 300	9,43	12,05	0,42	11,23	12,88
	1969	778	8 996 900	8,65	11,33	0,42	10,51	12,15
	1970	727	8 611 100	8,44	10,33	0,39	9,56	11,09
8	1971	725	8 600 900	8,43	10,51	0,40	9,73	11,30
	1972	705	8 578 200	8,22	10,20	0,39	9,43	10,98
	1973	733	8 564 200	8,56	10,47	0,40	9,69	11,24
	1974	750	8 782 000	8,54	10,38	0,39	9,61	11,14
	1975	802	9 448 800	8,49	10,19	0,37	9,46	10,91
	1976	827	9 698 900	8,53	10,75	0,39	9,99	11,51
	1977	870	9 773 000	8,90	11,02	0,39	10,26	11,78
	1978	906	9 819 600	9,23	11,34	0,39	10,57	12,10
	1979	952	9 862 700	9,65	11,74	0,39	10,97	12,51
9	1980	729	9 883 800	7,38	8,80	0,33	8,14	9,46
	1981	781	9 851 500	7,93	8,92	0,33	8,28	9,56
	1982	833	9 911 500	8,40	9,32	0,33	8,68	9,97
	1983	977	9 954 800	9,81	10,71	0,35	10,03	11,39
	1984	1032	9 989 400	10,33	11,19	0,35	10,50	11,89
	1985	983	10 011 500	9,82	10,51	0,34	9,85	11,18
	1986	941	10 010 700	9,40	10,22	0,34	9,56	10,89
	1987	960	9 994 100	9,61	10,14	0,33	9,49	10,79
	1988	819	9 968 400	8,22	8,62	0,31	8,02	9,22
	1989	747	9 937 400	7,52	7,65	0,28	7,10	8,21
	1990	870	9 983 218	8,71	8,74	0,30	8,15	9,32
	1991	942	9 967 878	9,45	9,41	0,31	8,81	10,02
	1992	866	9 969 953	8,69	8,59	0,30	8,01	9,17
	1993	780	9 982 591	7,81	7,64	0,28	7,10	8,18
	1994	762	10 004 081	7,62	7,38	0,27	6,85	7,91
	1995	809	10 030 376	8,07	7,71	0,28	7,17	8,25
	1996	653	10 057 861	6,49	6,08	0,24	5,60	6,55
	1997	628	10 091 120	6,22	5,77	0,23	5,31	6,22
	1998	556	10 129 290	5,49	5,02	0,22	4,60	5,45
	1999	545	10 171 949	5,36	4,77	0,21	4,36	5,18
	2000	524	10 225 836	5,12	4,56	0,20	4,17	4,96
	2001	761	10 292 999	7,39	6,63	0,24	6,15	7,11
10	2002	1212	10 368 403	11,69	10,59	0,31	9,98	11,19
	2003	1155	10 474 685	11,03	9,82	0,29	9,24	10,39
	2004	1205	10 501 984	11,47	10,05	0,30	9,47	10,63
	2005	914	10 548 613	8,66	7,55	0,25	7,05	8,05
	2006	868	10 583 673	8,20	7,10	0,25	6,61	7,58
10	2007	1020	10 608 344	9,62	8,17	0,26	7,66	8,69
	2008	1038	10 622 421	9,77	8,28	0,26	7,76	8,80
	2009	1024	10 632 489	9,63	8,20	0,26	7,68	8,72
	2010	1099	10 637 355	10,33	8,63	0,27	8,10	9,15

* Interpolação linear dos suicídios por sexo e dezassete grupos etários quinquenais.

Tabela 17. Taxas de suicídio brutas e padronizadas pelo método directo por idade (dezassete estratos etários quinquenais) - Mulheres, 1941 a 2010. População padrão: OCDE.

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)		Erro Padrão	Intervalo de Confiança (95%)	
				Brutas	Ajustadas		Lim. Inferior	Lim. Superior
	1941	253	4 017 164	6,30	7,66	0,51	6,65	8,66
	1942	232	4 040 269	5,74	6,85	0,48	5,91	7,80
	1943	185	4 064 514	4,55	5,41	0,43	4,57	6,25
	1944	199	4 098 872	4,85	5,91	0,45	5,03	6,79
	1945	201	4 135 593	4,86	5,78	0,44	4,93	6,64
	1946	203	4 176 271	4,86	5,82	0,44	4,96	6,69
	1947	197	4 215 212	4,67	5,57	0,43	4,73	6,41
	1948	216	4 257 703	5,07	6,16	0,45	5,28	7,04
	1949	199	4 310 553	4,62	5,49	0,42	4,67	6,30
	1950	216	4 362 500	4,95	5,69	0,41	4,89	6,49
	1951	230	4 399 500	5,23	6,34	0,46	5,44	7,24
*	1952	216	4 436 600	4,87	5,86	0,43	5,02	6,71
*	1953	204	4 473 700	4,56	5,45	0,41	4,65	6,26
*	1954	184	4 510 800	4,08	4,90	0,39	4,14	5,66
7	1955	168	4 547 800	3,69	4,39	0,36	3,68	5,10
	1956	178	4 584 800	3,88	4,61	0,37	3,89	5,32
	1957	172	4 621 900	3,72	4,37	0,35	3,69	5,05
	1958	197	4 658 800	4,23	5,07	0,38	4,31	5,82
	1959	170	4 695 900	3,62	4,49	0,37	3,77	5,21
	1960	177	4 634 800	3,82	4,50	0,35	3,81	5,19
	1961	202	4 681 100	4,32	4,98	0,36	4,27	5,69
	1962	173	4 716 900	3,67	4,22	0,33	3,57	4,88
	1963	191	4 746 500	4,02	4,83	0,36	4,13	5,54
	1964	179	4 765 200	3,76	4,59	0,36	3,89	5,29
	1965	180	4 769 700	3,77	4,71	0,37	3,99	5,43
	1966	210	4 760 900	4,41	5,19	0,37	4,46	5,91
	1967	200	4 759 700	4,20	4,90	0,36	4,20	5,60
	1968	206	4 747 500	4,34	5,11	0,37	4,39	5,83
	1969	186	4 713 000	3,95	4,80	0,37	4,08	5,52
	1970	168	4 522 000	3,72	4,33	0,34	3,66	5,01
8	1971	146	4 525 000	3,23	3,85	0,33	3,21	4,50
	1972	163	4 515 700	3,61	4,19	0,34	3,53	4,85
	1973	188	4 516 800	4,16	4,88	0,37	4,16	5,60
	1974	204	4 643 700	4,39	5,00	0,36	4,29	5,71
	1975	208	5 009 000	4,15	4,81	0,35	4,13	5,49
	1976	194	5 106 900	3,80	4,29	0,32	3,67	4,91
	1977	230	5 142 900	4,47	5,03	0,34	4,36	5,70
	1978	251	5 165 200	4,86	5,51	0,36	4,80	6,21
	1979	251	5 186 600	4,84	5,42	0,35	4,73	6,12
9	1980	204	5 198 800	3,92	4,29	0,31	3,69	4,90
	1981	239	5 104 600	4,68	4,89	0,32	4,26	5,52
	1982	251	5 134 400	4,89	5,28	0,34	4,62	5,95
	1983	270	5 155 600	5,24	5,50	0,34	4,84	6,17
	1984	314	5 172 300	6,07	6,40	0,37	5,69	7,12
	1985	290	5 183 200	5,59	5,87	0,35	5,19	6,56
	1986	269	5 182 700	5,19	5,46	0,34	4,80	6,12
	1987	251	5 174 000	4,85	5,08	0,32	4,45	5,72
	1988	196	5 161 200	3,80	3,85	0,28	3,31	4,40
	1989	198	5 145 900	3,85	3,88	0,28	3,34	4,43
	1990	228	5 170 283	4,41	4,48	0,30	3,89	5,07
	1991	234	5 163 075	4,53	4,58	0,30	3,99	5,17
	1992	236	5 165 293	4,57	4,58	0,30	3,99	5,17
	1993	194	5 172 764	3,75	3,67	0,27	3,15	4,19
	1994	175	5 183 961	3,38	3,30	0,25	2,81	3,79
	1995	227	5 196 822	4,37	4,28	0,29	3,72	4,84
	1996	162	5 210 049	3,11	2,99	0,24	2,52	3,45
	1997	145	5 226 360	2,77	2,64	0,22	2,21	3,07
	1998	140	5 245 101	2,67	2,47	0,21	2,05	2,88
	1999	138	5 265 714	2,62	2,39	0,21	1,98	2,79
	2000	107	5 291 367	2,02	1,87	0,18	1,51	2,23
	2001	175	5 323 183	3,29	3,01	0,23	2,56	3,46
10	2002	265	5 358 811	4,95	4,63	0,29	4,06	5,19
	2003	267	5 408 377	4,94	4,53	0,28	3,98	5,08
	2004	297	5 421 654	5,48	4,98	0,29	4,41	5,55
	2005	218	5 443 765	4,00	3,59	0,25	3,11	4,07
	2006	194	5 460 966	3,55	3,14	0,23	2,70	3,59
10	2007	269	5 473 967	4,91	4,33	0,27	3,81	4,86
	2008	244	5 481 730	4,45	3,84	0,25	3,36	4,33
	2009	222	5 487 101	4,05	3,52	0,24	3,05	3,99
	2010	265	5 489 927	4,83	4,21	0,26	3,70	4,73

* Interpolação linear dos suicídios por sexo e dezassete estratos etários quinquenais.

Tabela 18. Taxas de suicídio brutas e padronizadas pelo método directo por idade (dezassete estratos etários quinquenais) - Homens, 1941 a 2010. População padrão: OCDE.

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)		Erro Padrão	Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada		Lim. Inferior	Lim. Superior
	1941	668	3 712 516	17,99	28,94	1,29	26,42	31,47
	1942	502	3 731 881	13,45	21,55	1,13	19,34	23,76
	1943	511	3 755 899	13,61	21,51	1,11	19,34	23,68
	1944	529	3 788 013	13,97	21,38	1,08	19,28	23,49
	1945	571	3 823 238	14,93	24,08	1,18	21,77	26,39
	1946	590	3 862 895	15,27	24,59	1,19	22,26	26,92
	1947	520	3 899 840	13,33	20,95	1,06	18,88	23,03
	1948	599	3 940 482	15,20	23,83	1,15	21,58	26,07
	1949	681	3 991 694	17,06	26,86	1,18	24,54	29,18
	1950	635	4 042 900	15,71	25,14	1,19	22,80	27,48
	1951	627	4 077 800	15,38	22,86	1,05	20,80	24,92
*	1952	628	4 112 600	15,27	23,06	1,06	20,99	25,13
*	1953	634	4 147 400	15,29	23,54	1,08	21,42	25,66
*	1954	630	4 182 200	15,06	23,45	1,08	21,33	25,58
7	1955	630	4 217 100	14,94	23,64	1,10	21,48	25,80
	1956	703	4 251 900	16,53	26,17	1,15	23,92	28,42
	1957	539	4 286 800	12,57	20,61	1,07	18,51	22,71
	1958	588	4 321 600	13,61	21,61	1,06	19,54	23,68
	1959	656	4 356 600	15,06	23,83	1,11	21,66	26,01
	1960	594	4 254 700	13,96	20,91	0,96	19,03	22,79
	1961	602	4 300 100	14,00	21,04	0,97	19,14	22,95
	1962	595	4 333 800	13,73	20,32	0,94	18,47	22,16
	1963	673	4 359 600	15,44	22,41	0,96	20,53	24,28
	1964	678	4 365 400	15,53	22,49	0,95	20,62	24,35
	1965	656	4 346 500	15,09	22,67	0,99	20,72	24,62
	1966	665	4 320 300	15,39	22,71	0,98	20,78	24,63
	1967	703	4 320 400	16,27	23,51	0,98	21,58	25,43
	1968	649	4 320 800	15,02	21,87	0,95	20,00	23,73
	1969	592	4 283 900	13,82	21,58	1,01	19,61	23,56
	1970	559	4 089 100	13,67	19,30	0,91	17,52	21,07
8	1971	579	4 075 900	14,21	20,13	0,93	18,31	21,95
	1972	542	4 062 500	13,34	19,55	0,95	17,68	21,42
	1973	545	4 047 400	13,47	18,97	0,91	17,18	20,76
	1974	546	4 138 300	13,19	18,97	0,93	17,15	20,79
	1975	594	4 439 800	13,38	17,89	0,81	16,31	19,48
	1976	633	4 592 000	13,78	20,60	0,96	18,73	22,48
	1977	640	4 630 100	13,82	20,06	0,92	18,25	21,87
	1978	655	4 654 400	14,07	20,66	0,94	18,83	22,50
	1979	701	4 676 100	14,99	20,98	0,90	19,22	22,74
9	1980	525	4 685 000	11,21	15,69	0,76	14,20	17,18
	1981	542	4 746 900	11,42	15,49	0,74	14,03	16,94
	1982	582	4 777 100	12,18	15,56	0,70	14,18	16,94
	1983	707	4 799 200	14,73	17,89	0,72	16,48	19,30
	1984	718	4 817 100	14,91	18,12	0,73	16,69	19,54
	1985	693	4 828 300	14,35	17,75	0,73	16,32	19,17
	1986	672	4 828 000	13,92	17,81	0,74	16,35	19,26
	1987	709	4 820 100	14,71	17,98	0,72	16,57	19,39
	1988	623	4 807 200	12,96	15,64	0,66	14,34	16,94
	1989	549	4 791 500	11,46	13,75	0,62	12,53	14,97
	1990	642	4 812 935	13,34	15,42	0,64	14,17	16,67
	1991	708	4 804 803	14,74	17,10	0,67	15,79	18,42
	1992	630	4 804 660	13,11	15,22	0,63	13,98	16,46
	1993	586	4 809 827	12,18	13,74	0,59	12,59	14,89
	1994	587	4 820 120	12,18	13,53	0,58	12,40	14,67
	1995	582	4 833 554	12,04	13,34	0,57	12,22	14,46
	1996	491	4 847 812	10,13	11,53	0,54	10,47	12,59
	1997	483	4 864 760	9,93	10,78	0,51	9,79	11,77
	1998	416	4 884 189	8,52	9,19	0,46	8,28	10,10
	1999	407	4 906 235	8,30	8,90	0,45	8,01	9,79
	2000	417	4 934 469	8,45	8,99	0,45	8,10	9,88
	2001	586	4 969 816	11,79	12,44	0,53	11,41	13,47
10	2002	947	5 009 592	18,90	19,34	0,64	18,09	20,60
	2003	888	5 066 308	17,53	18,05	0,62	16,85	19,26
	2004	908	5 080 330	17,87	17,97	0,60	16,78	19,15
	2005	696	5 104 848	13,63	13,81	0,53	12,77	14,85
	2006	674	5 122 707	13,16	13,25	0,52	12,24	14,26
10	2007	751	5 134 377	14,63	14,66	0,54	13,60	15,71
	2008	794	5 140 691	15,45	15,29	0,55	14,22	16,36
	2009	802	5 145 388	15,59	15,34	0,55	14,27	16,40
	2010	834	5 147 428	16,20	15,74	0,55	14,67	16,82

* Interpolação linear dos suicídios por sexo e dezassete estratos etários quinquenais.

Tabela 19. Taxas de suicídio brutas e padronizadas pelo método directo por sexo e idade (dezassete estratos etários quinquenais), 1941 a 2010. População padrão: OCDE.

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)		Erro Padrão	Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada		Lim. Inferior	Lim. Superior
	1941	921	7 729 680	11,92	18,30	0,69	16,94	19,66
	1942	734	7 772 150	9,44	14,20	0,61	13,00	15,40
	1943	696	7 820 413	8,90	13,46	0,59	12,30	14,62
	1944	728	7 886 885	9,23	13,65	0,58	12,51	14,79
	1945	772	7 958 831	9,70	14,93	0,63	13,70	16,16
	1946	793	8 039 166	9,86	15,21	0,63	13,96	16,45
	1947	717	8 115 052	8,84	13,26	0,57	12,14	14,38
	1948	815	8 198 185	9,94	14,99	0,62	13,79	16,20
	1949	880	8 302 247	10,60	16,17	0,63	14,95	17,40
	1950	851	8 405 400	10,12	15,41	0,63	14,18	16,65
	1951	857	8 477 300	10,11	14,60	0,57	13,48	15,72
*	1952	844	8 549 200	9,87	14,46	0,57	13,34	15,58
*	1953	838	8 621 100	9,72	14,50	0,58	13,37	15,63
*	1954	814	8 693 000	9,36	14,18	0,58	13,05	15,30
7	1955	798	8 764 900	9,10	14,01	0,58	12,88	15,15
	1956	881	8 836 700	9,97	15,39	0,60	14,21	16,57
	1957	711	8 908 700	7,98	12,49	0,56	11,39	13,59
	1958	785	8 980 400	8,74	13,34	0,56	12,24	14,44
	1959	826	9 052 500	9,12	14,16	0,58	13,02	15,31
	1960	771	8 889 500	8,67	12,71	0,51	11,70	13,71
	1961	804	8 981 200	8,95	13,01	0,52	11,99	14,03
	1962	768	9 050 700	8,49	12,27	0,50	11,29	13,25
	1963	864	9 106 100	9,49	13,62	0,51	12,62	14,62
	1964	857	9 130 600	9,39	13,54	0,51	12,54	14,53
	1965	836	9 116 200	9,17	13,69	0,53	12,65	14,73
	1966	875	9 081 200	9,64	13,95	0,52	12,92	14,97
	1967	903	9 080 100	9,94	14,20	0,52	13,18	15,23
	1968	855	9 068 300	9,43	13,49	0,51	12,49	14,49
	1969	778	8 996 900	8,65	13,19	0,54	12,14	14,24
	1970	727	8 611 100	8,44	11,82	0,48	10,87	12,76
8	1971	725	8 600 900	8,43	11,99	0,49	11,03	12,96
	1972	705	8 578 200	8,22	11,87	0,51	10,88	12,86
	1973	733	8 564 200	8,56	11,93	0,49	10,96	12,89
	1974	750	8 782 000	8,54	11,98	0,50	11,01	12,96
	1975	802	9 448 800	8,49	11,35	0,44	10,49	12,21
	1976	827	9 698 900	8,53	12,45	0,50	11,46	13,44
	1977	870	9 773 000	8,90	12,55	0,49	11,58	13,51
	1978	906	9 819 600	9,23	13,08	0,50	12,10	14,07
	1979	952	9 862 700	9,65	13,20	0,48	12,26	14,15
9	1980	729	9 883 800	7,38	9,99	0,41	9,19	10,79
	1981	781	9 851 500	7,93	10,19	0,40	9,39	10,98
	1982	833	9 911 500	8,40	10,42	0,39	9,66	11,19
	1983	977	9 954 800	9,81	11,70	0,40	10,92	12,48
	1984	1032	9 989 400	10,33	12,26	0,41	11,46	13,06
	1985	983	10 011 500	9,82	11,81	0,40	11,02	12,60
	1986	941	10 010 700	9,40	11,63	0,41	10,84	12,43
	1987	960	9 994 100	9,61	11,53	0,40	10,76	12,31
	1988	819	9 968 400	8,22	9,75	0,36	9,04	10,45
	1989	747	9 937 400	7,52	8,82	0,34	8,15	9,49
	1990	870	9 983 218	8,71	9,95	0,35	9,26	10,64
	1991	942	9 967 878	9,45	10,84	0,37	10,12	11,56
	1992	866	9 969 953	8,69	9,90	0,35	9,22	10,59
	1993	780	9 982 591	7,81	8,70	0,32	8,07	9,33
	1994	762	10 004 081	7,62	8,42	0,31	7,80	9,03
	1995	809	10 030 376	8,07	8,81	0,32	8,18	9,43
	1996	653	10 057 861	6,49	7,26	0,29	6,68	7,84
	1997	628	10 091 120	6,22	6,71	0,28	6,17	7,25
	1998	556	10 129 290	5,49	5,83	0,25	5,33	6,33
	1999	545	10 171 949	5,36	5,64	0,25	5,15	6,13
	2000	524	10 225 836	5,12	5,43	0,24	4,95	5,91
	2001	761	10 292 999	7,39	7,72	0,29	7,16	8,29
10	2002	1212	10 368 403	11,69	11,99	0,35	11,30	12,67
	2003	1155	10 474 685	11,03	11,29	0,34	10,63	11,96
	2004	1205	10 501 984	11,47	11,47	0,34	10,82	12,13
	2005	914	10 548 613	8,66	8,70	0,29	8,13	9,27
	2006	868	10 583 673	8,20	8,19	0,28	7,64	8,75
10	2007	1020	10 608 344	9,62	9,49	0,30	8,90	10,09
	2008	1038	10 622 421	9,77	9,57	0,30	8,98	10,16
	2009	1024	10 632 489	9,63	9,43	0,30	8,84	10,01
	2010	1099	10 637 355	10,33	9,98	0,30	9,38	10,57

* Interpolação linear dos suicídios por sexo e dezassete estratos etários quinquenais.

Tabela 20. Taxas de suicídio brutas e padronizadas pelo método directo por idade (dezassete estratos etários quinquenais) - Mulheres, 1941 a 2010. População padrão: Mundial - “Segi”.

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)		Erro Padrão	Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada		Lim. Inferior	Lim. Superior
	1941	253	4 017 164	6,30	6,21	0,39	5,44	6,98
	1942	232	4 040 269	5,74	5,60	0,37	4,88	6,32
	1943	185	4 064 514	4,55	4,42	0,33	3,78	5,06
	1944	199	4 098 872	4,85	4,73	0,34	4,07	5,39
	1945	201	4 135 593	4,86	4,73	0,34	4,07	5,39
	1946	203	4 176 271	4,86	4,63	0,33	3,99	5,27
	1947	197	4 215 212	4,67	4,49	0,32	3,86	5,12
	1948	216	4 257 703	5,07	4,85	0,33	4,20	5,50
	1949	199	4 310 553	4,62	4,39	0,31	3,78	5,01
	1950	216	4 362 500	4,95	4,72	0,32	4,09	5,35
	1951	230	4 399 500	5,23	5,00	0,33	4,35	5,65
*	1952	216	4 436 600	4,87	4,63	0,32	4,01	5,24
*	1953	204	4 473 700	4,56	4,32	0,30	3,73	4,92
*	1954	184	4 510 800	4,08	3,85	0,28	3,29	4,41
7	1955	168	4 547 800	3,69	3,48	0,27	2,95	4,00
	1956	178	4 584 800	3,88	3,68	0,28	3,14	4,22
	1957	172	4 621 900	3,72	3,51	0,27	2,98	4,04
	1958	197	4 658 800	4,23	4,03	0,29	3,46	4,60
	1959	170	4 695 900	3,62	3,34	0,26	2,84	3,85
	1960	177	4 634 800	3,82	3,58	0,27	3,05	4,11
	1961	202	4 681 100	4,32	4,00	0,28	3,44	4,56
	1962	173	4 716 900	3,67	3,47	0,27	2,94	3,99
	1963	191	4 746 500	4,02	3,68	0,27	3,15	4,21
	1964	179	4 765 200	3,76	3,37	0,26	2,87	3,87
	1965	180	4 769 700	3,77	3,37	0,26	2,87	3,87
	1966	210	4 760 900	4,41	3,95	0,28	3,41	4,50
	1967	200	4 759 700	4,20	3,80	0,27	3,26	4,33
	1968	206	4 747 500	4,34	3,89	0,28	3,35	4,43
	1969	186	4 713 000	3,95	3,45	0,26	2,95	3,96
	1970	168	4 522 000	3,72	3,19	0,25	2,69	3,68
8	1971	146	4 525 000	3,23	2,80	0,24	2,33	3,26
	1972	163	4 515 700	3,61	3,13	0,25	2,64	3,62
	1973	188	4 516 800	4,16	3,52	0,26	3,00	4,04
	1974	204	4 643 700	4,39	3,78	0,27	3,25	4,31
	1975	208	5 009 000	4,15	3,51	0,25	3,02	3,99
	1976	194	5 106 900	3,80	3,33	0,24	2,85	3,80
	1977	230	5 142 900	4,47	3,89	0,26	3,38	4,41
	1978	251	5 165 200	4,86	4,27	0,28	3,73	4,81
	1979	251	5 186 600	4,84	4,24	0,27	3,70	4,77
9	1980	204	5 198 800	3,92	3,46	0,25	2,97	3,94
	1981	239	5 104 600	4,68	3,96	0,27	3,44	4,48
	1982	251	5 134 400	4,89	4,17	0,27	3,64	4,71
	1983	270	5 155 600	5,24	4,47	0,28	3,92	5,02
	1984	314	5 172 300	6,07	5,13	0,30	4,54	5,72
	1985	290	5 183 200	5,59	4,51	0,28	3,97	5,06
	1986	269	5 182 700	5,19	4,11	0,26	3,60	4,63
	1987	251	5 174 000	4,85	3,81	0,25	3,31	4,31
	1988	196	5 161 200	3,80	2,86	0,22	2,44	3,29
	1989	198	5 145 900	3,85	2,76	0,21	2,35	3,17
	1990	228	5 170 283	4,41	3,18	0,23	2,74	3,62
	1991	234	5 163 075	4,53	3,38	0,23	2,92	3,84
	1992	236	5 165 293	4,57	3,37	0,23	2,91	3,83
	1993	194	5 172 764	3,75	2,71	0,21	2,30	3,11
	1994	175	5 183 961	3,38	2,30	0,19	1,93	2,67
	1995	227	5 196 822	4,37	3,12	0,22	2,68	3,55
	1996	162	5 210 049	3,11	2,01	0,17	1,67	2,34
	1997	145	5 226 360	2,77	1,91	0,17	1,57	2,24
	1998	140	5 245 101	2,67	1,63	0,15	1,33	1,92
	1999	138	5 265 714	2,62	1,60	0,16	1,29	1,90
	2000	107	5 291 367	2,02	1,24	0,13	0,98	1,50
	2001	175	5 323 183	3,29	2,14	0,18	1,79	2,49
10	2002	265	5 358 811	4,95	3,39	0,23	2,93	3,84
	2003	267	5 408 377	4,94	3,24	0,22	2,81	3,67
	2004	297	5 421 654	5,48	3,42	0,22	2,98	3,85
	2005	218	5 443 765	4,00	2,41	0,18	2,06	2,77
	2006	194	5 460 966	3,55	2,13	0,17	1,80	2,46
10	2007	269	5 473 967	4,91	3,07	0,21	2,65	3,48
	2008	244	5 481 730	4,45	2,63	0,19	2,26	3,00
	2009	222	5 487 101	4,05	2,44	0,19	2,08	2,81
	2010	265	5 489 927	4,83	3,03	0,21	2,61	3,44

* Interpolação linear dos suicídios por sexo e dezassete estratos etários quinquenais.

Tabela 21. Taxas de suicídio brutas e padronizadas pelo método directo por idade (dezassete estratos etários quinquenais) - Homens, 1941 a 2010. População padrão: Mundial - “Segi”.

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)		Erro Padrão	Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada		Lim. Inferior	Lim. Superior
	1941	668	3 712 516	17,99	20,34	0,80	18,78	21,90
	1942	502	3 731 881	13,45	15,03	0,68	13,70	16,37
	1943	511	3 755 899	13,61	15,18	0,68	13,84	16,51
	1944	529	3 788 013	13,97	15,33	0,68	14,00	16,65
	1945	571	3 823 238	14,93	16,72	0,71	15,33	18,10
	1946	590	3 862 895	15,27	16,90	0,71	15,52	18,28
	1947	520	3 899 840	13,33	14,83	0,66	13,54	16,12
	1948	599	3 940 482	15,20	16,58	0,69	15,24	17,93
	1949	681	3 991 694	17,06	18,79	0,73	17,36	20,22
	1950	635	4 042 900	15,71	17,11	0,69	15,77	18,46
	1951	627	4 077 800	15,38	16,46	0,66	15,15	17,76
*	1952	628	4 112 600	15,27	16,37	0,66	15,08	17,66
*	1953	634	4 147 400	15,29	16,48	0,66	15,18	17,77
*	1954	630	4 182 200	15,06	16,24	0,65	14,96	17,52
7	1955	630	4 217 100	14,94	16,10	0,65	14,83	17,37
	1956	703	4 251 900	16,53	17,78	0,68	16,45	19,10
	1957	539	4 286 800	12,57	13,53	0,59	12,37	14,68
	1958	588	4 321 600	13,61	14,52	0,60	13,34	15,70
	1959	656	4 356 600	15,06	15,80	0,62	14,58	17,02
	1960	594	4 254 700	13,96	14,20	0,59	13,05	15,35
	1961	602	4 300 100	14,00	14,11	0,58	12,98	15,25
	1962	595	4 333 800	13,73	13,88	0,57	12,76	15,01
	1963	673	4 359 600	15,44	15,47	0,60	14,30	16,65
	1964	678	4 365 400	15,53	15,65	0,60	14,47	16,84
	1965	656	4 346 500	15,09	15,08	0,59	13,92	16,24
	1966	665	4 320 300	15,39	15,33	0,60	14,16	16,50
	1967	703	4 320 400	16,27	16,14	0,61	14,94	17,34
	1968	649	4 320 800	15,02	14,63	0,58	13,50	15,77
	1969	592	4 283 900	13,82	13,59	0,56	12,49	14,69
	1970	559	4 089 100	13,67	12,56	0,54	11,51	13,61
8	1971	579	4 075 900	14,21	13,04	0,55	11,97	14,11
	1972	542	4 062 500	13,34	12,30	0,53	11,25	13,34
	1973	545	4 047 400	13,47	12,47	0,54	11,41	13,52
	1974	546	4 138 300	13,19	12,00	0,52	10,98	13,02
	1975	594	4 439 800	13,38	12,39	0,51	11,38	13,39
	1976	633	4 592 000	13,78	13,17	0,53	12,14	14,21
	1977	640	4 630 100	13,82	13,34	0,53	12,30	14,38
	1978	655	4 654 400	14,07	13,39	0,53	12,36	14,43
	1979	701	4 676 100	14,99	14,27	0,54	13,21	15,34
9	1980	525	4 685 000	11,21	10,46	0,46	9,55	11,37
	1981	542	4 746 900	11,42	10,21	0,44	9,34	11,08
	1982	582	4 777 100	12,18	10,72	0,45	9,84	11,60
	1983	707	4 799 200	14,73	13,02	0,50	12,05	14,00
	1984	718	4 817 100	14,91	13,36	0,51	12,37	14,35
	1985	693	4 828 300	14,35	12,33	0,48	11,39	13,26
	1986	672	4 828 000	13,92	11,73	0,46	10,83	12,63
	1987	709	4 820 100	14,71	12,21	0,47	11,29	13,13
	1988	623	4 807 200	12,96	10,60	0,43	9,75	11,45
	1989	549	4 791 500	11,46	9,19	0,40	8,41	9,98
	1990	642	4 812 935	13,34	10,66	0,43	9,81	11,50
	1991	708	4 804 803	14,74	11,39	0,44	10,53	12,26
	1992	630	4 804 660	13,11	10,07	0,41	9,26	10,88
	1993	586	4 809 827	12,18	9,18	0,39	8,41	9,94
	1994	587	4 820 120	12,18	9,29	0,40	8,52	10,07
	1995	582	4 833 554	12,04	9,01	0,39	8,25	9,77
	1996	491	4 847 812	10,13	7,16	0,34	6,50	7,82
	1997	483	4 864 760	9,93	7,11	0,34	6,45	7,77
	1998	416	4 884 189	8,52	6,07	0,31	5,46	6,68
	1999	407	4 906 235	8,30	5,64	0,29	5,06	6,21
	2000	417	4 934 469	8,45	5,72	0,29	5,15	6,30
	2001	586	4 969 816	11,79	8,25	0,36	7,55	8,95
10	2002	947	5 009 592	18,90	13,19	0,45	12,31	14,07
	2003	888	5 066 308	17,53	11,90	0,42	11,08	12,72
	2004	908	5 080 330	17,87	12,19	0,43	11,35	13,02
	2005	696	5 104 848	13,63	9,27	0,37	8,54	10,01
	2006	674	5 122 707	13,16	8,69	0,36	7,99	9,39
10	2007	751	5 134 377	14,63	9,28	0,36	8,57	10,00
	2008	794	5 140 691	15,45	9,96	0,38	9,21	10,70
	2009	802	5 145 388	15,59	10,25	0,39	9,48	11,02
	2010	834	5 147 428	16,20	10,09	0,38	9,35	10,84

* Interpolação linear dos suicídios por sexo e dezassete estratos etários quinquenais.

Tabela 22. Taxas de suicídio brutas e padronizadas pelo método directo por sexo e idade (dezassete estratos etários quinquenais), 1941 a 2010. População padrão: Mundial - “Segi”.

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)		Erro Padrão	Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada		Lim. Inferior	Lim. Superior
	1941	921	7 729 680	11,92	13,27	0,44	12,40	14,14
	1942	734	7 772 150	9,44	10,32	0,39	9,56	11,07
	1943	696	7 820 413	8,90	9,80	0,38	9,06	10,54
	1944	728	7 886 885	9,23	10,03	0,38	9,29	10,77
	1945	772	7 958 831	9,70	10,72	0,39	9,96	11,49
	1946	793	8 039 166	9,86	10,76	0,39	10,00	11,53
	1947	717	8 115 052	8,84	9,66	0,37	8,94	10,38
	1948	815	8 198 185	9,94	10,72	0,38	9,97	11,46
	1949	880	8 302 247	10,60	11,59	0,40	10,82	12,37
	1950	851	8 405 400	10,12	10,92	0,38	10,17	11,66
	1951	857	8 477 300	10,11	10,73	0,37	10,00	11,46
*	1952	844	8 549 200	9,87	10,50	0,37	9,78	11,21
*	1953	838	8 621 100	9,72	10,40	0,36	9,69	11,11
*	1954	814	8 693 000	9,36	10,04	0,36	9,35	10,74
7	1955	798	8 764 900	9,10	9,79	0,35	9,10	10,48
	1956	881	8 836 700	9,97	10,73	0,37	10,01	11,44
	1957	711	8 908 700	7,98	8,52	0,32	7,88	9,15
	1958	785	8 980 400	8,74	9,27	0,33	8,62	9,93
	1959	826	9 052 500	9,12	9,57	0,34	8,91	10,23
	1960	771	8 889 500	8,67	8,89	0,32	8,26	9,52
	1961	804	8 981 200	8,95	9,06	0,32	8,42	9,69
	1962	768	9 050 700	8,49	8,68	0,32	8,06	9,29
	1963	864	9 106 100	9,49	9,58	0,33	8,93	10,22
	1964	857	9 130 600	9,39	9,51	0,33	8,87	10,15
	1965	836	9 116 200	9,17	9,23	0,32	8,59	9,86
	1966	875	9 081 200	9,64	9,64	0,33	8,99	10,29
	1967	903	9 080 100	9,94	9,97	0,34	9,31	10,63
	1968	855	9 068 300	9,43	9,26	0,32	8,63	9,89
	1969	778	8 996 900	8,65	8,52	0,31	7,92	9,13
	1970	727	8 611 100	8,44	7,87	0,30	7,29	8,45
8	1971	725	8 600 900	8,43	7,92	0,30	7,33	8,50
	1972	705	8 578 200	8,22	7,72	0,29	7,14	8,29
	1973	733	8 564 200	8,56	7,99	0,30	7,41	8,58
	1974	750	8 782 000	8,54	7,89	0,29	7,31	8,46
	1975	802	9 448 800	8,49	7,95	0,29	7,39	8,51
	1976	827	9 698 900	8,53	8,25	0,29	7,68	8,82
	1977	870	9 773 000	8,90	8,61	0,30	8,03	9,20
	1978	906	9 819 600	9,23	8,83	0,30	8,25	9,41
	1979	952	9 862 700	9,65	9,26	0,30	8,66	9,85
9	1980	729	9 883 800	7,38	6,96	0,26	6,44	7,47
	1981	781	9 851 500	7,93	7,08	0,26	6,58	7,59
	1982	833	9 911 500	8,40	7,45	0,26	6,93	7,96
	1983	977	9 954 800	9,81	8,75	0,29	8,19	9,31
	1984	1032	9 989 400	10,33	9,25	0,29	8,67	9,82
	1985	983	10 011 500	9,82	8,42	0,28	7,88	8,96
	1986	941	10 010 700	9,40	7,92	0,27	7,40	8,44
	1987	960	9 994 100	9,61	8,01	0,27	7,49	8,54
	1988	819	9 968 400	8,22	6,73	0,24	6,25	7,20
	1989	747	9 937 400	7,52	5,98	0,23	5,53	6,42
	1990	870	9 983 218	8,71	6,92	0,24	6,44	7,40
	1991	942	9 967 878	9,45	7,39	0,25	6,90	7,88
	1992	866	9 969 953	8,69	6,72	0,24	6,25	7,19
	1993	780	9 982 591	7,81	5,94	0,22	5,51	6,38
	1994	762	10 004 081	7,62	5,80	0,22	5,37	6,23
	1995	809	10 030 376	8,07	6,06	0,22	5,63	6,50
	1996	653	10 057 861	6,49	4,58	0,19	4,21	4,95
	1997	628	10 091 120	6,22	4,51	0,19	4,14	4,88
	1998	556	10 129 290	5,49	3,85	0,17	3,51	4,18
	1999	545	10 171 949	5,36	3,62	0,17	3,29	3,94
	2000	524	10 225 836	5,12	3,48	0,16	3,16	3,80
	2001	761	10 292 999	7,39	5,20	0,20	4,80	5,59
10	2002	1212	10 368 403	11,69	8,29	0,25	7,79	8,78
	2003	1155	10 474 685	11,03	7,57	0,24	7,11	8,03
	2004	1205	10 501 984	11,47	7,80	0,24	7,33	8,27
	2005	914	10 548 613	8,66	5,84	0,21	5,44	6,25
	2006	868	10 583 673	8,20	5,41	0,20	5,02	5,80
10	2007	1020	10 608 344	9,62	6,18	0,21	5,76	6,59
	2008	1038	10 622 421	9,77	6,29	0,21	5,88	6,71
	2009	1024	10 632 489	9,63	6,35	0,22	5,92	6,77
	2010	1099	10 637 355	10,33	6,56	0,22	6,13	6,99

* Interpolação linear dos suicídios por sexo e dezassete estratos etários quinquenais.

Tabela 23. Taxas de suicídio brutas e padronizadas pelo método directo por idade (dezassete estratos etários quinquenais) - Mulheres, 1941 a 2010. População padrão: Mundial – Organização Mundial de Saúde (OMS).

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)		Erro Padrão	Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada		Lim. Inferior	Lim. Superior
	1941	253	4 017 164	6,30	6,61	0,42	5,80	7,43
	1942	232	4 040 269	5,74	5,99	0,39	5,22	6,76
	1943	185	4 064 514	4,55	4,71	0,35	4,03	5,39
	1944	199	4 098 872	4,85	5,05	0,36	4,34	5,75
	1945	201	4 135 593	4,86	5,03	0,36	4,34	5,73
	1946	203	4 176 271	4,86	4,98	0,35	4,29	5,67
	1947	197	4 215 212	4,67	4,78	0,34	4,11	5,45
	1948	216	4 257 703	5,07	5,26	0,36	4,55	5,96
	1949	199	4 310 553	4,62	4,70	0,33	4,04	5,35
	1950	216	4 362 500	4,95	5,01	0,34	4,34	5,68
	1951	230	4 399 500	5,23	5,33	0,35	4,64	6,02
*	1952	216	4 436 600	4,87	4,93	0,34	4,27	5,59
*	1953	204	4 473 700	4,56	4,60	0,32	3,97	5,24
*	1954	184	4 510 800	4,08	4,11	0,30	3,51	4,70
7	1955	168	4 547 800	3,69	3,71	0,29	3,14	4,27
	1956	178	4 584 800	3,88	3,94	0,30	3,36	4,52
	1957	172	4 621 900	3,72	3,72	0,28	3,16	4,28
	1958	197	4 658 800	4,23	4,30	0,31	3,70	4,90
	1959	170	4 695 900	3,62	3,59	0,28	3,05	4,13
	1960	177	4 634 800	3,82	3,82	0,29	3,26	4,39
	1961	202	4 681 100	4,32	4,32	0,31	3,73	4,92
	1962	173	4 716 900	3,67	3,64	0,28	3,09	4,18
	1963	191	4 746 500	4,02	3,94	0,29	3,38	4,51
	1964	179	4 765 200	3,76	3,67	0,28	3,13	4,21
	1965	180	4 769 700	3,77	3,69	0,28	3,15	4,23
	1966	210	4 760 900	4,41	4,28	0,30	3,70	4,87
	1967	200	4 759 700	4,20	4,12	0,29	3,54	4,69
	1968	206	4 747 500	4,34	4,19	0,29	3,62	4,77
	1969	186	4 713 000	3,95	3,76	0,28	3,22	4,31
	1970	168	4 522 000	3,72	3,45	0,27	2,92	3,98
8	1971	146	4 525 000	3,23	3,05	0,26	2,54	3,55
	1972	163	4 515 700	3,61	3,39	0,27	2,86	3,92
	1973	188	4 516 800	4,16	3,85	0,29	3,29	4,41
	1974	204	4 643 700	4,39	4,08	0,29	3,51	4,65
	1975	208	5 009 000	4,15	3,81	0,27	3,28	4,33
	1976	194	5 106 900	3,80	3,58	0,26	3,07	4,09
	1977	230	5 142 900	4,47	4,17	0,28	3,62	4,72
	1978	251	5 165 200	4,86	4,58	0,29	4,01	5,16
	1979	251	5 186 600	4,84	4,60	0,29	4,02	5,17
9	1980	204	5 198 800	3,92	3,72	0,26	3,20	4,24
	1981	239	5 104 600	4,68	4,20	0,28	3,65	4,75
	1982	251	5 134 400	4,89	4,53	0,29	3,95	5,10
	1983	270	5 155 600	5,24	4,76	0,30	4,18	5,34
	1984	314	5 172 300	6,07	5,48	0,32	4,85	6,10
	1985	290	5 183 200	5,59	4,81	0,29	4,23	5,38
	1986	269	5 182 700	5,19	4,46	0,28	3,91	5,01
	1987	251	5 174 000	4,85	4,14	0,27	3,61	4,67
	1988	196	5 161 200	3,80	3,09	0,23	2,64	3,53
	1989	198	5 145 900	3,85	3,05	0,23	2,61	3,50
	1990	228	5 170 283	4,41	3,52	0,24	3,04	4,00
	1991	234	5 163 075	4,53	3,67	0,25	3,18	4,16
	1992	236	5 165 293	4,57	3,69	0,25	3,20	4,18
	1993	194	5 172 764	3,75	2,95	0,22	2,51	3,39
	1994	175	5 183 961	3,38	2,55	0,20	2,15	2,95
	1995	227	5 196 822	4,37	3,40	0,24	2,93	3,86
	1996	162	5 210 049	3,11	2,22	0,19	1,86	2,59
	1997	145	5 226 360	2,77	2,07	0,18	1,71	2,43
	1998	140	5 245 101	2,67	1,81	0,16	1,49	2,14
	1999	138	5 265 714	2,62	1,79	0,17	1,47	2,12
	2000	107	5 291 367	2,02	1,39	0,14	1,10	1,67
	2001	175	5 323 183	3,29	2,32	0,19	1,95	2,69
10	2002	265	5 358 811	4,95	3,67	0,24	3,19	4,15
	2003	267	5 408 377	4,94	3,54	0,23	3,08	3,99
	2004	297	5 421 654	5,48	3,77	0,24	3,31	4,24
	2005	218	5 443 765	4,00	2,68	0,20	2,29	3,06
	2006	194	5 460 966	3,55	2,36	0,18	2,00	2,71
10	2007	269	5 473 967	4,91	3,36	0,22	2,92	3,80
	2008	244	5 481 730	4,45	2,90	0,20	2,50	3,30
	2009	222	5 487 101	4,05	2,69	0,20	2,30	3,08
	2010	265	5 489 927	4,83	3,32	0,23	2,88	3,76

* Interpolação linear dos suicídios por sexo e dezassete estratos etários quinquenais.

Tabela 24. Taxas de suicídio brutas e padronizadas pelo método directo por idade (dezassete estratos etários quinquenais) - Homens, 1941 a 2010. População padrão: Mundial – Organização Mundial de Saúde (OMS).

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)		Erro Padrão	Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada		Lim. Inferior	Lim. Superior
	1941	668	3 712 516	17,99	22,30	0,88	20,57	24,02
	1942	502	3 731 881	13,45	16,49	0,75	15,01	17,97
	1943	511	3 755 899	13,61	16,56	0,75	15,09	18,03
	1944	529	3 788 013	13,97	16,80	0,75	15,34	18,26
	1945	571	3 823 238	14,93	18,31	0,79	16,77	19,85
	1946	590	3 862 895	15,27	18,57	0,78	17,04	20,11
	1947	520	3 899 840	13,33	16,12	0,72	14,70	17,53
	1948	599	3 940 482	15,20	18,25	0,76	16,75	19,75
	1949	681	3 991 694	17,06	20,56	0,80	18,99	22,14
	1950	635	4 042 900	15,71	18,74	0,76	17,24	20,23
	1951	627	4 077 800	15,38	17,92	0,73	16,49	19,35
*	1952	628	4 112 600	15,27	17,84	0,73	16,42	19,26
*	1953	634	4 147 400	15,29	17,97	0,73	16,54	19,40
*	1954	630	4 182 200	15,06	17,71	0,72	16,30	19,12
7	1955	630	4 217 100	14,94	17,59	0,72	16,18	18,99
	1956	703	4 251 900	16,53	19,42	0,75	17,95	20,88
	1957	539	4 286 800	12,57	14,97	0,66	13,66	16,27
	1958	588	4 321 600	13,61	15,97	0,68	14,64	17,29
	1959	656	4 356 600	15,06	17,49	0,70	16,12	18,87
	1960	594	4 254 700	13,96	15,53	0,64	14,27	16,79
	1961	602	4 300 100	14,00	15,59	0,64	14,33	16,85
	1962	595	4 333 800	13,73	15,24	0,63	14,00	16,47
	1963	673	4 359 600	15,44	16,98	0,66	15,68	18,27
	1964	678	4 365 400	15,53	16,99	0,66	15,70	18,28
	1965	656	4 346 500	15,09	16,64	0,66	15,35	17,93
	1966	665	4 320 300	15,39	16,90	0,66	15,60	18,20
	1967	703	4 320 400	16,27	17,78	0,68	16,45	19,11
	1968	649	4 320 800	15,02	16,19	0,64	14,93	17,45
	1969	592	4 283 900	13,82	15,21	0,64	13,96	16,46
	1970	559	4 089 100	13,67	14,08	0,60	12,90	15,27
8	1971	579	4 075 900	14,21	14,52	0,61	13,32	15,73
	1972	542	4 062 500	13,34	13,76	0,60	12,58	14,94
	1973	545	4 047 400	13,47	13,83	0,60	12,65	15,02
	1974	546	4 138 300	13,19	13,43	0,59	12,27	14,58
	1975	594	4 439 800	13,38	13,57	0,57	12,46	14,69
	1976	633	4 592 000	13,78	14,68	0,60	13,50	15,85
	1977	640	4 630 100	13,82	14,80	0,60	13,62	15,97
	1978	655	4 654 400	14,07	15,06	0,60	13,88	16,24
	1979	701	4 676 100	14,99	15,91	0,61	14,71	17,11
9	1980	525	4 685 000	11,21	11,57	0,51	10,57	12,58
	1981	542	4 746 900	11,42	11,35	0,49	10,38	12,32
	1982	582	4 777 100	12,18	11,78	0,50	10,81	12,75
	1983	707	4 799 200	14,73	14,23	0,54	13,17	15,29
	1984	718	4 817 100	14,91	14,44	0,55	13,37	15,51
	1985	693	4 828 300	14,35	13,58	0,52	12,55	14,60
	1986	672	4 828 000	13,92	13,13	0,51	12,12	14,13
	1987	709	4 820 100	14,71	13,66	0,52	12,64	14,68
	1988	623	4 807 200	12,96	11,71	0,48	10,77	12,64
	1989	549	4 791 500	11,46	10,17	0,44	9,31	11,03
	1990	642	4 812 935	13,34	11,86	0,47	10,93	12,79
	1991	708	4 804 803	14,74	12,89	0,49	11,92	13,85
	1992	630	4 804 660	13,11	11,29	0,46	10,39	12,18
	1993	586	4 809 827	12,18	10,22	0,43	9,38	11,07
	1994	587	4 820 120	12,18	10,34	0,43	9,49	11,19
	1995	582	4 833 554	12,04	10,00	0,42	9,18	10,83
	1996	491	4 847 812	10,13	8,14	0,37	7,41	8,88
	1997	483	4 864 760	9,93	7,97	0,37	7,24	8,69
	1998	416	4 884 189	8,52	6,80	0,34	6,13	7,46
	1999	407	4 906 235	8,30	6,39	0,32	5,75	7,02
	2000	417	4 934 469	8,45	6,44	0,32	5,81	7,08
	2001	586	4 969 816	11,79	9,30	0,39	8,53	10,07
10	2002	947	5 009 592	18,90	14,69	0,49	13,73	15,66
	2003	888	5 066 308	17,53	13,37	0,46	12,46	14,27
	2004	908	5 080 330	17,87	13,52	0,46	12,62	14,43
	2005	696	5 104 848	13,63	10,34	0,41	9,55	11,14
	2006	674	5 122 707	13,16	9,73	0,39	8,96	10,49
10	2007	751	5 134 377	14,63	10,48	0,40	9,70	11,26
	2008	794	5 140 691	15,45	11,18	0,41	10,37	11,99
	2009	802	5 145 388	15,59	11,39	0,42	10,56	12,21
	2010	834	5 147 428	16,20	11,39	0,41	10,58	12,20

* Interpolação linear dos suicídios por sexo e dezassete estratos etários quinquenais.

Tabela 25. Taxas de suicídio brutas e padronizadas pelo método directo por sexo e idade (dezassete estratos etários quinquenais), 1941 a 2010. População padrão: Mundial – Organização Mundial de Saúde (OMS).

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)		Erro Padrão	Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada		Lim. Inferior	Lim. Superior
	1941	921	7 729 680	11,92	14,45	0,49	13,50	15,41
	1942	734	7 772 150	9,44	11,24	0,43	10,40	12,07
	1943	696	7 820 413	8,90	10,63	0,41	9,82	11,44
	1944	728	7 886 885	9,23	10,92	0,41	10,11	11,74
	1945	772	7 958 831	9,70	11,67	0,43	10,83	12,52
	1946	793	8 039 166	9,86	11,78	0,43	10,93	12,62
	1947	717	8 115 052	8,84	10,45	0,40	9,67	11,23
	1948	815	8 198 185	9,94	11,75	0,42	10,93	12,58
	1949	880	8 302 247	10,60	12,63	0,44	11,78	13,48
	1950	851	8 405 400	10,12	11,87	0,42	11,05	12,69
	1951	857	8 477 300	10,11	11,62	0,41	10,83	12,42
*	1952	844	8 549 200	9,87	11,39	0,40	10,60	12,17
*	1953	838	8 621 100	9,72	11,29	0,40	10,51	12,07
*	1954	814	8 693 000	9,36	10,91	0,39	10,14	11,67
7	1955	798	8 764 900	9,10	10,65	0,39	9,89	11,40
	1956	881	8 836 700	9,97	11,68	0,40	10,89	12,47
	1957	711	8 908 700	7,98	9,34	0,36	8,64	10,05
	1958	785	8 980 400	8,74	10,13	0,37	9,41	10,86
	1959	826	9 052 500	9,12	10,54	0,38	9,80	11,28
	1960	771	8 889 500	8,67	9,68	0,35	8,99	10,37
	1961	804	8 981 200	8,95	9,96	0,36	9,26	10,66
	1962	768	9 050 700	8,49	9,44	0,35	8,76	10,11
	1963	864	9 106 100	9,49	10,46	0,36	9,76	11,17
	1964	857	9 130 600	9,39	10,33	0,36	9,63	11,03
	1965	836	9 116 200	9,17	10,17	0,36	9,47	10,87
	1966	875	9 081 200	9,64	10,59	0,36	9,88	11,30
	1967	903	9 080 100	9,94	10,95	0,37	10,22	11,67
	1968	855	9 068 300	9,43	10,19	0,35	9,50	10,88
	1969	778	8 996 900	8,65	9,49	0,35	8,81	10,17
	1970	727	8 611 100	8,44	8,77	0,33	8,12	9,42
8	1971	725	8 600 900	8,43	8,79	0,33	8,13	9,44
	1972	705	8 578 200	8,22	8,57	0,33	7,93	9,22
	1973	733	8 564 200	8,56	8,84	0,33	8,19	9,50
	1974	750	8 782 000	8,54	8,75	0,33	8,11	9,40
	1975	802	9 448 800	8,49	8,69	0,31	8,07	9,31
	1976	827	9 698 900	8,53	9,13	0,33	8,49	9,77
	1977	870	9 773 000	8,90	9,48	0,33	8,84	10,13
	1978	906	9 819 600	9,23	9,82	0,33	9,16	10,48
	1979	952	9 862 700	9,65	10,25	0,34	9,59	10,92
9	1980	729	9 883 800	7,38	7,65	0,29	7,08	8,22
	1981	781	9 851 500	7,93	7,78	0,28	7,22	8,33
	1982	833	9 911 500	8,40	8,16	0,29	7,59	8,72
	1983	977	9 954 800	9,81	9,49	0,31	8,89	10,10
	1984	1032	9 989 400	10,33	9,96	0,32	9,34	10,58
	1985	983	10 011 500	9,82	9,19	0,30	8,61	9,78
	1986	941	10 010 700	9,40	8,79	0,29	8,22	9,36
	1987	960	9 994 100	9,61	8,90	0,29	8,33	9,48
	1988	819	9 968 400	8,22	7,40	0,26	6,88	7,91
	1989	747	9 937 400	7,52	6,61	0,25	6,13	7,09
	1990	870	9 983 218	8,71	7,69	0,27	7,17	8,21
	1991	942	9 967 878	9,45	8,28	0,28	7,74	8,82
	1992	866	9 969 953	8,69	7,49	0,26	6,98	8,00
	1993	780	9 982 591	7,81	6,59	0,24	6,11	7,06
	1994	762	10 004 081	7,62	6,44	0,24	5,97	6,91
	1995	809	10 030 376	8,07	6,70	0,24	6,23	7,18
	1996	653	10 057 861	6,49	5,18	0,21	4,77	5,59
	1997	628	10 091 120	6,22	5,02	0,21	4,61	5,42
	1998	556	10 129 290	5,49	4,31	0,19	3,93	4,68
	1999	545	10 171 949	5,36	4,09	0,18	3,73	4,45
	2000	524	10 225 836	5,12	3,91	0,18	3,57	4,26
	2001	761	10 292 999	7,39	5,81	0,22	5,38	6,24
10	2002	1212	10 368 403	11,69	9,18	0,27	8,65	9,72
	2003	1155	10 474 685	11,03	8,45	0,26	7,95	8,96
	2004	1205	10 501 984	11,47	8,65	0,26	8,14	9,16
	2005	914	10 548 613	8,66	6,51	0,23	6,07	6,95
	2006	868	10 583 673	8,20	6,04	0,21	5,62	6,46
10	2007	1020	10 608 344	9,62	6,92	0,23	6,48	7,37
	2008	1038	10 622 421	9,77	7,04	0,23	6,59	7,49
	2009	1024	10 632 489	9,63	7,04	0,23	6,58	7,49
	2010	1099	10 637 355	10,33	7,35	0,24	6,89	7,82

Tabela 26. Taxas de suicídio brutas e padronizadas pelo método directo por idade (dezoito estratos etários quinquenais) - Mulheres, 1955 a 2010. População padrão: População Portuguesa Censitária de 1991.

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
7	1955	168	4 547 800	3,69	4,47	0,36	3,75	5,18
	1956	178	4 584 800	3,88	4,58	0,36	3,88	5,29
	1957	172	4 621 900	3,72	4,47	0,36	3,78	5,17
	1958	197	4 658 800	4,23	5,07	0,38	4,33	5,82
	1959	170	4 695 900	3,62	4,57	0,37	3,85	5,30
	1960	177	4 634 800	3,82	4,51	0,35	3,82	5,20
	1961	202	4 681 100	4,32	5,02	0,36	4,31	5,74
	1962	173	4 716 900	3,67	4,30	0,34	3,64	4,95
	1963	191	4 746 500	4,02	4,88	0,36	4,17	5,59
	1964	179	4 765 200	3,76	4,61	0,36	3,92	5,31
	1965	180	4 769 700	3,77	4,65	0,36	3,95	5,36
	1966	210	4 760 900	4,41	5,24	0,37	4,52	5,97
	1967	200	4 759 700	4,20	4,90	0,35	4,21	5,60
	1968	206	4 747 500	4,34	5,13	0,37	4,41	5,85
1969	186	4 713 000	3,95	4,79	0,36	4,08	5,50	
1970	168	4 522 000	3,72	4,39	0,34	3,71	5,06	
8	1971	146	4 525 000	3,23	3,78	0,32	3,15	4,40
	1972	163	4 515 700	3,61	4,16	0,33	3,51	4,81
	1973	188	4 516 800	4,16	4,86	0,36	4,15	5,57
	1974	204	4 643 700	4,39	4,95	0,35	4,26	5,64
	1975	208	5 009 000	4,15	4,80	0,34	4,13	5,47
	1976	194	5 106 900	3,80	4,31	0,31	3,69	4,93
	1977	230	5 142 900	4,47	5,09	0,34	4,42	5,76
	1978	251	5 165 200	4,86	5,58	0,36	4,87	6,28
	1979	251	5 186 600	4,84	5,48	0,35	4,79	6,17
	9	1980	204	5 198 800	3,92	4,33	0,31	3,72
1981		239	5 104 600	4,68	5,01	0,33	4,37	5,65
1982		251	5 134 400	4,89	5,24	0,33	4,59	5,89
1983		270	5 155 600	5,24	5,59	0,34	4,92	6,27
1984		314	5 172 300	6,07	6,46	0,37	5,74	7,18
1985		290	5 183 200	5,59	5,92	0,35	5,23	6,60
1986		269	5 182 700	5,19	5,42	0,33	4,77	6,07
1987		251	5 174 000	4,85	5,07	0,32	4,44	5,70
1988		196	5 161 200	3,80	3,92	0,28	3,37	4,47
1989		198	5 145 900	3,85	3,92	0,28	3,37	4,47
1990		228	5 170 283	4,41	4,46	0,30	3,88	5,04
1991		234	5 163 075	4,53	4,53	0,30	3,95	5,11
1992		236	5 165 293	4,57	4,53	0,30	3,95	5,11
1993		194	5 172 764	3,75	3,68	0,26	3,16	4,20
1994		175	5 183 961	3,38	3,29	0,25	2,80	3,78
1995		227	5 196 822	4,37	4,22	0,28	3,67	4,77
1996	162	5 210 049	3,11	2,96	0,23	2,50	3,41	
1997	145	5 226 360	2,77	2,61	0,22	2,18	3,04	
1998	140	5 245 101	2,67	2,48	0,21	2,07	2,89	
1999	138	5 265 714	2,62	2,42	0,21	2,01	2,83	
2000	107	5 291 367	2,02	1,87	0,18	1,51	2,22	
2001	175	5 323 183	3,29	3,02	0,23	2,57	3,47	
10	2002	265	5 358 811	4,95	4,55	0,28	4,00	5,11
	2003	267	5 408 377	4,94	4,50	0,28	3,95	5,04
	2004	297	5 421 654	5,48	4,88	0,29	4,32	5,44
	2005	218	5 443 765	4,00	3,51	0,24	3,04	3,98
10	2006	194	5 460 966	3,55	3,09	0,22	2,65	3,53
	2007	269	5 473 967	4,91	4,30	0,27	3,78	4,83
10	2008	244	5 481 730	4,45	3,82	0,25	3,33	4,31
	2009	222	5 487 101	4,05	3,44	0,24	2,98	3,91
	2010	265	5 489 927	4,83	4,16	0,26	3,65	4,67

Tabela 27. Taxas de suicídio brutas e padronizadas pelo método directo por idade (dezoito estratos etários quinquenais) - Homens, 1955 a 2010. População padrão: População Portuguesa Censitária de 1991.

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
7	1955	630	4 217 100	14,94	20,76	0,87	19,05	22,47
	1956	703	4 251 900	16,53	22,85	0,91	21,07	24,63
	1957	539	4 286 800	12,57	17,64	0,81	16,05	19,22
	1958	588	4 321 600	13,61	18,80	0,82	17,19	20,41
	1959	656	4 356 600	15,06	20,63	0,85	18,96	22,30
	1960	594	4 254 700	13,96	18,34	0,78	16,81	19,86

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
	1961	602	4 300 100	14,00	18,42	0,78	16,90	19,94
	1962	595	4 333 800	13,73	17,82	0,76	16,34	19,30
	1963	673	4 359 600	15,44	19,94	0,79	18,39	21,49
	1964	678	4 365 400	15,53	20,06	0,79	18,51	21,61
	1965	656	4 346 500	15,09	19,59	0,79	18,04	21,13
	1966	665	4 320 300	15,39	19,78	0,79	18,23	21,32
	1967	703	4 320 400	16,27	20,57	0,79	19,01	22,12
	1968	649	4 320 800	15,02	19,18	0,77	17,67	20,69
	1969	592	4 283 900	13,82	18,28	0,77	16,77	19,79
	1970	559	4 089 100	13,67	16,66	0,72	15,25	18,07
8	1971	579	4 075 900	14,21	17,41	0,74	15,97	18,86
	1972	542	4 062 500	13,34	16,34	0,72	14,93	17,74
	1973	545	4 047 400	13,47	16,23	0,71	14,84	17,62
	1974	546	4 138 300	13,19	15,87	0,70	14,50	17,24
	1975	594	4 439 800	13,38	15,80	0,66	14,50	17,09
	1976	633	4 592 000	13,78	17,34	0,71	15,94	18,73
	1977	640	4 630 100	13,82	16,97	0,69	15,62	18,33
	1978	655	4 654 400	14,07	17,66	0,71	16,27	19,06
	1979	701	4 676 100	14,99	18,48	0,72	17,08	19,88
9	1980	525	4 685 000	11,21	13,43	0,59	12,26	14,59
	1981	542	4 746 900	11,42	13,03	0,57	11,92	14,15
	1982	582	4 777 100	12,18	13,67	0,57	12,55	14,79
	1983	707	4 799 200	14,73	16,12	0,61	14,92	17,32
	1984	718	4 817 100	14,91	16,31	0,61	15,11	17,51
	1985	693	4 828 300	14,35	15,62	0,60	14,45	16,80
	1986	672	4 828 000	13,92	15,10	0,59	13,95	16,24
	1987	709	4 820 100	14,71	15,67	0,59	14,51	16,83
	1988	623	4 807 200	12,96	13,60	0,55	12,53	14,67
	1989	549	4 791 500	11,46	11,87	0,51	10,87	12,86
	1990	642	4 812 935	13,34	13,52	0,53	12,48	14,57
	1991	708	4 804 803	14,74	14,74	0,55	13,65	15,82
	1992	630	4 804 660	13,11	12,96	0,52	11,95	13,97
	1993	586	4 809 827	12,18	11,89	0,49	10,93	12,85
	1994	587	4 820 120	12,18	11,80	0,49	10,84	12,76
	1995	582	4 833 554	12,04	11,49	0,48	10,56	12,43
	1996	491	4 847 812	10,13	9,52	0,43	8,67	10,36
	1997	483	4 864 760	9,93	9,25	0,42	8,42	10,07
	1998	416	4 884 189	8,52	7,90	0,39	7,13	8,66
	1999	407	4 906 235	8,30	7,42	0,37	6,70	8,15
	2000	417	4 934 469	8,45	7,57	0,37	6,83	8,30
	2001	586	4 969 816	11,79	10,48	0,44	9,62	11,34
10	2002	947	5 009 592	18,90	16,73	0,55	15,66	17,81
	2003	888	5 066 308	17,53	15,32	0,52	14,30	16,34
	2004	908	5 080 330	17,87	15,61	0,52	14,58	16,63
	2005	696	5 104 848	13,63	11,86	0,46	10,97	12,75
	2006	674	5 122 707	13,16	11,28	0,44	10,42	12,15
10	2007	751	5 134 377	14,63	12,21	0,45	11,33	13,10
	2008	794	5 140 692	15,45	12,87	0,47	11,96	13,78
	2009	802	5 145 388	15,59	13,02	0,47	12,10	13,95
	2010	834	5 147 428	16,20	13,14	0,47	12,23	14,06

Tabela 28. Taxas de suicídio brutas e padronizadas pelo método directo por sexo e idade (dezoito estratos etários quinquenais), 1955 a 2010. População padrão: População Portuguesa Censitária de 1991.

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
7	1955	798	8 764 900	9,10	12,32	0,46	11,42	13,22
	1956	881	8 836 700	9,97	13,39	0,48	12,46	14,32
	1957	711	8 908 700	7,98	10,82	0,43	9,97	11,66
	1958	785	8 980 400	8,74	11,69	0,44	10,82	12,55
	1959	826	9 052 500	9,12	12,31	0,45	11,43	13,20
	1960	771	8 889 500	8,67	11,17	0,42	10,36	11,99
	1961	804	8 981 200	8,95	11,48	0,42	10,66	12,30
	1962	768	9 050 700	8,49	10,81	0,40	10,02	11,60
	1963	864	9 106 100	9,49	12,14	0,43	11,31	12,97
	1964	857	9 130 600	9,39	12,06	0,42	11,23	12,89
	1965	836	9 116 200	9,17	11,85	0,42	11,02	12,68
	1966	875	9 081 200	9,64	12,25	0,43	11,42	13,08
	1967	903	9 080 100	9,94	12,45	0,42	11,62	13,29
	1968	855	9 068 300	9,43	11,91	0,42	11,09	12,72
	1969	778	8 996 900	8,65	11,29	0,42	10,47	12,11
	1970	727	8 611 100	8,44	10,30	0,39	9,54	11,07

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
8	1971	725	8 600 900	8,43	10,35	0,39	9,58	11,12
	1972	705	8 578 200	8,22	10,03	0,39	9,27	10,78
	1973	733	8 564 200	8,56	10,34	0,39	9,58	11,10
	1974	750	8 782 000	8,54	10,21	0,38	9,46	10,96
	1975	802	9 448 800	8,49	10,10	0,36	9,39	10,81
	1976	827	9 698 900	8,53	10,59	0,38	9,85	11,33
	1977	870	9 773 000	8,90	10,82	0,38	10,08	11,56
	1978	906	9 819 600	9,23	11,40	0,39	10,64	12,17
	1979	952	9 862 700	9,65	11,75	0,39	10,98	12,51
	9	1980	729	9 883 800	7,38	8,71	0,33	8,07
1981		781	9 851 500	7,93	8,88	0,32	8,25	9,51
1982		833	9 911 500	8,40	9,30	0,32	8,67	9,94
1983		977	9 954 800	9,81	10,67	0,34	10,00	11,34
1984		1032	9 989 400	10,33	11,21	0,35	10,52	11,90
1985		983	10 011 500	9,82	10,60	0,34	9,93	11,26
1986		941	10 010 700	9,40	10,09	0,33	9,44	10,73
1987		960	9 994 100	9,61	10,18	0,33	9,53	10,83
1988		819	9 968 400	8,22	8,59	0,30	8,00	9,18
1989		747	9 937 400	7,52	7,75	0,28	7,19	8,31
1990		870	9 983 218	8,71	8,83	0,30	8,24	9,41
1991		942	9 967 878	9,45	9,45	0,31	8,85	10,05
1992		866	9 969 953	8,69	8,59	0,29	8,02	9,17
1993		780	9 982 591	7,81	7,64	0,27	7,10	8,18
1994		762	10 004 081	7,62	7,39	0,27	6,87	7,92
1995		809	10 030 376	8,07	7,73	0,27	7,19	8,26
1996		653	10 057 861	6,49	6,12	0,24	5,65	6,59
1997		628	10 091 120	6,22	5,81	0,23	5,35	6,26
1998		556	10 129 290	5,49	5,09	0,22	4,66	5,51
1999		545	10 171 949	5,36	4,83	0,21	4,42	5,24
2000		524	10 225 836	5,12	4,61	0,20	4,22	5,01
2001		761	10 292 999	7,39	6,62	0,24	6,14	7,09
10	2002	1212	10 368 403	11,69	10,42	0,30	9,83	11,02
	2003	1155	10 474 685	11,03	9,72	0,29	9,15	10,28
	2004	1205	10 501 984	11,47	10,05	0,29	9,48	10,62
	2005	914	10 548 613	8,66	7,54	0,25	7,04	8,03
	2006	868	10 583 673	8,20	7,04	0,24	6,57	7,52
	2007	1020	10 608 344	9,62	8,12	0,26	7,61	8,62
10	2008	1038	10 622 422	9,77	8,18	0,26	7,67	8,69
	2009	1024	10 632 489	9,63	8,06	0,26	7,55	8,57
	2010	1099	10 637 355	10,33	8,49	0,26	7,97	9,00

Tabela 29. Taxas de suicídio brutas e padronizadas pelo método directo por idade (dezoito estratos etários quinquenais) – Mulheres, 1955 a 2010. População padrão: População Portuguesa Censitária de 2001.

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)		
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior	
7	1955	168	4 547 800	3,69	4,69	0,40	3,92	5,46	
	1956	178	4 584 800	3,88	4,80	0,39	4,03	5,57	
	1957	172	4 621 900	3,72	4,72	0,38	3,96	5,47	
	1958	197	4 658 800	4,23	5,33	0,41	4,52	6,14	
	1959	170	4 695 900	3,62	4,92	0,42	4,11	5,74	
	1960	177	4 634 800	3,82	4,80	0,39	4,04	5,56	
	1961	202	4 681 100	4,32	5,34	0,40	4,56	6,13	
	1962	173	4 716 900	3,67	4,44	0,35	3,74	5,13	
	1963	191	4 746 500	4,02	5,23	0,40	4,44	6,01	
	1964	179	4 765 200	3,76	4,93	0,39	4,17	5,69	
	1965	180	4 769 700	3,77	5,11	0,41	4,31	5,92	
	1966	210	4 760 900	4,41	5,64	0,41	4,84	6,44	
	1967	200	4 759 700	4,20	5,24	0,39	4,48	6,00	
	1968	206	4 747 500	4,34	5,49	0,40	4,70	6,29	
	1969	186	4 713 000	3,95	5,17	0,40	4,39	5,95	
	1970	168	4 522 000	3,72	4,72	0,38	3,97	5,47	
	8	1971	146	4 525 000	3,23	4,13	0,36	3,42	4,83
		1972	163	4 515 700	3,61	4,48	0,37	3,76	5,20
1973		188	4 516 800	4,16	5,27	0,40	4,48	6,06	
1974		204	4 643 700	4,39	5,29	0,39	4,53	6,04	
1975		208	5 009 000	4,15	5,20	0,38	4,45	5,95	
1976		194	5 106 900	3,80	4,57	0,34	3,90	5,24	
1977		230	5 142 900	4,47	5,39	0,37	4,66	6,12	
1978		251	5 165 200	4,86	5,92	0,39	5,15	6,69	
1979		251	5 186 600	4,84	5,87	0,39	5,10	6,63	
9		1980	204	5 198 800	3,92	4,54	0,33	3,89	5,18

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
	1981	239	5 104 600	4,68	5,20	0,34	4,53	5,88
	1982	251	5 134 400	4,89	5,54	0,36	4,84	6,24
	1983	270	5 155 600	5,24	5,88	0,37	5,17	6,60
	1984	314	5 172 300	6,07	6,86	0,40	6,08	7,63
	1985	290	5 183 200	5,59	6,39	0,38	5,63	7,14
	1986	269	5 182 700	5,19	5,80	0,36	5,10	6,50
	1987	251	5 174 000	4,85	5,46	0,35	4,77	6,15
	1988	196	5 161 200	3,80	4,22	0,31	3,62	4,82
	1989	198	5 145 900	3,85	4,25	0,30	3,65	4,84
	1990	228	5 170 283	4,41	4,91	0,33	4,27	5,55
	1991	234	5 163 075	4,53	4,92	0,32	4,28	5,55
	1992	236	5 165 293	4,57	4,85	0,32	4,23	5,48
	1993	194	5 172 764	3,75	4,03	0,29	3,46	4,60
	1994	175	5 183 961	3,38	3,57	0,27	3,04	4,10
	1995	227	5 196 822	4,37	4,55	0,30	3,96	5,15
	1996	162	5 210 049	3,11	3,25	0,26	2,74	3,75
	1997	145	5 226 360	2,77	2,86	0,24	2,39	3,32
	1998	140	5 245 101	2,67	2,74	0,23	2,29	3,20
	1999	138	5 265 714	2,62	2,67	0,23	2,23	3,12
	2000	107	5 291 367	2,02	2,04	0,20	1,65	2,43
	2001	175	5 323 183	3,29	3,29	0,25	2,80	3,77
10	2002	265	5 358 811	4,95	4,91	0,30	4,32	5,50
	2003	267	5 408 377	4,94	4,87	0,30	4,28	5,45
	2004	297	5 421 654	5,48	5,36	0,31	4,75	5,97
	2005	218	5 443 765	4,00	3,88	0,26	3,37	4,40
	2006	194	5 460 966	3,55	3,43	0,25	2,95	3,91
10	2007	269	5 473 967	4,91	4,72	0,29	4,15	5,28
	2008	244	5 481 730	4,45	4,23	0,27	3,70	4,76
	2009	222	5 487 101	4,05	3,79	0,26	3,29	4,30
	2010	265	5 489 927	4,83	4,54	0,28	3,99	5,09

Tabela 30. Taxas de suicídio brutas e padronizadas pelo método directo por idade (dezoito estratos etários quinquenais) – Homens, 1955 a 2010. População padrão: População Portuguesa Censitária de 2001.

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
7	1955	630	4 217 100	14,94	22,83	0,99	20,90	24,76
	1956	703	4 251 900	16,53	25,17	1,03	23,14	27,19
	1957	539	4 286 800	12,57	19,77	0,95	17,91	21,62
	1958	588	4 321 600	13,61	20,66	0,93	18,85	22,48
	1959	656	4 356 600	15,06	22,87	0,98	20,94	24,79
	1960	594	4 254 700	13,96	20,27	0,89	18,54	22,01
	1961	602	4 300 100	14,00	20,32	0,88	18,59	22,05
	1962	595	4 333 800	13,73	19,70	0,86	18,01	21,38
	1963	673	4 359 600	15,44	22,05	0,90	20,29	23,81
	1964	678	4 365 400	15,53	22,17	0,90	20,40	23,94
	1965	656	4 346 500	15,09	21,85	0,90	20,08	23,62
	1966	665	4 320 300	15,39	21,98	0,90	20,22	23,74
	1967	703	4 320 400	16,27	22,80	0,90	21,03	24,57
	1968	649	4 320 800	15,02	21,20	0,88	19,48	22,92
	1969	592	4 283 900	13,82	20,64	0,90	18,87	22,40
	1970	559	4 089 100	13,67	18,56	0,82	16,95	20,17
8	1971	579	4 075 900	14,21	19,46	0,85	17,79	21,14
	1972	542	4 062 500	13,34	18,23	0,82	16,62	19,84
	1973	545	4 047 400	13,47	18,17	0,82	16,56	19,78
	1974	546	4 138 300	13,19	17,90	0,82	16,30	19,49
	1975	594	4 439 800	13,38	17,45	0,75	15,98	18,92
	1976	633	4 592 000	13,78	19,46	0,84	17,82	21,10
	1977	640	4 630 100	13,82	18,87	0,80	17,30	20,44
	1978	655	4 654 400	14,07	19,72	0,83	18,10	21,34
	1979	701	4 676 100	14,99	20,61	0,83	18,98	22,24
9	1980	525	4 685 000	11,21	14,96	0,68	13,63	16,29
	1981	542	4 746 900	11,42	14,54	0,65	13,27	15,82
	1982	582	4 777 100	12,18	15,11	0,65	13,84	16,38
	1983	707	4 799 200	14,73	17,56	0,68	16,24	18,89
	1984	718	4 817 100	14,91	17,73	0,68	16,39	19,07
	1985	693	4 828 300	14,35	17,40	0,68	16,06	18,74
	1986	672	4 828 000	13,92	16,76	0,66	15,46	18,06
	1987	709	4 820 100	14,71	17,45	0,67	16,14	18,76
	1988	623	4 807 200	12,96	15,15	0,62	13,94	16,36
	1989	549	4 791 500	11,46	13,25	0,58	12,12	14,38
	1990	642	4 812 935	13,34	14,98	0,60	13,81	16,15

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
	1991	708	4 804 803	14,74	16,44	0,62	15,22	17,66
	1992	630	4 804 660	13,11	14,53	0,58	13,39	15,68
	1993	586	4 809 827	12,18	13,32	0,55	12,23	14,40
	1994	587	4 820 120	12,18	13,15	0,55	12,08	14,22
	1995	582	4 833 554	12,04	12,82	0,53	11,78	13,87
	1996	491	4 847 812	10,13	10,76	0,49	9,80	11,71
	1997	483	4 864 760	9,93	10,37	0,47	9,44	11,30
	1998	416	4 884 189	8,52	8,80	0,43	7,95	9,65
	1999	407	4 906 235	8,30	8,51	0,42	7,68	9,33
	2000	417	4 934 469	8,45	8,54	0,42	7,72	9,36
	2001	586	4 969 816	11,79	11,79	0,49	10,84	12,75
10	2002	947	5 009 592	18,90	18,79	0,61	17,59	19,98
	2003	888	5 066 308	17,53	17,22	0,58	16,08	18,35
	2004	908	5 080 330	17,87	17,50	0,58	16,36	18,64
	2005	696	5 104 848	13,63	13,23	0,50	12,24	14,21
	2006	674	5 122 707	13,16	12,66	0,49	11,71	13,62
10	2007	751	5 134 377	14,63	13,82	0,51	12,83	14,81
	2008	794	5 140 692	15,45	14,50	0,52	13,48	15,51
	2009	802	5 145 388	15,59	14,58	0,52	13,56	15,59
	2010	834	5 147 428	16,20	14,82	0,52	13,80	15,83

Tabela 31. Taxas de suicídio brutas e padronizadas pelo método directo por sexo e idade (dezoito estratos etários quinquenais), 1955 a 2010. População padrão: População Portuguesa Censitária de 2001.

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
7	1955	798	8 764 900	9,10	13,45	0,52	12,43	14,46
	1956	881	8 836 700	9,97	14,63	0,54	13,58	15,69
	1957	711	8 908 700	7,98	11,98	0,50	11,01	12,96
	1958	785	8 980 400	8,74	12,73	0,50	11,76	13,70
	1959	826	9 052 500	9,12	13,59	0,52	12,57	14,61
	1960	771	8 889 500	8,67	12,27	0,47	11,35	13,20
	1961	804	8 981 200	8,95	12,57	0,47	11,64	13,50
	1962	768	9 050 700	8,49	11,81	0,45	10,92	12,69
	1963	864	9 106 100	9,49	13,35	0,48	12,41	14,29
	1964	857	9 130 600	9,39	13,25	0,48	12,31	14,19
	1965	836	9 116 200	9,17	13,19	0,49	12,24	14,14
	1966	875	9 081 200	9,64	13,53	0,48	12,58	14,48
	1967	903	9 080 100	9,94	13,72	0,48	12,78	14,66
	1968	855	9 068 300	9,43	13,08	0,47	12,15	14,00
	1969	778	8 996 900	8,65	12,64	0,48	11,69	13,58
	1970	727	8 611 100	8,44	11,40	0,44	10,53	12,27
8	1971	725	8 600 900	8,43	11,53	0,45	10,65	12,42
	1972	705	8 578 200	8,22	11,12	0,44	10,25	11,98
	1973	733	8 564 200	8,56	11,50	0,45	10,62	12,38
	1974	750	8 782 000	8,54	11,38	0,44	10,51	12,24
	1975	802	9 448 800	8,49	11,12	0,41	10,31	11,92
	1976	827	9 698 900	8,53	11,76	0,44	10,89	12,63
	1977	870	9 773 000	8,90	11,90	0,43	11,05	12,75
	1978	906	9 819 600	9,23	12,58	0,45	11,70	13,46
	1979	952	9 862 700	9,65	12,99	0,45	12,11	13,87
9	1980	729	9 883 800	7,38	9,57	0,37	8,85	10,29
	1981	781	9 851 500	7,93	9,71	0,36	9,00	10,42
	1982	833	9 911 500	8,40	10,16	0,36	9,45	10,87
	1983	977	9 954 800	9,81	11,52	0,38	10,78	12,26
	1984	1032	9 989 400	10,33	12,11	0,39	11,35	12,87
	1985	983	10 011 500	9,82	11,70	0,38	10,95	12,46
	1986	941	10 010 700	9,40	11,09	0,37	10,37	11,82
	1987	960	9 994 100	9,61	11,25	0,37	10,52	11,98
	1988	819	9 968 400	8,22	9,50	0,34	8,84	10,16
	1989	747	9 937 400	7,52	8,59	0,32	7,97	9,22
	1990	870	9 983 218	8,71	9,77	0,33	9,12	10,43
	1991	942	9 967 878	9,45	10,48	0,34	9,81	11,16
	1992	866	9 969 953	8,69	9,53	0,33	8,89	10,17
	1993	780	9 982 591	7,81	8,51	0,31	7,91	9,11
	1994	762	10 004 081	7,62	8,20	0,30	7,61	8,78
	1995	809	10 030 376	8,07	8,55	0,30	7,96	9,14
	1996	653	10 057 861	6,49	6,87	0,27	6,34	7,40
	1997	628	10 091 120	6,22	6,48	0,26	5,98	6,99
	1998	556	10 129 290	5,49	5,67	0,24	5,20	6,14
	1999	545	10 171 949	5,36	5,49	0,24	5,03	5,95
	2000	524	10 225 836	5,12	5,18	0,23	4,74	5,62

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
	2001	761	10 292 999	7,39	7,39	0,27	6,87	7,92
10	2002	1212	10 368 403	11,69	11,61	0,33	10,96	12,27
	2003	1155	10 474 685	11,03	10,83	0,32	10,20	11,45
	2004	1205	10 501 984	11,47	11,22	0,32	10,59	11,85
	2005	914	10 548 613	8,66	8,39	0,28	7,85	8,94
	2006	868	10 583 673	8,20	7,89	0,27	7,36	8,41
10	2007	1020	10 608 344	9,62	9,11	0,29	8,55	9,67
	2008	1038	10 622 422	9,77	9,19	0,29	8,62	9,75
	2009	1024	10 632 489	9,63	9,00	0,28	8,45	9,56
	2010	1099	10 637 355	10,33	9,50	0,29	8,94	10,07

Tabela 32. Taxas de suicídio brutas e padronizadas pelo método directo por idade (dezoito estratos etários quinquenais) - Mulheres, 1955 a 2010. População padrão: População Portuguesa Censitária de 2011.

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
7	1955	168	4 547 800	3,69	4,89	0,44	4,02	5,76
	1956	178	4 584 800	3,88	5,09	0,46	4,19	5,98
	1957	172	4 621 900	3,72	4,84	0,41	4,04	5,65
	1958	197	4 658 800	4,23	5,60	0,47	4,67	6,53
	1959	170	4 695 900	3,62	5,27	0,49	4,31	6,23
	1960	177	4 634 800	3,82	5,05	0,44	4,19	5,92
	1961	202	4 681 100	4,32	5,53	0,44	4,67	6,39
	1962	173	4 716 900	3,67	4,54	0,38	3,79	5,29
	1963	191	4 746 500	4,02	5,51	0,44	4,64	6,37
	1964	179	4 765 200	3,76	5,25	0,43	4,40	6,10
	1965	180	4 769 700	3,77	5,67	0,50	4,69	6,65
	1966	210	4 760 900	4,41	5,91	0,45	5,02	6,79
	1967	200	4 759 700	4,20	5,52	0,43	4,67	6,37
	1968	206	4 747 500	4,34	5,84	0,46	4,94	6,74
	1969	186	4 713 000	3,95	5,56	0,45	4,67	6,45
	1970	168	4 522 000	3,72	5,07	0,44	4,21	5,92
8	1971	146	4 525 000	3,23	4,53	0,42	3,71	5,36
	1972	163	4 515 700	3,61	4,83	0,42	4,01	5,66
	1973	188	4 516 800	4,16	5,73	0,46	4,82	6,63
	1974	204	4 643 700	4,39	5,65	0,43	4,80	6,50
	1975	208	5 009 000	4,15	5,68	0,45	4,80	6,56
	1976	194	5 106 900	3,80	4,87	0,39	4,11	5,63
	1977	230	5 142 900	4,47	5,71	0,42	4,89	6,53
	1978	251	5 165 200	4,86	6,26	0,45	5,39	7,13
	1979	251	5 186 600	4,84	6,20	0,44	5,34	7,06
9	1980	204	5 198 800	3,92	4,73	0,37	4,01	5,45
	1981	239	5 104 600	4,68	5,37	0,37	4,66	6,09
	1982	251	5 134 400	4,89	5,82	0,39	5,06	6,58
	1983	270	5 155 600	5,24	6,07	0,39	5,30	6,83
	1984	314	5 172 300	6,07	7,20	0,44	6,34	8,05
	1985	290	5 183 200	5,59	6,77	0,42	5,93	7,60
	1986	269	5 182 700	5,19	6,18	0,39	5,41	6,95
	1987	251	5 174 000	4,85	5,86	0,39	5,10	6,62
	1988	196	5 161 200	3,80	4,49	0,34	3,83	5,15
	1989	198	5 145 900	3,85	4,59	0,34	3,93	5,25
	1990	228	5 170 283	4,41	5,34	0,37	4,61	6,06
	1991	234	5 163 075	4,53	5,31	0,36	4,60	6,02
	1992	236	5 165 293	4,57	5,23	0,35	4,55	5,92
	1993	194	5 172 764	3,75	4,31	0,32	3,68	4,94
	1994	175	5 183 961	3,38	3,92	0,31	3,32	4,52
	1995	227	5 196 822	4,37	4,94	0,34	4,28	5,60
	1996	162	5 210 049	3,11	3,66	0,30	3,08	4,23
	1997	145	5 226 360	2,77	3,11	0,26	2,59	3,62
	1998	140	5 245 101	2,67	3,04	0,26	2,53	3,55
	1999	138	5 265 714	2,62	2,98	0,26	2,47	3,49
	2000	107	5 291 367	2,02	2,30	0,23	1,85	2,74
	2001	175	5 323 183	3,29	3,57	0,27	3,03	4,10
10	2002	265	5 358 811	4,95	5,37	0,33	4,72	6,03
	2003	267	5 408 377	4,94	5,31	0,33	4,67	5,95
	2004	297	5 421 654	5,48	5,98	0,35	5,30	6,67
	2005	218	5 443 765	4,00	4,36	0,30	3,77	4,94
	2006	194	5 460 966	3,55	3,79	0,27	3,26	4,33
10	2007	269	5 473 967	4,91	5,15	0,32	4,53	5,77
	2008	244	5 481 730	4,45	4,65	0,30	4,06	5,23
	2009	222	5 487 101	4,05	4,20	0,28	3,64	4,75
	2010	265	5 489 927	4,83	4,94	0,30	4,34	5,53

Tabela 33. Taxas de suicídio brutas e padronizadas pelo método directo por idade (dezoito estratos etários quinquenais) - Homens, 1955 a 2010. População padrão: População Portuguesa Censitária de 2011.

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
7	1955	630	4 217 100	14,94	25,42	1,17	23,12	27,72
	1956	703	4 251 900	16,53	28,19	1,24	25,77	30,61
	1957	539	4 286 800	12,57	22,38	1,17	20,08	24,68
	1958	588	4 321 600	13,61	23,07	1,10	20,91	25,23
	1959	656	4 356 600	15,06	25,77	1,20	23,41	28,12
	1960	594	4 254 700	13,96	22,70	1,05	20,64	24,77
	1961	602	4 300 100	14,00	22,79	1,06	20,71	24,86
	1962	595	4 333 800	13,73	21,95	1,02	19,95	23,96
	1963	673	4 359 600	15,44	24,42	1,05	22,36	26,48
	1964	678	4 365 400	15,53	24,62	1,06	22,54	26,71
	1965	656	4 346 500	15,09	24,63	1,08	22,50	26,75
	1966	665	4 320 300	15,39	24,65	1,07	22,56	26,74
	1967	703	4 320 400	16,27	25,31	1,05	23,25	27,38
1968	649	4 320 800	15,02	23,82	1,04	21,78	25,85	
1969	592	4 283 900	13,82	23,70	1,11	21,52	25,87	
1970	559	4 089 100	13,67	20,87	0,97	18,96	22,78	
8	1971	579	4 075 900	14,21	22,13	1,04	20,10	24,16
	1972	542	4 062 500	13,34	20,84	0,99	18,89	22,78
	1973	545	4 047 400	13,47	20,62	1,00	18,65	22,59
	1974	546	4 138 300	13,19	20,57	1,01	18,59	22,55
	1975	594	4 439 800	13,38	19,41	0,89	17,67	21,15
	1976	633	4 592 000	13,78	22,36	1,06	20,28	24,44
	1977	640	4 630 100	13,82	21,36	0,99	19,43	23,29
	1978	655	4 654 400	14,07	22,28	1,02	20,28	24,29
	1979	701	4 676 100	14,99	22,91	1,01	20,94	24,89
	9	1980	525	4 685 000	11,21	16,81	0,81	15,22
1981		542	4 746 900	11,42	16,45	0,79	14,90	18,01
1982		582	4 777 100	12,18	16,75	0,77	15,25	18,25
1983		707	4 799 200	14,73	19,00	0,77	17,49	20,51
1984		718	4 817 100	14,91	19,24	0,79	17,69	20,79
1985		693	4 828 300	14,35	19,27	0,81	17,69	20,86
1986		672	4 828 000	13,92	18,95	0,79	17,40	20,51
1987		709	4 820 100	14,71	19,35	0,78	17,82	20,89
1988		623	4 807 200	12,96	16,90	0,72	15,48	18,32
1989		549	4 791 500	11,46	14,81	0,68	13,47	16,15
1990		642	4 812 935	13,34	16,42	0,68	15,08	17,75
1991		708	4 804 803	14,74	18,31	0,72	16,89	19,73
1992		630	4 804 660	13,11	16,30	0,68	14,97	17,64
1993		586	4 809 827	12,18	14,86	0,64	13,61	16,11
1994		587	4 820 120	12,18	14,55	0,62	13,32	15,77
1995		582	4 833 554	12,04	14,22	0,61	13,02	15,42
1996		491	4 847 812	10,13	12,32	0,57	11,19	13,45
1997		483	4 864 760	9,93	11,59	0,54	10,53	12,66
1998	416	4 884 189	8,52	9,86	0,49	8,89	10,83	
1999	407	4 906 235	8,30	9,67	0,49	8,71	10,63	
2000	417	4 934 469	8,45	9,69	0,48	8,74	10,63	
2001	586	4 969 816	11,79	13,21	0,56	12,11	14,30	
10	2002	947	5 009 592	18,90	20,91	0,69	19,56	22,26
	2003	888	5 066 308	17,53	19,44	0,66	18,14	20,73
	2004	908	5 080 330	17,87	19,42	0,65	18,14	20,70
	2005	696	5 104 848	13,63	14,76	0,57	13,65	15,87
2006	674	5 122 707	13,16	14,25	0,55	13,16	15,33	
10	2007	751	5 134 377	14,63	15,75	0,58	14,62	16,88
	2008	794	5 140 692	15,45	16,42	0,59	15,28	17,57
	2009	802	5 145 388	15,59	16,39	0,58	15,25	17,53
	2010	834	5 147 428	16,20	16,93	0,59	15,78	18,08

Tabela 34. Taxas de suicídio brutas e padronizadas pelo método directo por sexo e idade (dezoito estratos etários quinquenais), 1955 a 2010. População padrão: População Portuguesa Censitária de 2011.

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
7	1955	798	8 764 900	9,10	14,70	0,61	13,51	15,89
	1956	881	8 836 700	9,97	16,12	0,64	14,87	17,37
	1957	711	8 908 700	7,98	13,22	0,60	12,04	14,39
	1958	785	8 980 400	8,74	13,95	0,58	12,80	15,09
	1959	826	9 052 500	9,12	15,06	0,63	13,83	16,29
	1960	771	8 889 500	8,67	13,48	0,55	12,40	14,57

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
	1961	804	8 981 200	8,95	13,77	0,55	12,69	14,86
	1962	768	9 050 700	8,49	12,86	0,53	11,82	13,89
	1963	864	9 106 100	9,49	14,54	0,55	13,46	15,62
	1964	857	9 130 600	9,39	14,50	0,56	13,41	15,59
	1965	836	9 116 200	9,17	14,73	0,58	13,59	15,86
	1966	875	9 081 200	9,64	14,86	0,56	13,76	15,96
	1967	903	9 080 100	9,94	14,98	0,55	13,89	16,06
	1968	855	9 068 300	9,43	14,43	0,55	13,35	15,51
	1969	778	8 996 900	8,65	14,23	0,58	13,09	15,36
	1970	727	8 611 100	8,44	12,61	0,52	11,60	13,63
8	1971	725	8 600 900	8,43	12,94	0,54	11,88	14,00
	1972	705	8 578 200	8,22	12,48	0,52	11,45	13,50
	1973	733	8 564 200	8,56	12,84	0,54	11,79	13,89
	1974	750	8 782 000	8,54	12,78	0,53	11,73	13,82
	1975	802	9 448 800	8,49	12,24	0,48	11,29	13,19
	1976	827	9 698 900	8,53	13,22	0,55	12,15	14,30
	1977	870	9 773 000	8,90	13,18	0,52	12,17	14,20
	1978	906	9 819 600	9,23	13,91	0,54	12,85	14,97
	1979	952	9 862 700	9,65	14,18	0,53	13,14	15,23
9	1980	729	9 883 800	7,38	10,50	0,43	9,65	11,35
	1981	781	9 851 500	7,93	10,67	0,42	9,83	11,50
	1982	833	9 911 500	8,40	11,04	0,42	10,23	11,86
	1983	977	9 954 800	9,81	12,25	0,42	11,42	13,07
	1984	1032	9 989 400	10,33	12,95	0,44	12,09	13,81
	1985	983	10 011 500	9,82	12,74	0,45	11,87	13,62
	1986	941	10 010 700	9,40	12,28	0,43	11,44	13,12
	1987	960	9 994 100	9,61	12,30	0,43	11,47	13,14
	1988	819	9 968 400	8,22	10,42	0,39	9,66	11,18
	1989	747	9 937 400	7,52	9,47	0,37	8,75	10,20
	1990	870	9 983 218	8,71	10,63	0,38	9,89	11,37
	1991	942	9 967 878	9,45	11,52	0,39	10,75	12,29
	1992	866	9 969 953	8,69	10,52	0,37	9,79	11,25
	1993	780	9 982 591	7,81	9,35	0,35	8,67	10,03
	1994	762	10 004 081	7,62	9,00	0,34	8,33	9,66
	1995	809	10 030 376	8,07	9,37	0,34	8,70	10,04
	1996	653	10 057 861	6,49	7,79	0,32	7,18	8,41
	1997	628	10 091 120	6,22	7,16	0,29	6,58	7,74
	1998	556	10 129 290	5,49	6,30	0,27	5,76	6,83
	1999	545	10 171 949	5,36	6,18	0,27	5,65	6,71
	2000	524	10 225 836	5,12	5,83	0,26	5,32	6,33
	2001	761	10 292 999	7,39	8,17	0,30	7,58	8,76
10	2002	1212	10 368 403	11,69	12,79	0,37	12,06	13,52
	2003	1155	10 474 685	11,03	12,06	0,36	11,35	12,76
	2004	1205	10 501 984	11,47	12,40	0,36	11,69	13,11
	2005	914	10 548 613	8,66	9,33	0,31	8,71	9,94
	2006	868	10 583 673	8,20	8,79	0,30	8,20	9,38
10	2007	1020	10 608 344	9,62	10,21	0,32	9,58	10,85
	2008	1038	10 622 422	9,77	10,27	0,32	9,65	10,90
	2009	1024	10 632 489	9,63	10,02	0,31	9,41	10,64
	2010	1099	10 637 355	10,33	10,67	0,32	10,04	11,30

Tabela 35. Taxas de suicídio brutas e padronizadas pelo método directo por idade (dezoito estratos etários quinquenais) - Mulheres, 1955 a 2010. População padrão: Europeia Escandinávica.

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
7	1955	168	4 547 800	3,69	4,05	0,32	3,43	4,68
	1956	178	4 584 800	3,88	4,38	0,34	3,72	5,04
	1957	172	4 621 900	3,72	4,16	0,32	3,53	4,79
	1958	197	4 658 800	4,23	4,70	0,34	4,03	5,37
	1959	170	4 695 900	3,62	4,08	0,32	3,46	4,71
	1960	177	4 634 800	3,82	4,24	0,32	3,61	4,88
	1961	202	4 681 100	4,32	4,70	0,33	4,04	5,35
	1962	173	4 716 900	3,67	3,95	0,30	3,35	4,54
	1963	191	4 746 500	4,02	4,51	0,33	3,86	5,15
	1964	179	4 765 200	3,76	4,15	0,31	3,53	4,76
	1965	180	4 769 700	3,77	4,26	0,32	3,63	4,89
	1966	210	4 760 900	4,41	4,82	0,34	4,16	5,48
	1967	200	4 759 700	4,20	4,62	0,33	3,97	5,26
	1968	206	4 747 500	4,34	4,71	0,33	4,06	5,36
	1969	186	4 713 000	3,95	4,25	0,31	3,63	4,86
	1970	168	4 522 000	3,72	3,93	0,31	3,33	4,53

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
8	1971	146	4 525 000	3,23	3,52	0,29	2,94	4,09
	1972	163	4 515 700	3,61	3,86	0,31	3,26	4,46
	1973	188	4 516 800	4,16	4,42	0,33	3,78	5,06
	1974	204	4 643 700	4,39	4,56	0,32	3,93	5,19
	1975	208	5 009 000	4,15	4,37	0,31	3,77	4,97
	1976	194	5 106 900	3,80	4,03	0,29	3,45	4,60
	1977	230	5 142 900	4,47	4,67	0,31	4,06	5,28
	1978	251	5 165 200	4,86	5,05	0,32	4,42	5,68
	1979	251	5 186 600	4,84	5,07	0,32	4,44	5,71
9	1980	204	5 198 800	3,92	3,95	0,28	3,40	4,49
	1981	239	5 104 600	4,68	4,63	0,30	4,03	5,22
	1982	251	5 134 400	4,89	4,95	0,32	4,33	5,57
	1983	270	5 155 600	5,24	5,23	0,32	4,60	5,86
	1984	314	5 172 300	6,07	6,04	0,35	5,36	6,72
	1985	290	5 183 200	5,59	5,40	0,32	4,76	6,03
	1986	269	5 182 700	5,19	5,02	0,31	4,41	5,63
	1987	251	5 174 000	4,85	4,63	0,30	4,05	5,22
	1988	196	5 161 200	3,80	3,52	0,26	3,02	4,02
	1989	198	5 145 900	3,85	3,54	0,26	3,03	4,04
	1990	228	5 170 283	4,41	4,00	0,27	3,47	4,53
	1991	234	5 163 075	4,53	4,18	0,28	3,63	4,73
	1992	236	5 165 293	4,57	4,17	0,28	3,63	4,72
	1993	194	5 172 764	3,75	3,35	0,25	2,87	3,83
	1994	175	5 183 961	3,38	2,89	0,23	2,45	3,34
	1995	227	5 196 822	4,37	3,85	0,26	3,33	4,37
	1996	162	5 210 049	3,11	2,63	0,21	2,21	3,05
	1997	145	5 226 360	2,77	2,37	0,20	1,97	2,77
	1998	140	5 245 101	2,67	2,15	0,19	1,78	2,52
	1999	138	5 265 714	2,62	2,05	0,18	1,69	2,40
2000	107	5 291 367	2,02	1,61	0,16	1,29	1,93	
2001	175	5 323 183	3,29	2,71	0,21	2,29	3,12	
10	2002	265	5 358 811	4,95	4,22	0,27	3,69	4,75
	2003	267	5 408 377	4,94	4,08	0,26	3,57	4,59
	2004	297	5 421 654	5,48	4,39	0,27	3,87	4,91
	2005	218	5 443 765	4,00	3,17	0,22	2,73	3,61
	2006	194	5 460 966	3,55	2,83	0,21	2,41	3,25
10	2007	269	5 473 967	4,91	3,92	0,25	3,43	4,41
	2008	244	5 481 730	4,45	3,45	0,23	2,99	3,90
	2009	222	5 487 101	4,05	3,14	0,22	2,70	3,58
	2010	265	5 489 927	4,83	3,81	0,25	3,32	4,29

Tabela 36. Taxas de suicídio brutas e padronizadas pelo método directo por idade (dezoito estratos etários quinquenais) - Homens, 1955 a 2010. População padrão: Europeia Escandinávica.

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
7	1955	630	4 217 100	14,94	20,96	0,88	19,23	22,69
	1956	703	4 251 900	16,53	23,29	0,93	21,47	25,11
	1957	539	4 286 800	12,57	18,07	0,85	16,41	19,73
	1958	588	4 321 600	13,61	18,70	0,81	17,13	20,28
	1959	656	4 356 600	15,06	20,81	0,87	19,11	22,52
	1960	594	4 254 700	13,96	18,64	0,79	17,08	20,20
	1961	602	4 300 100	14,00	18,61	0,79	17,06	20,16
	1962	595	4 333 800	13,73	18,04	0,77	16,53	19,56
	1963	673	4 359 600	15,44	20,16	0,80	18,58	21,73
	1964	678	4 365 400	15,53	20,52	0,82	18,91	22,13
	1965	656	4 346 500	15,09	20,02	0,81	18,43	21,62
	1966	665	4 320 300	15,39	20,12	0,81	18,54	21,70
	1967	703	4 320 400	16,27	20,97	0,81	19,38	22,56
	1968	649	4 320 800	15,02	19,37	0,78	17,83	20,91
	1969	592	4 283 900	13,82	18,52	0,80	16,95	20,08
	1970	559	4 089 100	13,67	16,58	0,72	15,16	17,99
	8	1971	579	4 075 900	14,21	17,66	0,77	16,16
1972		542	4 062 500	13,34	16,25	0,72	14,85	17,66
1973		545	4 047 400	13,47	16,65	0,75	15,18	18,12
1974		546	4 138 300	13,19	16,21	0,73	14,77	17,65
1975		594	4 439 800	13,38	16,06	0,68	14,72	17,40
1976		633	4 592 000	13,78	17,76	0,76	16,26	19,26
1977		640	4 630 100	13,82	17,36	0,73	15,93	18,78
1978		655	4 654 400	14,07	17,66	0,74	16,22	19,10
1979		701	4 676 100	14,99	18,63	0,75	17,17	20,10
9	1980	525	4 685 000	11,21	13,65	0,62	12,44	14,86

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
	1981	542	4 746 900	11,42	13,25	0,59	12,09	14,41
	1982	582	4 777 100	12,18	13,78	0,59	12,62	14,94
	1983	707	4 799 200	14,73	16,17	0,62	14,95	17,39
	1984	718	4 817 100	14,91	16,50	0,64	15,25	17,75
	1985	693	4 828 300	14,35	15,94	0,63	14,71	17,18
	1986	672	4 828 000	13,92	15,40	0,61	14,20	16,60
	1987	709	4 820 100	14,71	15,74	0,61	14,55	16,94
	1988	623	4 807 200	12,96	13,84	0,57	12,72	14,95
	1989	549	4 791 500	11,46	11,95	0,52	10,93	12,98
	1990	642	4 812 935	13,34	13,50	0,54	12,44	14,57
	1991	708	4 804 803	14,74	14,70	0,56	13,60	15,80
	1992	630	4 804 660	13,11	13,12	0,53	12,08	14,17
	1993	586	4 809 827	12,18	12,01	0,50	11,02	13,00
	1994	587	4 820 120	12,18	11,93	0,50	10,94	12,91
	1995	582	4 833 554	12,04	11,57	0,49	10,61	12,53
	1996	491	4 847 812	10,13	9,55	0,44	8,69	10,41
	1997	483	4 864 760	9,93	9,21	0,42	8,38	10,04
	1998	416	4 884 189	8,52	7,88	0,39	7,12	8,65
	1999	407	4 906 235	8,30	7,58	0,38	6,83	8,33
	2000	417	4 934 469	8,45	7,54	0,37	6,81	8,27
	2001	586	4 969 816	11,79	10,66	0,45	9,79	11,54
10	2002	947	5 009 592	18,90	17,13	0,56	16,03	18,23
	2003	888	5 066 308	17,53	15,64	0,53	14,60	16,69
	2004	908	5 080 330	17,87	15,75	0,53	14,71	16,79
	2005	696	5 104 848	13,63	11,94	0,46	11,04	12,85
	2006	674	5 122 707	13,16	11,41	0,45	10,53	12,29
10	2007	751	5 134 377	14,63	12,43	0,46	11,52	13,33
	2008	794	5 140 692	15,45	13,17	0,48	12,24	14,11
	2009	802	5 145 388	15,59	13,36	0,48	12,42	14,30
	2010	834	5 147 428	16,20	13,51	0,48	12,57	14,44

Tabela 37. Taxas de suicídio brutas e padronizadas pelo método directo por sexo e idade (dezoito estratos etários quinquenais), 1955 a 2010. População padrão: Europeia Escandinávica.

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
7	1955	798	8 764 900	9,10	12,51	0,47	11,59	13,43
	1956	881	8 836 700	9,97	13,84	0,49	12,87	14,80
	1957	711	8 908 700	7,98	11,11	0,45	10,22	12,00
	1958	785	8 980 400	8,74	11,70	0,44	10,84	12,56
	1959	826	9 052 500	9,12	12,45	0,46	11,54	13,36
	1960	771	8 889 500	8,67	11,44	0,43	10,60	12,28
	1961	804	8 981 200	8,95	11,65	0,43	10,81	12,50
	1962	768	9 050 700	8,49	11,00	0,41	10,18	11,81
	1963	864	9 106 100	9,49	12,33	0,43	11,48	13,18
	1964	857	9 130 600	9,39	12,33	0,44	11,47	13,20
	1965	836	9 116 200	9,17	12,14	0,44	11,28	13,00
	1966	875	9 081 200	9,64	12,47	0,44	11,62	13,33
	1967	903	9 080 100	9,94	12,79	0,44	11,94	13,65
	1968	855	9 068 300	9,43	12,04	0,43	11,21	12,88
	1969	778	8 996 900	8,65	11,38	0,43	10,54	12,22
	1970	727	8 611 100	8,44	10,25	0,39	9,49	11,02
8	1971	725	8 600 900	8,43	10,59	0,41	9,78	11,39
	1972	705	8 578 200	8,22	10,06	0,39	9,29	10,82
	1973	733	8 564 200	8,56	10,54	0,41	9,74	11,34
	1974	750	8 782 000	8,54	10,38	0,40	9,60	11,17
	1975	802	9 448 800	8,49	10,22	0,37	9,48	10,95
	1976	827	9 698 900	8,53	10,89	0,41	10,09	11,70
	1977	870	9 773 000	8,90	11,01	0,40	10,24	11,79
	1978	906	9 819 600	9,23	11,36	0,40	10,57	12,14
	1979	952	9 862 700	9,65	11,85	0,41	11,05	12,65
9	1980	729	9 883 800	7,38	8,80	0,34	8,13	9,46
	1981	781	9 851 500	7,93	8,94	0,33	8,29	9,59
	1982	833	9 911 500	8,40	9,37	0,34	8,71	10,02
	1983	977	9 954 800	9,81	10,70	0,35	10,01	11,39
	1984	1032	9 989 400	10,33	11,27	0,36	10,56	11,98
	1985	983	10 011 500	9,82	10,67	0,35	9,97	11,36
	1986	941	10 010 700	9,40	10,21	0,34	9,54	10,88
	1987	960	9 994 100	9,61	10,19	0,34	9,52	10,85
	1988	819	9 968 400	8,22	8,68	0,31	8,07	9,29
	1989	747	9 937 400	7,52	7,75	0,29	7,17	8,32
	1990	870	9 983 218	8,71	8,75	0,30	8,16	9,35

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
	1991	942	9 967 878	9,45	9,44	0,31	8,83	10,06
	1992	866	9 969 953	8,69	8,65	0,30	8,06	9,24
	1993	780	9 982 591	7,81	7,68	0,28	7,13	8,23
	1994	762	10 004 081	7,62	7,41	0,27	6,87	7,95
	1995	809	10 030 376	8,07	7,71	0,28	7,17	8,25
	1996	653	10 057 861	6,49	6,09	0,24	5,61	6,57
	1997	628	10 091 120	6,22	5,79	0,24	5,33	6,25
	1998	556	10 129 290	5,49	5,02	0,22	4,59	5,44
	1999	545	10 171 949	5,36	4,81	0,21	4,40	5,23
	2000	524	10 225 836	5,12	4,57	0,20	4,18	4,97
	2001	761	10 292 999	7,39	6,68	0,25	6,20	7,17
10	2002	1212	10 368 403	11,69	10,68	0,31	10,06	11,29
	2003	1155	10 474 685	11,03	9,86	0,30	9,28	10,44
	2004	1205	10 501 984	11,47	10,07	0,30	9,49	10,65
	2005	914	10 548 613	8,66	7,55	0,26	7,05	8,06
	2006	868	10 583 673	8,20	7,12	0,25	6,64	7,61
10	2007	1020	10 608 344	9,62	8,18	0,26	7,66	8,69
	2008	1038	10 622 422	9,77	8,31	0,26	7,79	8,83
	2009	1024	10 632 489	9,63	8,25	0,27	7,73	8,77
	2010	1099	10 637 355	10,33	8,66	0,27	8,13	9,19

Tabela 38. Taxas de suicídio brutas e padronizadas pelo método directo por idade (dezoito estratos etários quinquenais) - Mulheres, 1955 a 2010. População padrão: OCDE.

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
7	1955	168	4 547 800	3,69	4,37	0,36	3,67	5,07
	1956	178	4 584 800	3,88	4,63	0,37	3,90	5,36
	1957	172	4 621 900	3,72	4,36	0,34	3,69	5,04
	1958	197	4 658 800	4,23	5,05	0,38	4,30	5,80
	1959	170	4 695 900	3,62	4,51	0,37	3,78	5,24
	1960	177	4 634 800	3,82	4,54	0,36	3,84	5,24
	1961	202	4 681 100	4,32	4,99	0,36	4,27	5,70
	1962	173	4 716 900	3,67	4,19	0,33	3,55	4,83
	1963	191	4 746 500	4,02	4,83	0,36	4,13	5,54
	1964	179	4 765 200	3,76	4,54	0,35	3,85	5,22
	1965	180	4 769 700	3,77	4,78	0,38	4,04	5,52
	1966	210	4 760 900	4,41	5,18	0,37	4,45	5,90
	1967	200	4 759 700	4,20	4,91	0,36	4,21	5,62
	1968	206	4 747 500	4,34	5,10	0,37	4,38	5,83
	1969	186	4 713 000	3,95	4,74	0,36	4,04	5,44
	1970	168	4 522 000	3,72	4,34	0,35	3,66	5,02
8	1971	146	4 525 000	3,23	3,88	0,33	3,23	4,53
	1972	163	4 515 700	3,61	4,20	0,34	3,53	4,87
	1973	188	4 516 800	4,16	4,89	0,37	4,16	5,61
	1974	204	4 643 700	4,39	4,96	0,36	4,26	5,65
	1975	208	5 009 000	4,15	4,84	0,35	4,15	5,53
	1976	194	5 106 900	3,80	4,31	0,32	3,69	4,94
	1977	230	5 142 900	4,47	5,03	0,34	4,36	5,71
	1978	251	5 165 200	4,86	5,50	0,36	4,79	6,21
	1979	251	5 186 600	4,84	5,46	0,36	4,76	6,16
9	1980	204	5 198 800	3,92	4,27	0,31	3,66	4,87
	1981	239	5 104 600	4,68	4,87	0,32	4,24	5,49
	1982	251	5 134 400	4,89	5,26	0,34	4,60	5,92
	1983	270	5 155 600	5,24	5,50	0,34	4,83	6,17
	1984	314	5 172 300	6,07	6,44	0,37	5,71	7,17
	1985	290	5 183 200	5,59	5,90	0,35	5,20	6,59
	1986	269	5 182 700	5,19	5,42	0,33	4,77	6,08
	1987	251	5 174 000	4,85	5,08	0,33	4,45	5,72
	1988	196	5 161 200	3,80	3,86	0,28	3,31	4,40
	1989	198	5 145 900	3,85	3,88	0,28	3,34	4,43
	1990	228	5 170 283	4,41	4,50	0,30	3,91	5,09
	1991	234	5 163 075	4,53	4,59	0,30	4,00	5,18
	1992	236	5 165 293	4,57	4,56	0,30	3,97	5,14
	1993	194	5 172 764	3,75	3,68	0,27	3,16	4,21
	1994	175	5 183 961	3,38	3,28	0,25	2,79	3,77
	1995	227	5 196 822	4,37	4,26	0,28	3,70	4,82
	1996	162	5 210 049	3,11	3,00	0,24	2,53	3,47
	1997	145	5 226 360	2,77	2,64	0,22	2,21	3,08
	1998	140	5 245 101	2,67	2,46	0,21	2,05	2,88
	1999	138	5 265 714	2,62	2,39	0,21	1,99	2,79
	2000	107	5 291 367	2,02	1,87	0,18	1,51	2,23

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
10	2001	175	5 323 183	3,29	3,01	0,23	2,56	3,46
	2002	265	5 358 811	4,95	4,62	0,29	4,06	5,18
	2003	267	5 408 377	4,94	4,53	0,28	3,98	5,08
	2004	297	5 421 654	5,48	4,98	0,29	4,40	5,55
	2005	218	5 443 765	4,00	3,59	0,25	3,11	4,08
	2006	194	5 460 966	3,55	3,15	0,23	2,70	3,59
10	2007	269	5 473 967	4,91	4,34	0,27	3,82	4,87
	2008	244	5 481 730	4,45	3,85	0,25	3,36	4,34
	2009	222	5 487 101	4,05	3,52	0,24	3,05	3,99
	2010	265	5 489 927	4,83	4,21	0,26	3,70	4,73

Tabela 39. Taxas de suicídio brutas e padronizadas pelo método directo por idade (dezoito estratos etários quinquenais) - Homens, 1955 a 2010. População padrão: OCDE.

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
7	1955	630	4 217 100	14,94	23,43	1,09	21,29	25,58
	1956	703	4 251 900	16,53	26,04	1,15	23,78	28,29
	1957	539	4 286 800	12,57	20,85	1,13	18,63	23,07
	1958	588	4 321 600	13,61	21,13	1,00	19,16	23,10
	1959	656	4 356 600	15,06	23,87	1,14	21,64	26,10
	1960	594	4 254 700	13,96	20,98	0,98	19,06	22,90
	1961	602	4 300 100	14,00	21,06	0,99	19,12	23,01
	1962	595	4 333 800	13,73	20,36	0,97	18,47	22,26
	1963	673	4 359 600	15,44	22,45	0,98	20,54	24,37
	1964	678	4 365 400	15,53	22,79	1,01	20,82	24,76
	1965	656	4 346 500	15,09	22,79	1,03	20,77	24,80
	1966	665	4 320 300	15,39	22,70	1,00	20,75	24,66
	1967	703	4 320 400	16,27	23,35	0,98	21,43	25,27
	1968	649	4 320 800	15,02	21,84	0,96	19,95	23,72
	1969	592	4 283 900	13,82	21,81	1,06	19,74	23,88
	1970	559	4 089 100	13,67	19,05	0,90	17,28	20,81
	8	1971	579	4 075 900	14,21	20,34	0,99	18,41
1972		542	4 062 500	13,34	19,05	0,92	17,24	20,86
1973		545	4 047 400	13,47	19,19	0,97	17,28	21,10
1974		546	4 138 300	13,19	19,05	0,98	17,13	20,96
1975		594	4 439 800	13,38	17,95	0,84	16,30	19,60
1976		633	4 592 000	13,78	21,04	1,05	18,98	23,11
1977		640	4 630 100	13,82	20,04	0,96	18,16	21,91
1978		655	4 654 400	14,07	20,74	0,99	18,81	22,67
1979		701	4 676 100	14,99	21,32	0,97	19,42	23,22
9		1980	525	4 685 000	11,21	15,71	0,78	14,18
	1981	542	4 746 900	11,42	15,58	0,77	14,06	17,10
	1982	582	4 777 100	12,18	15,73	0,74	14,29	17,18
	1983	707	4 799 200	14,73	17,85	0,73	16,42	19,29
	1984	718	4 817 100	14,91	18,33	0,77	16,82	19,84
	1985	693	4 828 300	14,35	18,23	0,79	16,67	19,78
	1986	672	4 828 000	13,92	17,80	0,76	16,30	19,30
	1987	709	4 820 100	14,71	18,14	0,75	16,67	19,62
	1988	623	4 807 200	12,96	15,84	0,70	14,47	17,20
	1989	549	4 791 500	11,46	14,05	0,67	12,74	15,35
	1990	642	4 812 935	13,34	15,45	0,65	14,18	16,73
	1991	708	4 804 803	14,74	17,17	0,69	15,82	18,52
	1992	630	4 804 660	13,11	15,43	0,66	14,13	16,72
	1993	586	4 809 827	12,18	13,85	0,60	12,67	15,04
	1994	587	4 820 120	12,18	13,64	0,59	12,48	14,80
	1995	582	4 833 554	12,04	13,36	0,58	12,22	14,50
	1996	491	4 847 812	10,13	11,56	0,55	10,48	12,63
	1997	483	4 864 760	9,93	10,85	0,52	9,84	11,86
	1998	416	4 884 189	8,52	9,18	0,47	8,27	10,09
	1999	407	4 906 235	8,30	9,01	0,46	8,10	9,92
	2000	417	4 934 469	8,45	9,02	0,46	8,13	9,92
2001	586	4 969 816	11,79	12,59	0,54	11,53	13,64	
10	2002	947	5 009 592	18,90	19,60	0,65	18,32	20,88
	2003	888	5 066 308	17,53	18,19	0,63	16,96	19,41
	2004	908	5 080 330	17,87	18,04	0,61	16,84	19,23
	2005	696	5 104 848	13,63	13,83	0,53	12,78	14,88
10	2006	674	5 122 707	13,16	13,31	0,52	12,29	14,33
	2007	751	5 134 377	14,63	14,66	0,54	13,59	15,72
10	2008	794	5 140 692	15,45	15,36	0,55	14,28	16,45
	2009	802	5 145 388	15,59	15,47	0,55	14,38	16,55
	2010	834	5 147 428	16,20	15,83	0,55	14,74	16,91

Tabela 40. Taxas de suicídio brutas e padronizadas pelo método directo por sexo e idade (dezoito estratos etários quinquenais), 1955 a 2010. População padrão: OCDE.

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
7	1955	798	8 764 900	9,10	13,90	0,57	12,77	15,03
	1956	881	8 836 700	9,97	15,33	0,61	14,15	16,52
	1957	711	8 908 700	7,98	12,61	0,59	11,45	13,76
	1958	785	8 980 400	8,74	13,09	0,54	12,04	14,14
	1959	826	9 052 500	9,12	14,19	0,60	13,02	15,36
	1960	771	8 889 500	8,67	12,76	0,52	11,73	13,78
	1961	804	8 981 200	8,95	13,03	0,53	11,99	14,06
	1962	768	9 050 700	8,49	12,28	0,51	11,28	13,27
	1963	864	9 106 100	9,49	13,64	0,52	12,62	14,66
	1964	857	9 130 600	9,39	13,67	0,53	12,62	14,71
	1965	836	9 116 200	9,17	13,78	0,55	12,71	14,86
	1966	875	9 081 200	9,64	13,94	0,53	12,90	14,98
	1967	903	9 080 100	9,94	14,13	0,52	13,11	15,16
	1968	855	9 068 300	9,43	13,47	0,52	12,46	14,48
1969	778	8 996 900	8,65	13,27	0,56	12,18	14,37	
1970	727	8 611 100	8,44	11,69	0,48	10,75	12,64	
8	1971	725	8 600 900	8,43	12,11	0,52	11,09	13,13
	1972	705	8 578 200	8,22	11,63	0,49	10,66	12,59
	1973	733	8 564 200	8,56	12,04	0,52	11,02	13,06
	1974	750	8 782 000	8,54	12,00	0,52	10,98	13,02
	1975	802	9 448 800	8,49	11,40	0,46	10,50	12,29
	1976	827	9 698 900	8,53	12,68	0,55	11,60	13,76
	1977	870	9 773 000	8,90	12,53	0,51	11,54	13,53
	1978	906	9 819 600	9,23	13,12	0,52	12,09	14,15
	1979	952	9 862 700	9,65	13,39	0,52	12,38	14,40
	9	1980	729	9 883 800	7,38	9,99	0,42	9,17
1981		781	9 851 500	7,93	10,22	0,42	9,40	11,05
1982		833	9 911 500	8,40	10,50	0,41	9,70	11,29
1983		977	9 954 800	9,81	11,68	0,40	10,89	12,47
1984		1032	9 989 400	10,33	12,39	0,43	11,55	13,23
1985		983	10 011 500	9,82	12,06	0,43	11,21	12,91
1986		941	10 010 700	9,40	11,61	0,42	10,79	12,43
1987		960	9 994 100	9,61	11,61	0,41	10,81	12,42
1988		819	9 968 400	8,22	9,85	0,37	9,11	10,58
1989		747	9 937 400	7,52	8,97	0,36	8,26	9,67
1990		870	9 983 218	8,71	9,98	0,36	9,27	10,68
1991		942	9 967 878	9,45	10,88	0,38	10,14	11,62
1992		866	9 969 953	8,69	9,99	0,36	9,28	10,70
1993		780	9 982 591	7,81	8,77	0,33	8,12	9,41
1994		762	10 004 081	7,62	8,46	0,32	7,83	9,09
1995		809	10 030 376	8,07	8,81	0,32	8,18	9,44
1996		653	10 057 861	6,49	7,28	0,30	6,69	7,86
1997	628	10 091 120	6,22	6,75	0,28	6,20	7,30	
1998	556	10 129 290	5,49	5,82	0,26	5,32	6,32	
1999	545	10 171 949	5,36	5,70	0,25	5,20	6,20	
2000	524	10 225 836	5,12	5,45	0,25	4,96	5,93	
2001	761	10 292 999	7,39	7,80	0,29	7,22	8,37	
10	2002	1212	10 368 403	11,69	12,11	0,36	11,41	12,81
	2003	1155	10 474 685	11,03	11,36	0,34	10,69	12,03
	2004	1205	10 501 984	11,47	11,51	0,34	10,84	12,17
	2005	914	10 548 613	8,66	8,71	0,29	8,13	9,29
2006	868	10 583 673	8,20	8,23	0,28	7,67	8,79	
10	2007	1020	10 608 344	9,62	9,50	0,30	8,91	10,09
	2008	1038	10 622 422	9,77	9,61	0,30	9,01	10,20
	2009	1024	10 632 489	9,63	9,49	0,30	8,90	10,08
	2010	1099	10 637 355	10,33	10,02	0,31	9,42	10,62

Tabela 41. Taxas de suicídio brutas e padronizadas pelo método directo por idade (dezoito estratos etários quinquenais) - Mulheres, 1955 a 2010. População padrão: Mundial - "Segi".

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
7	1955	168	4 547 800	3,69	3,47	0,27	2,94	3,99
	1956	178	4 584 800	3,88	3,69	0,28	3,14	4,23
	1957	172	4 621 900	3,72	3,51	0,27	2,98	4,03
	1958	197	4 658 800	4,23	4,02	0,29	3,46	4,59
	1959	170	4 695 900	3,62	3,35	0,26	2,84	3,86
	1960	177	4 634 800	3,82	3,59	0,27	3,06	4,13

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
	1961	202	4 681 100	4,32	4,00	0,28	3,45	4,56
	1962	173	4 716 900	3,67	3,45	0,27	2,93	3,97
	1963	191	4 746 500	4,02	3,68	0,27	3,15	4,21
	1964	179	4 765 200	3,76	3,35	0,25	2,85	3,85
	1965	180	4 769 700	3,77	3,39	0,26	2,89	3,90
	1966	210	4 760 900	4,41	3,95	0,28	3,41	4,49
	1967	200	4 759 700	4,20	3,80	0,27	3,27	4,34
	1968	206	4 747 500	4,34	3,89	0,28	3,35	4,43
	1969	186	4 713 000	3,95	3,43	0,26	2,93	3,94
	1970	168	4 522 000	3,72	3,19	0,25	2,69	3,69
8	1971	146	4 525 000	3,23	2,81	0,24	2,34	3,27
	1972	163	4 515 700	3,61	3,14	0,25	2,64	3,63
	1973	188	4 516 800	4,16	3,52	0,26	3,00	4,04
	1974	204	4 643 700	4,39	3,76	0,27	3,23	4,29
	1975	208	5 009 000	4,15	3,52	0,25	3,03	4,01
	1976	194	5 106 900	3,80	3,33	0,24	2,86	3,81
	1977	230	5 142 900	4,47	3,90	0,26	3,38	4,41
	1978	251	5 165 200	4,86	4,27	0,28	3,72	4,81
	1979	251	5 186 600	4,84	4,25	0,27	3,72	4,79
9	1980	204	5 198 800	3,92	3,45	0,25	2,96	3,93
	1981	239	5 104 600	4,68	3,96	0,27	3,44	4,48
	1982	251	5 134 400	4,89	4,16	0,27	3,63	4,70
	1983	270	5 155 600	5,24	4,47	0,28	3,92	5,02
	1984	314	5 172 300	6,07	5,14	0,30	4,55	5,73
	1985	290	5 183 200	5,59	4,52	0,28	3,97	5,06
	1986	269	5 182 700	5,19	4,10	0,26	3,58	4,61
	1987	251	5 174 000	4,85	3,81	0,25	3,31	4,31
	1988	196	5 161 200	3,80	2,86	0,22	2,44	3,29
	1989	198	5 145 900	3,85	2,76	0,21	2,35	3,17
	1990	228	5 170 283	4,41	3,19	0,23	2,74	3,63
	1991	234	5 163 075	4,53	3,38	0,23	2,92	3,84
	1992	236	5 165 293	4,57	3,36	0,23	2,91	3,82
	1993	194	5 172 764	3,75	2,71	0,21	2,30	3,12
	1994	175	5 183 961	3,38	2,29	0,19	1,92	2,66
	1995	227	5 196 822	4,37	3,11	0,22	2,67	3,54
	1996	162	5 210 049	3,11	2,01	0,17	1,67	2,35
	1997	145	5 226 360	2,77	1,91	0,17	1,57	2,25
	1998	140	5 245 101	2,67	1,62	0,15	1,33	1,92
	1999	138	5 265 714	2,62	1,60	0,16	1,29	1,91
	2000	107	5 291 367	2,02	1,24	0,13	0,97	1,50
	2001	175	5 323 183	3,29	2,14	0,18	1,79	2,49
10	2002	265	5 358 811	4,95	3,38	0,23	2,93	3,84
	2003	267	5 408 377	4,94	3,24	0,22	2,81	3,66
	2004	297	5 421 654	5,48	3,41	0,22	2,98	3,85
	2005	218	5 443 765	4,00	2,42	0,18	2,06	2,77
	2006	194	5 460 966	3,55	2,13	0,17	1,80	2,46
10	2007	269	5 473 967	4,91	3,07	0,21	2,66	3,48
	2008	244	5 481 730	4,45	2,63	0,19	2,26	3,00
	2009	222	5 487 101	4,05	2,44	0,19	2,08	2,81
	2010	265	5 489 927	4,83	3,03	0,21	2,61	3,44

Tabela 42. Taxas de suicídio brutas e padronizadas pelo método directo por idade (dezoito estratos etários quinquenais) - Homens, 1955 a 2010. População padrão: Mundial - “Segi”.

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
7	1955	630	4 217 100	14,94	16,04	0,65	14,77	17,31
	1956	703	4 251 900	16,53	17,73	0,68	16,40	19,06
	1957	539	4 286 800	12,57	13,60	0,60	12,43	14,78
	1958	588	4 321 600	13,61	14,37	0,60	13,19	15,54
	1959	656	4 356 600	15,06	15,81	0,63	14,58	17,04
	1960	594	4 254 700	13,96	14,22	0,59	13,07	15,38
	1961	602	4 300 100	14,00	14,12	0,58	12,98	15,26
	1962	595	4 333 800	13,73	13,90	0,58	12,77	15,03
	1963	673	4 359 600	15,44	15,49	0,60	14,30	16,67
	1964	678	4 365 400	15,53	15,75	0,61	14,55	16,95
	1965	656	4 346 500	15,09	15,12	0,60	13,95	16,29
	1966	665	4 320 300	15,39	15,33	0,60	14,15	16,51
	1967	703	4 320 400	16,27	16,09	0,61	14,89	17,29
	1968	649	4 320 800	15,02	14,62	0,58	13,49	15,76
	1969	592	4 283 900	13,82	13,66	0,57	12,55	14,78
	1970	559	4 089 100	13,67	12,48	0,54	11,43	13,53

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
8	1971	579	4 075 900	14,21	13,10	0,56	12,02	14,19
	1972	542	4 062 500	13,34	12,15	0,53	11,11	13,18
	1973	545	4 047 400	13,47	12,53	0,55	11,46	13,61
	1974	546	4 138 300	13,19	12,02	0,53	10,99	13,05
	1975	594	4 439 800	13,38	12,41	0,52	11,39	13,42
	1976	633	4 592 000	13,78	13,31	0,54	12,24	14,37
	1977	640	4 630 100	13,82	13,33	0,54	12,28	14,38
	1978	655	4 654 400	14,07	13,42	0,54	12,37	14,46
	1979	701	4 676 100	14,99	14,38	0,55	13,29	15,46
9	1980	525	4 685 000	11,21	10,47	0,47	9,55	11,38
	1981	542	4 746 900	11,42	10,24	0,45	9,36	11,12
	1982	582	4 777 100	12,18	10,77	0,46	9,88	11,67
	1983	707	4 799 200	14,73	13,01	0,50	12,04	13,99
	1984	718	4 817 100	14,91	13,43	0,51	12,43	14,43
	1985	693	4 828 300	14,35	12,47	0,49	11,52	13,42
	1986	672	4 828 000	13,92	11,73	0,46	10,82	12,64
	1987	709	4 820 100	14,71	12,26	0,47	11,34	13,19
	1988	623	4 807 200	12,96	10,66	0,44	9,80	11,52
	1989	549	4 791 500	11,46	9,28	0,41	8,49	10,08
	1990	642	4 812 935	13,34	10,67	0,43	9,82	11,52
	1991	708	4 804 803	14,74	11,41	0,44	10,55	12,28
	1992	630	4 804 660	13,11	10,14	0,42	9,32	10,95
	1993	586	4 809 827	12,18	9,21	0,39	8,44	9,98
	1994	587	4 820 120	12,18	9,32	0,40	8,54	10,10
	1995	582	4 833 554	12,04	9,02	0,39	8,25	9,78
	1996	491	4 847 812	10,13	7,17	0,34	6,51	7,83
	1997	483	4 864 760	9,93	7,14	0,34	6,47	7,80
	1998	416	4 884 189	8,52	6,06	0,31	5,46	6,67
	1999	407	4 906 235	8,30	5,68	0,29	5,10	6,26
2000	417	4 934 469	8,45	5,74	0,30	5,16	6,32	
2001	586	4 969 816	11,79	8,31	0,36	7,60	9,01	
10	2002	947	5 009 592	18,90	13,28	0,45	12,39	14,17
	2003	888	5 066 308	17,53	11,95	0,42	11,12	12,77
	2004	908	5 080 330	17,87	12,21	0,43	11,38	13,05
	2005	696	5 104 848	13,63	9,28	0,37	8,55	10,02
	2006	674	5 122 707	13,16	8,71	0,36	8,01	9,42
10	2007	751	5 134 377	14,63	9,29	0,36	8,57	10,00
	2008	794	5 140 692	15,45	9,98	0,38	9,24	10,73
	2009	802	5 145 388	15,59	10,30	0,39	9,52	11,07
	2010	834	5 147 428	16,20	10,13	0,38	9,38	10,87

Tabela 43. Taxas de suicídio brutas e padronizadas pelo método directo por sexo e idade (dezoito estratos etários quinquenais), 1955 a 2010. População padrão: Mundial - “Segi”.

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
7	1955	798	8 764 900	9,10	9,75	0,35	9,07	10,44
	1956	881	8 836 700	9,97	10,71	0,37	9,99	11,43
	1957	711	8 908 700	7,98	8,55	0,33	7,91	9,20
	1958	785	8 980 400	8,74	9,19	0,33	8,54	9,85
	1959	826	9 052 500	9,12	9,58	0,34	8,91	10,24
	1960	771	8 889 500	8,67	8,91	0,32	8,27	9,54
	1961	804	8 981 200	8,95	9,06	0,32	8,43	9,70
	1962	768	9 050 700	8,49	8,68	0,32	8,05	9,30
	1963	864	9 106 100	9,49	9,58	0,33	8,94	10,23
	1964	857	9 130 600	9,39	9,55	0,33	8,90	10,20
	1965	836	9 116 200	9,17	9,26	0,33	8,62	9,89
	1966	875	9 081 200	9,64	9,64	0,33	8,99	10,29
	1967	903	9 080 100	9,94	9,95	0,34	9,29	10,61
	1968	855	9 068 300	9,43	9,26	0,32	8,63	9,88
	1969	778	8 996 900	8,65	8,55	0,31	7,93	9,16
	1970	727	8 611 100	8,44	7,84	0,30	7,25	8,42
	8	1971	725	8 600 900	8,43	7,95	0,30	7,36
1972		705	8 578 200	8,22	7,64	0,29	7,07	8,22
1973		733	8 564 200	8,56	8,03	0,30	7,43	8,62
1974		750	8 782 000	8,54	7,89	0,30	7,31	8,47
1975		802	9 448 800	8,49	7,96	0,29	7,40	8,53
1976		827	9 698 900	8,53	8,32	0,30	7,74	8,90
1977		870	9 773 000	8,90	8,61	0,30	8,03	9,20
1978		906	9 819 600	9,23	8,84	0,30	8,25	9,43
1979		952	9 862 700	9,65	9,31	0,31	8,71	9,92
9	1980	729	9 883 800	7,38	6,96	0,26	6,44	7,47

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
	1981	781	9 851 500	7,93	7,10	0,26	6,58	7,61
	1982	833	9 911 500	8,40	7,47	0,27	6,95	7,99
	1983	977	9 954 800	9,81	8,74	0,29	8,18	9,30
	1984	1032	9 989 400	10,33	9,28	0,30	8,70	9,87
	1985	983	10 011 500	9,82	8,50	0,28	7,95	9,04
	1986	941	10 010 700	9,40	7,91	0,27	7,39	8,44
	1987	960	9 994 100	9,61	8,04	0,27	7,51	8,56
	1988	819	9 968 400	8,22	6,76	0,24	6,28	7,24
	1989	747	9 937 400	7,52	6,02	0,23	5,58	6,47
	1990	870	9 983 218	8,71	6,93	0,24	6,45	7,41
	1991	942	9 967 878	9,45	7,40	0,25	6,91	7,89
	1992	866	9 969 953	8,69	6,75	0,24	6,28	7,22
	1993	780	9 982 591	7,81	5,96	0,22	5,53	6,40
	1994	762	10 004 081	7,62	5,81	0,22	5,38	6,24
	1995	809	10 030 376	8,07	6,06	0,22	5,62	6,50
	1996	653	10 057 861	6,49	4,59	0,19	4,22	4,96
	1997	628	10 091 120	6,22	4,52	0,19	4,15	4,89
	1998	556	10 129 290	5,49	3,84	0,17	3,51	4,18
	1999	545	10 171 949	5,36	3,64	0,17	3,31	3,97
	2000	524	10 225 836	5,12	3,49	0,16	3,17	3,80
	2001	761	10 292 999	7,39	5,22	0,20	4,83	5,62
10	2002	1212	10 368 403	11,69	8,33	0,25	7,83	8,83
	2003	1155	10 474 685	11,03	7,59	0,24	7,13	8,06
	2004	1205	10 501 984	11,47	7,81	0,24	7,34	8,28
	2005	914	10 548 613	8,66	5,85	0,21	5,44	6,26
	2006	868	10 583 673	8,20	5,42	0,20	5,04	5,81
10	2007	1020	10 608 344	9,62	6,18	0,21	5,77	6,59
	2008	1038	10 622 422	9,77	6,31	0,21	5,89	6,72
	2009	1024	10 632 489	9,63	6,37	0,22	5,94	6,80
	2010	1099	10 637 355	10,33	6,58	0,22	6,15	7,00

Tabela 44. Taxas de suicídio brutas e padronizadas pelo método directo por idade (dezoito estratos etários quinquenais) - Mulheres, 1955 a 2010. População padrão: Mundial – Organização Mundial de Saúde (OMS).

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
7	1955	168	4 547 800	3,69	3,70	0,29	3,14	4,26
	1956	178	4 584 800	3,88	3,94	0,30	3,36	4,52
	1957	172	4 621 900	3,72	3,72	0,28	3,16	4,28
	1958	197	4 658 800	4,23	4,30	0,31	3,69	4,90
	1959	170	4 695 900	3,62	3,59	0,28	3,05	4,14
	1960	177	4 634 800	3,82	3,83	0,29	3,26	4,39
	1961	202	4 681 100	4,32	4,33	0,31	3,73	4,93
	1962	173	4 716 900	3,67	3,63	0,28	3,09	4,18
	1963	191	4 746 500	4,02	3,94	0,29	3,38	4,51
	1964	179	4 765 200	3,76	3,66	0,28	3,12	4,20
	1965	180	4 769 700	3,77	3,70	0,28	3,15	4,24
	1966	210	4 760 900	4,41	4,28	0,30	3,70	4,86
	1967	200	4 759 700	4,20	4,12	0,29	3,54	4,69
	1968	206	4 747 500	4,34	4,19	0,29	3,61	4,77
	1969	186	4 713 000	3,95	3,76	0,28	3,21	4,30
	1970	168	4 522 000	3,72	3,45	0,27	2,92	3,98
8	1971	146	4 525 000	3,23	3,05	0,26	2,55	3,56
	1972	163	4 515 700	3,61	3,39	0,27	2,86	3,92
	1973	188	4 516 800	4,16	3,85	0,29	3,29	4,41
	1974	204	4 643 700	4,39	4,07	0,29	3,50	4,64
	1975	208	5 009 000	4,15	3,81	0,27	3,28	4,34
	1976	194	5 106 900	3,80	3,58	0,26	3,07	4,10
	1977	230	5 142 900	4,47	4,17	0,28	3,62	4,72
	1978	251	5 165 200	4,86	4,58	0,29	4,00	5,16
	1979	251	5 186 600	4,84	4,60	0,30	4,02	5,18
9	1980	204	5 198 800	3,92	3,72	0,26	3,20	4,24
	1981	239	5 104 600	4,68	4,20	0,28	3,65	4,74
	1982	251	5 134 400	4,89	4,52	0,29	3,95	5,10
	1983	270	5 155 600	5,24	4,76	0,30	4,18	5,34
	1984	314	5 172 300	6,07	5,48	0,32	4,86	6,11
	1985	290	5 183 200	5,59	4,81	0,29	4,24	5,38
	1986	269	5 182 700	5,19	4,45	0,28	3,90	5,00
	1987	251	5 174 000	4,85	4,14	0,27	3,61	4,67
	1988	196	5 161 200	3,80	3,09	0,23	2,64	3,54
	1989	198	5 145 900	3,85	3,05	0,23	2,61	3,50
	1990	228	5 170 283	4,41	3,52	0,24	3,04	4,00

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
	1991	234	5 163 075	4,53	3,67	0,25	3,18	4,16
	1992	236	5 165 293	4,57	3,68	0,25	3,19	4,18
	1993	194	5 172 764	3,75	2,95	0,22	2,52	3,39
	1994	175	5 183 961	3,38	2,55	0,20	2,15	2,95
	1995	227	5 196 822	4,37	3,40	0,24	2,93	3,86
	1996	162	5 210 049	3,11	2,22	0,19	1,86	2,59
	1997	145	5 226 360	2,77	2,07	0,18	1,71	2,43
	1998	140	5 245 101	2,67	1,82	0,16	1,49	2,14
	1999	138	5 265 714	2,62	1,79	0,17	1,46	2,12
	2000	107	5 291 367	2,02	1,39	0,14	1,11	1,67
	2001	175	5 323 183	3,29	2,32	0,19	1,96	2,69
10	2002	265	5 358 811	4,95	3,67	0,24	3,20	4,15
	2003	267	5 408 377	4,94	3,54	0,23	3,08	3,99
	2004	297	5 421 654	5,48	3,77	0,24	3,31	4,24
	2005	218	5 443 765	4,00	2,68	0,20	2,29	3,06
	2006	194	5 460 966	3,55	2,36	0,18	2,00	2,71
10	2007	269	5 473 967	4,91	3,36	0,22	2,92	3,80
	2008	244	5 481 730	4,45	2,90	0,20	2,50	3,30
	2009	222	5 487 101	4,05	2,69	0,20	2,30	3,08
	2010	265	5 489 927	4,83	3,32	0,23	2,88	3,76

Tabela 45. Taxas de suicídio brutas e padronizadas pelo método directo por idade (dezoito estratos etários quinquenais) - Homens, 1955 a 2010. População padrão: Mundial – Organização Mundial de Saúde (OMS).

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
7	1955	630	4 217 100	14,94	17,54	0,71	16,13	18,94
	1956	703	4 251 900	16,53	19,38	0,75	17,91	20,85
	1957	539	4 286 800	12,57	15,03	0,67	13,71	16,35
	1958	588	4 321 600	13,61	15,84	0,67	14,53	17,15
	1959	656	4 356 600	15,06	17,50	0,70	16,12	18,88
	1960	594	4 254 700	13,96	15,55	0,65	14,28	16,82
	1961	602	4 300 100	14,00	15,60	0,65	14,33	16,86
	1962	595	4 333 800	13,73	15,25	0,63	14,00	16,49
	1963	673	4 359 600	15,44	16,99	0,66	15,69	18,29
	1964	678	4 365 400	15,53	17,07	0,67	15,76	18,38
	1965	656	4 346 500	15,09	16,67	0,66	15,38	17,97
	1966	665	4 320 300	15,39	16,90	0,66	15,60	18,20
	1967	703	4 320 400	16,27	17,74	0,68	16,42	19,07
	1968	649	4 320 800	15,02	16,18	0,64	14,92	17,44
	1969	592	4 283 900	13,82	15,27	0,64	14,01	16,53
	1970	559	4 089 100	13,67	14,01	0,60	12,83	15,19
8	1971	579	4 075 900	14,21	14,59	0,62	13,37	15,81
	1972	542	4 062 500	13,34	13,62	0,60	12,45	14,79
	1973	545	4 047 400	13,47	13,89	0,61	12,69	15,10
	1974	546	4 138 300	13,19	13,45	0,60	12,28	14,61
	1975	594	4 439 800	13,38	13,59	0,57	12,47	14,71
	1976	633	4 592 000	13,78	14,80	0,61	13,60	16,01
	1977	640	4 630 100	13,82	14,79	0,60	13,61	15,97
	1978	655	4 654 400	14,07	15,08	0,61	13,89	16,27
	1979	701	4 676 100	14,99	16,01	0,62	14,79	17,23
9	1980	525	4 685 000	11,21	11,58	0,52	10,57	12,59
	1981	542	4 746 900	11,42	11,38	0,50	10,40	12,35
	1982	582	4 777 100	12,18	11,83	0,50	10,85	12,81
	1983	707	4 799 200	14,73	14,22	0,54	13,15	15,28
	1984	718	4 817 100	14,91	14,50	0,55	13,42	15,59
	1985	693	4 828 300	14,35	13,72	0,53	12,67	14,76
	1986	672	4 828 000	13,92	13,12	0,52	12,11	14,14
	1987	709	4 820 100	14,71	13,71	0,52	12,68	14,74
	1988	623	4 807 200	12,96	11,76	0,48	10,82	12,70
	1989	549	4 791 500	11,46	10,25	0,45	9,37	11,12
	1990	642	4 812 935	13,34	11,87	0,48	10,94	12,80
	1991	708	4 804 803	14,74	12,90	0,49	11,94	13,87
	1992	630	4 804 660	13,11	11,34	0,46	10,44	12,24
	1993	586	4 809 827	12,18	10,25	0,43	9,41	11,10
	1994	587	4 820 120	12,18	10,36	0,44	9,51	11,22
	1995	582	4 833 554	12,04	10,01	0,42	9,18	10,84
	1996	491	4 847 812	10,13	8,15	0,38	7,41	8,89
	1997	483	4 864 760	9,93	7,98	0,37	7,26	8,71
	1998	416	4 884 189	8,52	6,79	0,34	6,13	7,46
	1999	407	4 906 235	8,30	6,40	0,33	5,76	7,04
	2000	417	4 934 469	8,45	6,45	0,32	5,81	7,08

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
10	2001	586	4 969 816	11,79	9,32	0,40	8,55	10,09
	2002	947	5 009 592	18,90	14,74	0,49	13,77	15,70
	2003	888	5 066 308	17,53	13,40	0,46	12,49	14,30
	2004	908	5 080 330	17,87	13,54	0,46	12,63	14,44
	2005	696	5 104 848	13,63	10,34	0,41	9,55	11,14
	2006	674	5 122 707	13,16	9,74	0,39	8,97	10,50
10	2007	751	5 134 377	14,63	10,48	0,40	9,70	11,26
	2008	794	5 140 692	15,45	11,19	0,41	10,38	12,00
	2009	802	5 145 388	15,59	11,40	0,42	10,58	12,23
	2010	834	5 147 428	16,20	11,40	0,41	10,59	12,21

Tabela 46. Taxas de suicídio brutas e padronizadas pelo método directo por sexo e idade (dezoito estratos etários quinquenais), 1955 a 2010. População padrão: Mundial – Organização Mundial de Saúde (OMS).

CID	Ano	Suicídios	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)		
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior	
7	1955	798	8 764 900	9,10	10,62	0,38	9,86	11,37	
	1956	881	8 836 700	9,97	11,66	0,40	10,87	12,45	
	1957	711	8 908 700	7,98	9,37	0,37	8,66	10,09	
	1958	785	8 980 400	8,74	10,07	0,37	9,35	10,79	
	1959	826	9 052 500	9,12	10,55	0,38	9,81	11,29	
	1960	771	8 889 500	8,67	9,69	0,35	8,99	10,38	
	1961	804	8 981 200	8,95	9,96	0,36	9,26	10,66	
	1962	768	9 050 700	8,49	9,44	0,35	8,76	10,12	
	1963	864	9 106 100	9,49	10,47	0,36	9,76	11,17	
	1964	857	9 130 600	9,39	10,37	0,36	9,66	11,07	
	1965	836	9 116 200	9,17	10,19	0,36	9,48	10,89	
	1966	875	9 081 200	9,64	10,59	0,36	9,88	11,30	
	1967	903	9 080 100	9,94	10,93	0,37	10,21	11,65	
	1968	855	9 068 300	9,43	10,19	0,35	9,49	10,88	
	1969	778	8 996 900	8,65	9,51	0,35	8,83	10,20	
	1970	727	8 611 100	8,44	8,73	0,33	8,08	9,38	
	8	1971	725	8 600 900	8,43	8,82	0,34	8,16	9,48
		1972	705	8 578 200	8,22	8,50	0,33	7,86	9,15
		1973	733	8 564 200	8,56	8,87	0,34	8,21	9,54
1974		750	8 782 000	8,54	8,76	0,33	8,11	9,41	
1975		802	9 448 800	8,49	8,70	0,32	8,08	9,32	
1976		827	9 698 900	8,53	9,19	0,33	8,54	9,85	
1977		870	9 773 000	8,90	9,48	0,33	8,83	10,13	
1978		906	9 819 600	9,23	9,83	0,34	9,17	10,49	
1979		952	9 862 700	9,65	10,31	0,34	9,63	10,98	
9		1980	729	9 883 800	7,38	7,65	0,29	7,08	8,22
	1981	781	9 851 500	7,93	7,79	0,29	7,23	8,35	
	1982	833	9 911 500	8,40	8,18	0,29	7,61	8,74	
	1983	977	9 954 800	9,81	9,49	0,31	8,88	10,10	
	1984	1032	9 989 400	10,33	9,99	0,32	9,37	10,62	
	1985	983	10 011 500	9,82	9,26	0,30	8,67	9,86	
	1986	941	10 010 700	9,40	8,79	0,29	8,21	9,36	
	1987	960	9 994 100	9,61	8,92	0,30	8,34	9,50	
	1988	819	9 968 400	8,22	7,42	0,27	6,90	7,94	
	1989	747	9 937 400	7,52	6,65	0,25	6,16	7,14	
	1990	870	9 983 218	8,71	7,70	0,27	7,17	8,22	
	1991	942	9 967 878	9,45	8,29	0,28	7,75	8,83	
	1992	866	9 969 953	8,69	7,51	0,26	7,00	8,03	
	1993	780	9 982 591	7,81	6,60	0,24	6,13	7,08	
	1994	762	10 004 081	7,62	6,46	0,24	5,98	6,93	
	1995	809	10 030 376	8,07	6,70	0,24	6,23	7,18	
	1996	653	10 057 861	6,49	5,19	0,21	4,78	5,60	
	1997	628	10 091 120	6,22	5,03	0,21	4,62	5,43	
	1998	556	10 129 290	5,49	4,30	0,19	3,93	4,68	
	1999	545	10 171 949	5,36	4,10	0,18	3,74	4,46	
2000	524	10 225 836	5,12	3,92	0,18	3,57	4,27		
2001	761	10 292 999	7,39	5,82	0,22	5,39	6,25		
10	2002	1212	10 368 403	11,69	9,20	0,27	8,67	9,74	
	2003	1155	10 474 685	11,03	8,47	0,26	7,96	8,97	
	2004	1205	10 501 984	11,47	8,65	0,26	8,14	9,16	
	2005	914	10 548 613	8,66	6,51	0,23	6,07	6,95	
10	2006	868	10 583 673	8,20	6,05	0,21	5,63	6,47	
	2007	1020	10 608 344	9,62	6,92	0,23	6,48	7,37	
	2008	1038	10 622 422	9,77	7,05	0,23	6,59	7,50	
	2009	1024	10 632 489	9,63	7,05	0,23	6,59	7,50	
	2010	1099	10 637 355	10,33	7,36	0,24	6,90	7,82	

Tabela 47. Taxas de mortalidade por causa externa com intenção indeterminada, brutas e padronizadas pelo método directo por idade (dezoito estratos etários quinquenais) - Mulheres, 1971 a 2010. População padrão: População Portuguesa Censitária de 1991.

CID	Ano	Óbitos	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
8	1971	19	4 525 000	0,42	0,44	0,11	0,23	0,65
	1972	14	4 515 700	0,31	0,33	0,09	0,15	0,50
	1973	11	4 516 800	0,24	0,28	0,09	0,11	0,45
	1974	5	4 643 700	0,11	0,12	0,06	0,01	0,23
	1975	14	5 009 000	0,28	0,31	0,09	0,14	0,48
	1976	11	5 106 900	0,22	0,22	0,07	0,09	0,35
	1977	12	5 142 900	0,23	0,26	0,08	0,11	0,41
	1978	12	5 165 200	0,23	0,24	0,07	0,10	0,38
	1979	12	5 186 600	0,23	0,23	0,07	0,10	0,36
9	1980	185	5 198 800	3,56	3,71	0,28	3,17	4,26
	1981	184	5 104 600	3,60	3,83	0,29	3,27	4,39
	1982	215	5 134 400	4,19	4,44	0,31	3,84	5,04
	1983	229	5 155 600	4,44	4,59	0,31	3,99	5,19
	1984	249	5 172 300	4,81	4,95	0,32	4,34	5,57
	1985	252	5 183 200	4,86	5,01	0,32	4,39	5,63
	1986	259	5 182 700	5,00	5,16	0,32	4,53	5,79
	1987	372	5 174 000	7,19	7,49	0,39	6,73	8,25
	1988	365	5 161 200	7,07	7,28	0,38	6,53	8,03
	1989	312	5 145 900	6,06	6,17	0,35	5,49	6,86
	1990	333	5 170 283	6,44	6,49	0,36	5,79	7,19
	1991	309	5 163 075	5,98	5,98	0,34	5,32	6,65
	1992	285	5 165 293	5,52	5,46	0,32	4,83	6,10
	1993	259	5 172 764	5,01	4,91	0,31	4,31	5,51
	1994	249	5 183 961	4,80	4,68	0,30	4,09	5,26
	1995	230	5 196 822	4,43	4,26	0,28	3,71	4,81
	1996	311	5 210 049	5,97	5,70	0,32	5,06	6,33
	1997	371	5 226 360	7,10	6,69	0,35	6,01	7,38
	1998	375	5 245 101	7,15	6,56	0,34	5,89	7,23
	1999	397	5 265 714	7,54	6,92	0,35	6,23	7,61
2000	413	5 291 367	7,81	7,06	0,35	6,37	7,75	
2001	243	5 323 183	4,56	4,07	0,26	3,55	4,59	
10	2002	75	5 358 811	1,40	1,20	0,14	0,92	1,47
	2003	96	5 408 377	1,78	1,52	0,16	1,21	1,83
	2004	255	5 421 654	4,70	3,92	0,25	3,43	4,41
	2005	329	5 443 765	6,04	4,90	0,28	4,36	5,44
	2006	356	5 460 966	6,52	5,08	0,28	4,54	5,63
	2007	436	5 473 967	7,96	5,78	0,28	5,22	6,33
10	2008	476	5 481 730	8,68	6,13	0,29	5,57	6,70
	2009	513	5 487 101	9,35	6,56	0,30	5,98	7,15
	2010	480	5 489 927	8,74	5,85	0,28	5,31	6,39

Tabela 48. Taxas de mortalidade por causa externa com intenção indeterminada, brutas e padronizadas pelo método directo por idade (dezoito estratos etários quinquenais) - Homens, 1971 a 2010. População padrão: População Portuguesa Censitária de 1991.

CID	Ano	Óbitos	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
8	1971	66	4 075 900	1,62	1,80	0,23	1,36	2,24
	1972	24	4 062 500	0,59	0,62	0,13	0,37	0,88
	1973	26	4 047 400	0,64	0,68	0,14	0,41	0,95
	1974	26	4 138 300	0,63	0,70	0,14	0,42	0,98
	1975	28	4 439 800	0,63	0,71	0,14	0,43	0,98
	1976	39	4 592 000	0,85	0,95	0,15	0,65	1,25
	1977	51	4 630 100	1,10	1,30	0,19	0,94	1,66
	1978	40	4 654 400	0,86	1,01	0,17	0,69	1,34
	1979	42	4 676 100	0,90	1,07	0,17	0,74	1,41
	9	1980	471	4 685 000	10,05	10,96	0,52	9,95
1981		457	4 746 900	9,63	10,29	0,49	9,34	11,25
1982		489	4 777 100	10,24	11,02	0,50	10,03	12,00
1983		564	4 799 200	11,75	12,34	0,52	11,32	13,37
1984		642	4 817 100	13,33	14,20	0,56	13,10	15,31
1985		631	4 828 300	13,07	13,77	0,55	12,69	14,86
1986		680	4 828 000	14,08	14,61	0,56	13,51	15,72
1987		902	4 820 100	18,71	19,34	0,65	18,07	20,60
1988		1075	4 807 200	22,36	22,94	0,70	21,57	24,32
1989		858	4 791 500	17,91	18,24	0,62	17,02	19,46

CID	Ano	Óbitos	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
	1990	809	4 812 935	16,81	16,97	0,60	15,80	18,13
	1991	812	4 804 803	16,90	16,90	0,59	15,74	18,06
	1992	812	4 804 660	16,90	16,76	0,59	15,61	17,92
	1993	749	4 809 827	15,57	15,35	0,56	14,25	16,45
	1994	684	4 820 120	14,19	13,89	0,53	12,85	14,94
	1995	699	4 833 554	14,46	13,97	0,53	12,93	15,01
	1996	1010	4 847 812	20,83	20,03	0,63	18,79	21,27
	1997	996	4 864 760	20,47	19,46	0,62	18,25	20,68
	1998	920	4 884 189	18,84	17,90	0,59	16,74	19,07
	1999	1071	4 906 235	21,83	20,45	0,63	19,21	21,68
	2000	1086	4 934 469	22,01	20,43	0,63	19,20	21,66
	2001	608	4 969 816	12,23	11,30	0,46	10,39	12,21
10	2002	222	5 009 592	4,43	3,98	0,27	3,45	4,51
	2003	230	5 066 308	4,54	4,08	0,27	3,55	4,62
	2004	526	5 080 330	10,35	9,00	0,40	8,22	9,77
	2005	682	5 104 848	13,36	11,56	0,45	10,67	12,44
	2006	695	5 122 707	13,57	11,59	0,45	10,71	12,47
10	2007	622	5 134 377	12,11	9,78	0,40	8,99	10,58
	2008	673	5 140 692	13,09	10,29	0,41	9,49	11,09
	2009	645	5 145 388	12,54	9,71	0,40	8,93	10,48
	2010	629	5 147 428	12,22	9,27	0,39	8,52	10,03

Tabela 49. Taxas de mortalidade por causa externa com intenção indeterminada, brutas e padronizadas pelo método directo por sexo e idade (dezoito estratos etários quinquenais), 1971 a 2010. População padrão: População Portuguesa Censitária de 1991.

CID	Ano	Óbitos	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
8	1971	85	8 600 900	0,99	1,10	0,12	0,86	1,33
	1972	38	8 578 200	0,44	0,47	0,08	0,32	0,62
	1973	37	8 564 200	0,43	0,48	0,08	0,32	0,63
	1974	31	8 782 000	0,35	0,40	0,07	0,25	0,54
	1975	42	9 448 800	0,44	0,50	0,08	0,34	0,66
	1976	50	9 698 900	0,52	0,57	0,08	0,41	0,73
	1977	63	9 773 000	0,64	0,76	0,10	0,57	0,95
	1978	52	9 819 600	0,53	0,61	0,09	0,44	0,78
	1979	54	9 862 700	0,55	0,64	0,09	0,46	0,81
9	1980	656	9 883 800	6,64	7,20	0,29	6,64	7,77
	1981	641	9 851 500	6,51	6,94	0,28	6,40	7,49
	1982	704	9 911 500	7,10	7,61	0,29	7,04	8,18
	1983	793	9 954 800	7,97	8,33	0,30	7,74	8,91
	1984	891	9 989 400	8,92	9,41	0,32	8,79	10,03
	1985	883	10 011 500	8,82	9,23	0,31	8,62	9,85
	1986	939	10 010 700	9,38	9,71	0,32	9,09	10,34
	1987	1274	9 994 100	12,75	13,20	0,37	12,47	13,93
	1988	1440	9 968 400	14,45	14,83	0,39	14,06	15,60
	1989	1170	9 937 400	11,77	11,99	0,35	11,30	12,68
	1990	1142	9 983 218	11,44	11,54	0,34	10,87	12,21
	1991	1121	9 967 878	11,25	11,25	0,34	10,59	11,90
	1992	1097	9 969 953	11,00	10,91	0,33	10,26	11,56
	1993	1008	9 982 591	10,10	9,95	0,31	9,33	10,56
	1994	933	10 004 081	9,33	9,12	0,30	8,53	9,71
	1995	929	10 030 376	9,26	8,94	0,29	8,36	9,52
	1996	1321	10 057 861	13,13	12,61	0,35	11,92	13,29
	1997	1367	10 091 120	13,55	12,85	0,35	12,16	13,53
	1998	1295	10 129 290	12,78	12,03	0,34	11,37	12,69
	1999	1468	10 171 949	14,43	13,44	0,35	12,75	14,13
	2000	1499	10 225 836	14,66	13,51	0,35	12,82	14,20
	2001	851	10 292 999	8,27	7,56	0,26	7,04	8,07
10	2002	297	10 368 403	2,86	2,54	0,15	2,25	2,83
	2003	326	10 474 685	3,11	2,75	0,16	2,45	3,06
	2004	781	10 501 984	7,44	6,37	0,23	5,92	6,82
	2005	1011	10 548 613	9,58	8,11	0,26	7,60	8,62
	2006	1051	10 583 673	9,93	8,22	0,26	7,71	8,73
10	2007	1058	10 608 344	9,97	7,71	0,24	7,23	8,19
	2008	1149	10 622 422	10,82	8,14	0,25	7,65	8,62
	2009	1158	10 632 489	10,89	8,08	0,25	7,60	8,56
	2010	1109	10 637 355	10,43	7,50	0,23	7,04	7,96

Tabela 50. Taxas de mortalidade por causa externa com intenção indeterminada, brutas e padronizadas pelo método directo por idade (dezoito estratos etários quinquenais) - Mulheres, 1971 a 2010. População padrão: População Portuguesa Censitária de 2001.

CID	Ano	Óbitos	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
8	1971	19	4 525 000	0,42	0,46	0,11	0,24	0,69
	1972	14	4 515 700	0,31	0,35	0,10	0,16	0,54
	1973	11	4 516 800	0,24	0,30	0,09	0,11	0,48
	1974	5	4 643 700	0,11	0,13	0,06	0,01	0,25
	1975	14	5 009 000	0,28	0,33	0,09	0,15	0,52
	1976	11	5 106 900	0,22	0,22	0,07	0,09	0,36
	1977	12	5 142 900	0,23	0,27	0,08	0,11	0,43
	1978	12	5 165 200	0,23	0,24	0,07	0,10	0,39
	1979	12	5 186 600	0,23	0,24	0,07	0,10	0,37
9	1980	185	5 198 800	3,56	3,78	0,29	3,21	4,36
	1981	184	5 104 600	3,60	3,96	0,31	3,37	4,56
	1982	215	5 134 400	4,19	4,70	0,33	4,05	5,35
	1983	229	5 155 600	4,44	4,75	0,32	4,12	5,39
	1984	249	5 172 300	4,81	5,13	0,33	4,48	5,78
	1985	252	5 183 200	4,86	5,13	0,33	4,49	5,78
	1986	259	5 182 700	5,00	5,46	0,35	4,78	6,14
	1987	372	5 174 000	7,19	8,14	0,43	7,29	9,00
	1988	365	5 161 200	7,07	7,87	0,42	7,04	8,69
	1989	312	5 145 900	6,06	6,68	0,38	5,93	7,44
	1990	333	5 170 283	6,44	6,92	0,39	6,17	7,68
	1991	309	5 163 075	5,98	6,39	0,37	5,67	7,12
	1992	285	5 165 293	5,52	5,95	0,36	5,25	6,64
	1993	259	5 172 764	5,01	5,29	0,33	4,64	5,94
	1994	249	5 183 961	4,80	5,04	0,32	4,41	5,67
	1995	230	5 196 822	4,43	4,64	0,31	4,03	5,24
	1996	311	5 210 049	5,97	6,24	0,36	5,54	6,94
	1997	371	5 226 360	7,10	7,37	0,38	6,62	8,12
	1998	375	5 245 101	7,15	7,39	0,38	6,64	8,14
1999	397	5 265 714	7,54	7,71	0,39	6,95	8,47	
2000	413	5 291 367	7,81	7,88	0,39	7,12	8,64	
2001	243	5 323 183	4,56	4,56	0,29	3,99	5,14	
10	2002	75	5 358 811	1,40	1,39	0,16	1,07	1,70
	2003	96	5 408 377	1,78	1,74	0,18	1,39	2,08
	2004	255	5 421 654	4,70	4,58	0,29	4,02	5,14
	2005	329	5 443 765	6,04	5,81	0,32	5,18	6,44
	2006	356	5 460 966	6,52	6,10	0,32	5,47	6,74
	2007	436	5 473 967	7,96	7,22	0,35	6,54	7,90
10	2008	476	5 481 730	8,68	7,65	0,35	6,96	8,34
	2009	513	5 487 101	9,35	8,07	0,36	7,37	8,78
	2010	480	5 489 927	8,74	7,34	0,34	6,68	8,00

Tabela 51. Taxas de mortalidade por causa externa com intenção indeterminada, brutas e padronizadas pelo método directo por idade (dezoito estratos etários quinquenais) - Homens, 1971 a 2010. População padrão: População Portuguesa Censitária de 2001.

CID	Ano	Óbitos	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
8	1971	66	4 075 900	1,62	1,94	0,25	1,46	2,43
	1972	24	4 062 500	0,59	0,64	0,13	0,37	0,90
	1973	26	4 047 400	0,64	0,71	0,15	0,41	1,00
	1974	26	4 138 300	0,63	0,76	0,16	0,44	1,08
	1975	28	4 439 800	0,63	0,77	0,16	0,45	1,10
	1976	39	4 592 000	0,85	1,00	0,16	0,67	1,32
	1977	51	4 630 100	1,10	1,40	0,20	1,00	1,80
	1978	40	4 654 400	0,86	1,11	0,20	0,73	1,50
	1979	42	4 676 100	0,90	1,18	0,19	0,81	1,56
9	1980	471	4 685 000	10,05	11,60	0,56	10,50	12,70
	1981	457	4 746 900	9,63	10,90	0,53	9,86	11,93
	1982	489	4 777 100	10,24	11,74	0,55	10,67	12,82
	1983	564	4 799 200	11,75	12,98	0,56	11,88	14,08
	1984	642	4 817 100	13,33	14,98	0,61	13,79	16,17
	1985	631	4 828 300	13,07	14,61	0,60	13,44	15,78
	1986	680	4 828 000	14,08	15,59	0,61	14,39	16,80
	1987	902	4 820 100	18,71	20,46	0,70	19,09	21,83
	1988	1075	4 807 200	22,36	24,36	0,76	22,87	25,84
	1989	858	4 791 500	17,91	19,49	0,68	18,16	20,82
	1990	809	4 812 935	16,81	17,99	0,64	16,73	19,24

CID	Ano	Óbitos	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
	1991	812	4 804 803	16,90	17,92	0,64	16,67	19,16
	1992	812	4 804 660	16,90	18,00	0,64	16,75	19,25
	1993	749	4 809 827	15,57	16,24	0,60	15,07	17,41
	1994	684	4 820 120	14,19	14,89	0,57	13,76	16,01
	1995	699	4 833 554	14,46	15,13	0,58	14,00	16,25
	1996	1010	4 847 812	20,83	21,62	0,68	20,28	22,96
	1997	996	4 864 760	20,47	21,08	0,67	19,77	22,40
	1998	920	4 884 189	18,84	19,20	0,63	17,95	20,44
	1999	1071	4 906 235	21,83	22,16	0,68	20,83	23,49
	2000	1086	4 934 469	22,01	22,17	0,67	20,85	23,49
	2001	608	4 969 816	12,23	12,23	0,50	11,26	13,21
10	2002	222	5 009 592	4,43	4,41	0,30	3,83	4,99
	2003	230	5 066 308	4,54	4,49	0,30	3,91	5,07
	2004	526	5 080 330	10,35	10,10	0,44	9,24	10,97
	2005	682	5 104 848	13,36	12,98	0,50	12,00	13,95
	2006	695	5 122 707	13,57	13,07	0,50	12,09	14,04
10	2007	622	5 134 377	12,11	11,36	0,46	10,46	12,26
	2008	673	5 140 692	13,09	12,05	0,47	11,14	12,97
	2009	645	5 145 388	12,54	11,38	0,45	10,49	12,26
	2010	629	5 147 428	12,22	10,87	0,44	10,01	11,73

Tabela 52. Taxas de mortalidade por causa externa com intenção indeterminada, brutas e padronizadas pelo método directo por sexo e idade (dezoito estratos etários quinquenais), 1971 a 2010. População padrão: População Portuguesa Censitária de 2001.

CID	Ano	Óbitos	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
8	1971	85	8 600 900	0,99	1,18	0,13	0,92	1,44
	1972	38	8 578 200	0,44	0,49	0,08	0,33	0,65
	1973	37	8 564 200	0,43	0,49	0,09	0,32	0,66
	1974	31	8 782 000	0,35	0,43	0,09	0,26	0,60
	1975	42	9 448 800	0,44	0,55	0,09	0,36	0,73
	1976	50	9 698 900	0,52	0,60	0,09	0,43	0,77
	1977	63	9 773 000	0,64	0,82	0,11	0,61	1,02
	1978	52	9 819 600	0,53	0,66	0,10	0,47	0,86
	1979	54	9 862 700	0,55	0,69	0,10	0,50	0,89
9	1980	656	9 883 800	6,64	7,56	0,31	6,95	8,16
	1981	641	9 851 500	6,51	7,31	0,30	6,72	7,90
	1982	704	9 911 500	7,10	8,10	0,32	7,48	8,72
	1983	793	9 954 800	7,97	8,73	0,32	8,10	9,35
	1984	891	9 989 400	8,92	9,89	0,34	9,22	10,55
	1985	883	10 011 500	8,82	9,71	0,33	9,05	10,36
	1986	939	10 010 700	9,38	10,35	0,35	9,67	11,03
	1987	1274	9 994 100	12,75	14,09	0,40	13,30	14,89
	1988	1440	9 968 400	14,45	15,83	0,43	14,99	16,66
	1989	1170	9 937 400	11,77	12,87	0,38	12,12	13,62
	1990	1142	9 983 218	11,44	12,26	0,37	11,54	12,99
	1991	1121	9 967 878	11,25	11,96	0,36	11,25	12,67
	1992	1097	9 969 953	11,00	11,77	0,36	11,06	12,47
	1993	1008	9 982 591	10,10	10,58	0,34	9,92	11,24
	1994	933	10 004 081	9,33	9,80	0,32	9,16	10,43
	1995	929	10 030 376	9,26	9,70	0,32	9,07	10,33
	1996	1321	10 057 861	13,13	13,67	0,38	12,93	14,40
	1997	1367	10 091 120	13,55	13,99	0,38	13,25	14,73
	1998	1295	10 129 290	12,78	13,09	0,36	12,38	13,80
	1999	1468	10 171 949	14,43	14,69	0,38	13,94	15,44
	2000	1499	10 225 836	14,66	14,78	0,38	14,03	15,53
	2001	851	10 292 999	8,27	8,27	0,28	7,71	8,82
10	2002	297	10 368 403	2,86	2,84	0,17	2,52	3,17
	2003	326	10 474 685	3,11	3,07	0,17	2,73	3,40
	2004	781	10 501 984	7,44	7,25	0,26	6,74	7,76
	2005	1011	10 548 613	9,58	9,27	0,29	8,70	9,84
	2006	1051	10 583 673	9,93	9,46	0,29	8,89	10,04
10	2007	1058	10 608 344	9,97	9,22	0,28	8,66	9,77
	2008	1149	10 622 422	10,82	9,78	0,29	9,21	10,35
	2009	1158	10 632 489	10,89	9,67	0,29	9,11	10,23
	2010	1109	10 637 355	10,43	9,05	0,27	8,51	9,58

Tabela 53. Taxas de mortalidade por causa externa com intenção indeterminada, brutas e padronizadas pelo método directo por idade (dezoito estratos etários quinquenais) - Mulheres, 1971 a 2010. População padrão: População Portuguesa Censitária de 2011.

CID	Ano	Óbitos	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
8	1971	19	4 525 000	0,42	0,47	0,12	0,23	0,71
	1972	14	4 515 700	0,31	0,36	0,10	0,16	0,57
	1973	11	4 516 800	0,24	0,31	0,10	0,12	0,50
	1974	5	4 643 700	0,11	0,13	0,07	0,00	0,26
	1975	14	5 009 000	0,28	0,35	0,11	0,15	0,56
	1976	11	5 106 900	0,22	0,23	0,07	0,09	0,38
	1977	12	5 142 900	0,23	0,28	0,09	0,10	0,46
	1978	12	5 165 200	0,23	0,24	0,07	0,10	0,38
	1979	12	5 186 600	0,23	0,23	0,07	0,10	0,37
9	1980	185	5 198 800	3,56	3,87	0,32	3,24	4,50
	1981	184	5 104 600	3,60	4,17	0,34	3,50	4,85
	1982	215	5 134 400	4,19	4,93	0,36	4,22	5,64
	1983	229	5 155 600	4,44	4,89	0,35	4,21	5,58
	1984	249	5 172 300	4,81	5,27	0,35	4,58	5,96
	1985	252	5 183 200	4,86	5,30	0,35	4,61	5,99
	1986	259	5 182 700	5,00	5,73	0,39	4,97	6,49
	1987	372	5 174 000	7,19	9,04	0,51	8,04	10,04
	1988	365	5 161 200	7,07	8,60	0,48	7,66	9,54
	1989	312	5 145 900	6,06	7,23	0,43	6,37	8,08
	1990	333	5 170 283	6,44	7,40	0,43	6,56	8,24
	1991	309	5 163 075	5,98	6,98	0,42	6,16	7,81
	1992	285	5 165 293	5,52	6,60	0,41	5,80	7,40
	1993	259	5 172 764	5,01	5,87	0,38	5,12	6,62
	1994	249	5 183 961	4,80	5,48	0,36	4,78	6,19
	1995	230	5 196 822	4,43	5,04	0,34	4,37	5,72
	1996	311	5 210 049	5,97	6,99	0,41	6,19	7,79
	1997	371	5 226 360	7,10	8,34	0,45	7,47	9,22
	1998	375	5 245 101	7,15	8,57	0,46	7,68	9,46
	1999	397	5 265 714	7,54	8,85	0,46	7,96	9,74
2000	413	5 291 367	7,81	9,05	0,45	8,16	9,94	
2001	243	5 323 183	4,56	5,22	0,34	4,55	5,88	
10	2002	75	5 358 811	1,40	1,62	0,19	1,25	1,99
	2003	96	5 408 377	1,78	2,07	0,21	1,65	2,49
	2004	255	5 421 654	4,70	5,51	0,35	4,82	6,20
	2005	329	5 443 765	6,04	7,19	0,40	6,40	7,97
	2006	356	5 460 966	6,52	7,76	0,42	6,94	8,58
	2007	436	5 473 967	7,96	9,45	0,46	8,55	10,34
10	2008	476	5 481 730	8,68	10,05	0,46	9,14	10,96
	2009	513	5 487 101	9,35	10,49	0,47	9,58	11,41
	2010	480	5 489 927	8,74	9,70	0,44	8,83	10,57

Tabela 54. Taxas de mortalidade por causa externa com intenção indeterminada, brutas e padronizadas pelo método directo por idade (dezoito estratos etários quinquenais) - Homens, 1971 a 2010. População padrão: População Portuguesa Censitária de 2011.

CID	Ano	Óbitos	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
8	1971	66	4 075 900	1,62	1,99	0,26	1,48	2,50
	1972	24	4 062 500	0,59	0,62	0,13	0,36	0,88
	1973	26	4 047 400	0,64	0,76	0,17	0,43	1,08
	1974	26	4 138 300	0,63	0,84	0,21	0,43	1,24
	1975	28	4 439 800	0,63	0,88	0,21	0,46	1,30
	1976	39	4 592 000	0,85	1,05	0,18	0,70	1,40
	1977	51	4 630 100	1,10	1,50	0,23	1,05	1,95
	1978	40	4 654 400	0,86	1,21	0,24	0,74	1,69
	1979	42	4 676 100	0,90	1,29	0,22	0,86	1,72
9	1980	471	4 685 000	10,05	12,18	0,63	10,96	13,41
	1981	457	4 746 900	9,63	11,32	0,58	10,18	12,47
	1982	489	4 777 100	10,24	12,43	0,62	11,22	13,65
	1983	564	4 799 200	11,75	13,26	0,60	12,09	14,43
	1984	642	4 817 100	13,33	15,68	0,66	14,38	16,98
	1985	631	4 828 300	13,07	15,31	0,66	14,02	16,61
	1986	680	4 828 000	14,08	16,33	0,68	15,00	17,67
	1987	902	4 820 100	18,71	21,40	0,77	19,88	22,91
	1988	1075	4 807 200	22,36	25,72	0,85	24,07	27,38
	1989	858	4 791 500	17,91	20,42	0,74	18,96	21,87

CID	Ano	Óbitos	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
	1990	809	4 812 935	16,81	18,99	0,71	17,60	20,39
	1991	812	4 804 803	16,90	18,86	0,70	17,49	20,22
	1992	812	4 804 660	16,90	19,01	0,70	17,64	20,39
	1993	749	4 809 827	15,57	16,98	0,65	15,71	18,24
	1994	684	4 820 120	14,19	16,05	0,64	14,79	17,31
	1995	699	4 833 554	14,46	16,48	0,65	15,21	17,75
	1996	1010	4 847 812	20,83	23,19	0,76	21,71	24,67
	1997	996	4 864 760	20,47	22,77	0,75	21,31	24,23
	1998	920	4 884 189	18,84	20,74	0,70	19,36	22,11
	1999	1071	4 906 235	21,83	24,04	0,75	22,56	25,52
	2000	1086	4 934 469	22,01	24,02	0,75	22,56	25,49
	2001	608	4 969 816	12,23	13,19	0,55	12,12	14,26
10	2002	222	5 009 592	4,43	4,81	0,33	4,17	5,45
	2003	230	5 066 308	4,54	4,95	0,33	4,30	5,60
	2004	526	5 080 330	10,35	11,41	0,50	10,42	12,40
	2005	682	5 104 848	13,36	14,82	0,57	13,69	15,95
	2006	695	5 122 707	13,57	14,93	0,57	13,81	16,05
10	2007	622	5 134 377	12,11	13,56	0,55	12,48	14,63
	2008	673	5 140 692	13,09	14,44	0,56	13,34	15,54
	2009	645	5 145 388	12,54	13,63	0,54	12,57	14,68
	2010	629	5 147 428	12,22	13,17	0,53	12,14	14,20

Tabela 55. Taxas de mortalidade por causa externa com intenção indeterminada, brutas e padronizadas pelo método directo por sexo e idade (dezoito estratos etários quinquenais), 1971 a 2010. População padrão: População Portuguesa Censitária de 2011.

CID	Ano	Óbitos	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
8	1971	85	8 600 900	0,99	1,20	0,14	0,92	1,47
	1972	38	8 578 200	0,44	0,48	0,08	0,32	0,65
	1973	37	8 564 200	0,43	0,52	0,09	0,34	0,71
	1974	31	8 782 000	0,35	0,47	0,10	0,26	0,67
	1975	42	9 448 800	0,44	0,61	0,12	0,38	0,83
	1976	50	9 698 900	0,52	0,62	0,09	0,44	0,80
	1977	63	9 773 000	0,64	0,86	0,12	0,63	1,10
	1978	52	9 819 600	0,53	0,70	0,12	0,46	0,94
	1979	54	9 862 700	0,55	0,74	0,11	0,52	0,95
9	1980	656	9 883 800	6,64	7,84	0,34	7,17	8,51
	1981	641	9 851 500	6,51	7,59	0,33	6,94	8,24
	1982	704	9 911 500	7,10	8,51	0,35	7,83	9,20
	1983	793	9 954 800	7,97	8,89	0,34	8,23	9,56
	1984	891	9 989 400	8,92	10,24	0,37	9,52	10,96
	1985	883	10 011 500	8,82	10,08	0,36	9,37	10,80
	1986	939	10 010 700	9,38	10,79	0,38	10,05	11,54
	1987	1274	9 994 100	12,75	14,94	0,46	14,05	15,84
	1988	1440	9 968 400	14,45	16,78	0,48	15,85	17,71
	1989	1170	9 937 400	11,77	13,53	0,42	12,70	14,35
	1990	1142	9 983 218	11,44	12,94	0,41	12,14	13,74
	1991	1121	9 967 878	11,25	12,66	0,40	11,88	13,43
	1992	1097	9 969 953	11,00	12,53	0,40	11,75	13,31
	1993	1008	9 982 591	10,10	11,18	0,37	10,46	11,90
	1994	933	10 004 081	9,33	10,53	0,36	9,83	11,23
	1995	929	10 030 376	9,26	10,51	0,36	9,80	11,21
	1996	1321	10 057 861	13,13	14,73	0,42	13,90	15,55
	1997	1367	10 091 120	13,55	15,23	0,43	14,40	16,07
	1998	1295	10 129 290	12,78	14,38	0,41	13,57	15,19
	1999	1468	10 171 949	14,43	16,11	0,43	15,26	16,95
	2000	1499	10 225 836	14,66	16,20	0,43	15,36	17,04
	2001	851	10 292 999	8,27	9,03	0,32	8,41	9,64
10	2002	297	10 368 403	2,86	3,14	0,19	2,78	3,51
	2003	326	10 474 685	3,11	3,45	0,19	3,06	3,83
	2004	781	10 501 984	7,44	8,33	0,30	7,73	8,92
	2005	1011	10 548 613	9,58	10,83	0,35	10,15	11,51
	2006	1051	10 583 673	9,93	11,18	0,35	10,50	11,87
10	2007	1058	10 608 344	9,97	11,41	0,35	10,72	12,11
	2008	1149	10 622 422	10,82	12,15	0,36	11,44	12,86
	2009	1158	10 632 489	10,89	11,99	0,35	11,30	12,68
	2010	1109	10 637 355	10,43	11,36	0,34	10,69	12,03

Tabela 56. Taxas de mortalidade por causa externa com intenção indeterminada, brutas e padronizadas pelo método directo por idade (dezoito estratos etários quinquenais) - Mulheres, 1971 a 2010. População padrão: Europeia Escandinávica.

CID	Ano	Óbitos	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
8	1971	19	4 525 000	0,42	0,41	0,10	0,23	0,60
	1972	14	4 515 700	0,31	0,30	0,08	0,14	0,46
	1973	11	4 516 800	0,24	0,25	0,08	0,10	0,40
	1974	5	4 643 700	0,11	0,11	0,05	0,01	0,21
	1975	14	5 009 000	0,28	0,30	0,08	0,14	0,46
	1976	11	5 106 900	0,22	0,22	0,07	0,09	0,35
	1977	12	5 142 900	0,23	0,25	0,07	0,11	0,39
	1978	12	5 165 200	0,23	0,24	0,07	0,10	0,37
	1979	12	5 186 600	0,23	0,24	0,07	0,10	0,37
9	1980	185	5 198 800	3,56	3,60	0,27	3,07	4,12
	1981	184	5 104 600	3,60	3,54	0,26	3,02	4,06
	1982	215	5 134 400	4,19	4,21	0,29	3,64	4,78
	1983	229	5 155 600	4,44	4,35	0,29	3,78	4,93
	1984	249	5 172 300	4,81	4,84	0,31	4,23	5,45
	1985	252	5 183 200	4,86	4,86	0,31	4,25	5,47
	1986	259	5 182 700	5,00	4,88	0,31	4,28	5,49
	1987	372	5 174 000	7,19	6,82	0,36	6,11	7,54
	1988	365	5 161 200	7,07	6,64	0,36	5,94	7,34
	1989	312	5 145 900	6,06	5,66	0,33	5,02	6,31
	1990	333	5 170 283	6,44	6,04	0,34	5,37	6,71
	1991	309	5 163 075	5,98	5,61	0,33	4,96	6,25
	1992	285	5 165 293	5,52	4,84	0,30	4,26	5,43
	1993	259	5 172 764	5,01	4,29	0,28	3,74	4,83
	1994	249	5 183 961	4,80	4,20	0,28	3,66	4,75
	1995	230	5 196 822	4,43	3,87	0,27	3,35	4,39
	1996	311	5 210 049	5,97	5,13	0,31	4,53	5,73
	1997	371	5 226 360	7,10	5,94	0,32	5,30	6,57
	1998	375	5 245 101	7,15	5,53	0,30	4,94	6,13
	1999	397	5 265 714	7,54	5,94	0,32	5,32	6,56
2000	413	5 291 367	7,81	6,13	0,32	5,50	6,76	
2001	243	5 323 183	4,56	3,63	0,25	3,15	4,12	
10	2002	75	5 358 811	1,40	1,01	0,13	0,76	1,26
	2003	96	5 408 377	1,78	1,30	0,15	1,02	1,59
	2004	255	5 421 654	4,70	3,22	0,22	2,80	3,65
	2005	329	5 443 765	6,04	3,91	0,23	3,45	4,37
	2006	356	5 460 966	6,52	3,94	0,23	3,49	4,39
	2007	436	5 473 967	7,96	4,45	0,23	3,99	4,91
10	2008	476	5 481 730	8,68	4,61	0,23	4,16	5,07
	2009	513	5 487 101	9,35	4,94	0,24	4,47	5,41
	2010	480	5 489 927	8,74	4,58	0,23	4,12	5,03

Tabela 57. Taxas de mortalidade por causa externa com intenção indeterminada, brutas e padronizadas pelo método directo por idade (dezoito estratos etários quinquenais) - Homens, 1971 a 2010. População padrão: Europeia Escandinávica.

CID	Ano	Óbitos	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
8	1971	66	4 075 900	1,62	1,83	0,23	1,39	2,28
	1972	24	4 062 500	0,59	0,64	0,13	0,38	0,90
	1973	26	4 047 400	0,64	0,67	0,14	0,41	0,94
	1974	26	4 138 300	0,63	0,74	0,16	0,42	1,06
	1975	28	4 439 800	0,63	0,77	0,16	0,45	1,08
	1976	39	4 592 000	0,85	0,94	0,15	0,64	1,24
	1977	51	4 630 100	1,10	1,29	0,18	0,93	1,64
	1978	40	4 654 400	0,86	1,03	0,18	0,67	1,38
	1979	42	4 676 100	0,90	1,07	0,17	0,74	1,40
9	1980	471	4 685 000	10,05	11,08	0,53	10,04	12,11
	1981	457	4 746 900	9,63	10,37	0,50	9,40	11,35
	1982	489	4 777 100	10,24	10,97	0,51	9,97	11,96
	1983	564	4 799 200	11,75	12,34	0,53	11,31	13,38
	1984	642	4 817 100	13,33	13,94	0,56	12,85	15,04
	1985	631	4 828 300	13,07	13,96	0,57	12,84	15,07
	1986	680	4 828 000	14,08	14,94	0,59	13,79	16,09
	1987	902	4 820 100	18,71	19,21	0,66	17,93	20,49
	1988	1075	4 807 200	22,36	23,08	0,72	21,67	24,49
	1989	858	4 791 500	17,91	18,11	0,63	16,87	19,35
	1990	809	4 812 935	16,81	17,15	0,61	15,95	18,35
	1991	812	4 804 803	16,90	16,96	0,61	15,77	18,15
	1992	812	4 804 660	16,90	16,93	0,60	15,74	18,12

CID	Ano	Óbitos	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
	1993	749	4 809 827	15,57	15,18	0,56	14,08	16,28
	1994	684	4 820 120	14,19	13,89	0,54	12,83	14,94
	1995	699	4 833 554	14,46	14,02	0,54	12,97	15,08
	1996	1010	4 847 812	20,83	20,25	0,65	18,98	21,51
	1997	996	4 864 760	20,47	19,50	0,63	18,27	20,73
	1998	920	4 884 189	18,84	17,67	0,59	16,52	18,83
	1999	1071	4 906 235	21,83	20,31	0,63	19,08	21,55
	2000	1086	4 934 469	22,01	20,54	0,63	19,30	21,77
	2001	608	4 969 816	12,23	11,34	0,47	10,42	12,25
10	2002	222	5 009 592	4,43	4,01	0,27	3,48	4,55
	2003	230	5 066 308	4,54	4,11	0,28	3,57	4,65
	2004	526	5 080 330	10,35	9,30	0,41	8,49	10,11
	2005	682	5 104 848	13,36	11,78	0,46	10,87	12,68
	2006	695	5 122 707	13,57	11,83	0,46	10,93	12,72
10	2007	622	5 134 377	12,11	10,21	0,42	9,39	11,03
	2008	673	5 140 692	13,09	10,76	0,42	9,93	11,59
	2009	645	5 145 388	12,54	10,22	0,41	9,41	11,03
	2010	629	5 147 428	12,22	9,96	0,41	9,17	10,76

Tabela 58. Taxas de mortalidade por causa externa com intenção indeterminada, brutas e padronizadas pelo método directo por sexo e idade (dezoito estratos etários quinquenais), 1971 a 2010. População padrão: Europeia Escandinávica.

CID	Ano	Óbitos	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
8	1971	85	8 600 900	0,99	1,12	0,12	0,88	1,36
	1972	38	8 578 200	0,44	0,47	0,08	0,32	0,62
	1973	37	8 564 200	0,43	0,46	0,08	0,31	0,61
	1974	31	8 782 000	0,35	0,43	0,09	0,26	0,59
	1975	42	9 448 800	0,44	0,53	0,09	0,36	0,71
	1976	50	9 698 900	0,52	0,58	0,08	0,42	0,75
	1977	63	9 773 000	0,64	0,77	0,10	0,57	0,96
	1978	52	9 819 600	0,53	0,63	0,10	0,44	0,82
	1979	54	9 862 700	0,55	0,65	0,09	0,47	0,83
9	1980	656	9 883 800	6,64	7,34	0,30	6,76	7,92
	1981	641	9 851 500	6,51	6,96	0,28	6,41	7,51
	1982	704	9 911 500	7,10	7,59	0,29	7,01	8,16
	1983	793	9 954 800	7,97	8,35	0,30	7,76	8,94
	1984	891	9 989 400	8,92	9,39	0,32	8,76	10,02
	1985	883	10 011 500	8,82	9,41	0,32	8,77	10,04
	1986	939	10 010 700	9,38	9,91	0,33	9,26	10,56
	1987	1274	9 994 100	12,75	13,02	0,37	12,28	13,75
	1988	1440	9 968 400	14,45	14,86	0,40	14,07	15,65
	1989	1170	9 937 400	11,77	11,89	0,36	11,19	12,58
	1990	1142	9 983 218	11,44	11,60	0,35	10,91	12,29
	1991	1121	9 967 878	11,25	11,28	0,34	10,61	11,96
	1992	1097	9 969 953	11,00	10,89	0,34	10,23	11,55
	1993	1008	9 982 591	10,10	9,73	0,31	9,12	10,35
	1994	933	10 004 081	9,33	9,04	0,30	8,45	9,64
	1995	929	10 030 376	9,26	8,95	0,30	8,36	9,54
	1996	1321	10 057 861	13,13	12,69	0,36	11,99	13,39
	1997	1367	10 091 120	13,55	12,72	0,35	12,03	13,41
	1998	1295	10 129 290	12,78	11,60	0,33	10,95	12,25
	1999	1468	10 171 949	14,43	13,13	0,35	12,44	13,82
	2000	1499	10 225 836	14,66	13,33	0,35	12,64	14,03
	2001	851	10 292 999	8,27	7,49	0,26	6,97	8,00
10	2002	297	10 368 403	2,86	2,51	0,15	2,22	2,81
	2003	326	10 474 685	3,11	2,71	0,16	2,40	3,01
	2004	781	10 501 984	7,44	6,26	0,23	5,80	6,72
	2005	1011	10 548 613	9,58	7,84	0,26	7,34	8,35
	2006	1051	10 583 673	9,93	7,88	0,26	7,38	8,38
10	2007	1058	10 608 344	9,97	7,33	0,24	6,86	7,80
	2008	1149	10 622 422	10,82	7,69	0,24	7,21	8,16
	2009	1158	10 632 489	10,89	7,58	0,24	7,11	8,05
	2010	1109	10 637 355	10,43	7,27	0,23	6,81	7,73

Tabela 59. Taxas de mortalidade por causa externa com intenção indeterminada, brutas e padronizadas pelo método directo por idade (dezoito estratos etários quinquenais) – Mulheres, 1971 a 2010. População padrão: OCDE.

CID	Ano	Óbitos	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
8	1971	19	4 525 000	0,42	0,43	0,10	0,23	0,64
	1972	14	4 515 700	0,31	0,31	0,09	0,15	0,48
	1973	11	4 516 800	0,24	0,27	0,08	0,11	0,43
	1974	5	4 643 700	0,11	0,12	0,05	0,01	0,23
	1975	14	5 009 000	0,28	0,32	0,09	0,15	0,50
	1976	11	5 106 900	0,22	0,22	0,07	0,09	0,35
	1977	12	5 142 900	0,23	0,26	0,08	0,11	0,42
	1978	12	5 165 200	0,23	0,24	0,07	0,10	0,38
	1979	12	5 186 600	0,23	0,23	0,07	0,10	0,37
9	1980	185	5 198 800	3,56	3,70	0,28	3,15	4,25
	1981	184	5 104 600	3,60	3,80	0,29	3,23	4,36
	1982	215	5 134 400	4,19	4,47	0,31	3,86	5,08
	1983	229	5 155 600	4,44	4,56	0,31	3,96	5,16
	1984	249	5 172 300	4,81	4,99	0,32	4,36	5,61
	1985	252	5 183 200	4,86	5,02	0,32	4,39	5,64
	1986	259	5 182 700	5,00	5,21	0,33	4,56	5,85
	1987	372	5 174 000	7,19	7,69	0,41	6,90	8,49
	1988	365	5 161 200	7,07	7,35	0,39	6,58	8,11
	1989	312	5 145 900	6,06	6,24	0,36	5,54	6,95
	1990	333	5 170 283	6,44	6,55	0,36	5,84	7,26
	1991	309	5 163 075	5,98	6,11	0,35	5,42	6,80
	1992	285	5 165 293	5,52	5,50	0,33	4,85	6,14
	1993	259	5 172 764	5,01	4,94	0,31	4,33	5,55
	1994	249	5 183 961	4,80	4,68	0,30	4,09	5,26
	1995	230	5 196 822	4,43	4,31	0,29	3,75	4,87
	1996	311	5 210 049	5,97	5,84	0,33	5,18	6,49
	1997	371	5 226 360	7,10	6,87	0,36	6,17	7,58
	1998	375	5 245 101	7,15	6,73	0,35	6,04	7,42
	1999	397	5 265 714	7,54	7,08	0,36	6,38	7,79
2000	413	5 291 367	7,81	7,28	0,36	6,57	7,99	
2001	243	5 323 183	4,56	4,24	0,28	3,70	4,78	
10	2002	75	5 358 811	1,40	1,25	0,15	0,96	1,53
	2003	96	5 408 377	1,78	1,61	0,17	1,28	1,93
	2004	255	5 421 654	4,70	4,12	0,26	3,60	4,63
	2005	329	5 443 765	6,04	5,22	0,29	4,65	5,79
	2006	356	5 460 966	6,52	5,53	0,30	4,94	6,11
	10	2007	436	5 473 967	7,96	6,51	0,32	5,89
2008		476	5 481 730	8,68	6,87	0,32	6,24	7,49
2009		513	5 487 101	9,35	7,21	0,32	6,58	7,84
2010		480	5 489 927	8,74	6,68	0,31	6,07	7,28

Tabela 60. Taxas de mortalidade por causa externa com intenção indeterminada, brutas e padronizadas pelo método directo por idade (dezoito estratos etários quinquenais) – Homens, 1971 a 2010. População padrão: OCDE.

CID	Ano	Óbitos	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
8	1971	66	4 075 900	1,62	1,90	0,24	1,43	2,38
	1972	24	4 062 500	0,59	0,62	0,13	0,37	0,88
	1973	26	4 047 400	0,64	0,71	0,15	0,42	1,00
	1974	26	4 138 300	0,63	0,83	0,22	0,40	1,26
	1975	28	4 439 800	0,63	0,88	0,22	0,44	1,32
	1976	39	4 592 000	0,85	0,98	0,16	0,66	1,30
	1977	51	4 630 100	1,10	1,40	0,21	0,99	1,81
	1978	40	4 654 400	0,86	1,18	0,25	0,70	1,66
	1979	42	4 676 100	0,90	1,18	0,20	0,80	1,57
9	1980	471	4 685 000	10,05	11,74	0,60	10,57	12,91
	1981	457	4 746 900	9,63	11,02	0,57	9,90	12,13
	1982	489	4 777 100	10,24	11,91	0,59	10,75	13,08
	1983	564	4 799 200	11,75	12,78	0,57	11,67	13,89
	1984	642	4 817 100	13,33	14,88	0,62	13,66	16,10
	1985	631	4 828 300	13,07	14,77	0,64	13,52	16,03
	1986	680	4 828 000	14,08	15,88	0,66	14,58	17,18
	1987	902	4 820 100	18,71	20,73	0,75	19,26	22,19
	1988	1075	4 807 200	22,36	24,89	0,82	23,28	26,50
	1989	858	4 791 500	17,91	19,61	0,72	18,20	21,01
	1990	809	4 812 935	16,81	18,53	0,70	17,16	19,89
	1991	812	4 804 803	16,90	18,24	0,67	16,92	19,56
	1992	812	4 804 660	16,90	18,40	0,68	17,06	19,74

CID	Ano	Óbitos	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
	1993	749	4 809 827	15,57	16,39	0,62	15,17	17,61
	1994	684	4 820 120	14,19	15,38	0,62	14,17	16,59
	1995	699	4 833 554	14,46	15,77	0,62	14,54	16,99
	1996	1010	4 847 812	20,83	22,36	0,73	20,92	23,80
	1997	996	4 864 760	20,47	21,81	0,72	20,41	23,22
	1998	920	4 884 189	18,84	19,78	0,67	18,46	21,10
	1999	1071	4 906 235	21,83	22,99	0,73	21,57	24,42
	2000	1086	4 934 469	22,01	23,22	0,73	21,80	24,65
	2001	608	4 969 816	12,23	12,71	0,53	11,68	13,75
10	2002	222	5 009 592	4,43	4,54	0,31	3,93	5,15
	2003	230	5 066 308	4,54	4,73	0,32	4,10	5,36
	2004	526	5 080 330	10,35	10,72	0,48	9,78	11,66
	2005	682	5 104 848	13,36	14,07	0,55	12,98	15,15
	2006	695	5 122 707	13,57	14,20	0,55	13,12	15,28
10	2007	622	5 134 377	12,11	12,93	0,53	11,89	13,97
	2008	673	5 140 692	13,09	13,74	0,54	12,68	14,80
	2009	645	5 145 388	12,54	13,06	0,52	12,03	14,08
	2010	629	5 147 428	12,22	12,85	0,52	11,83	13,87

Tabela 61. Taxas de mortalidade por causa externa com intenção indeterminada, brutas e padronizadas pelo método directo por sexo e idade (dezoito estratos etários quinquenais), 1971 a 2010. População padrão: OCDE.

CID	Ano	Óbitos	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
8	1971	85	8 600 900	0,99	1,17	0,13	0,91	1,43
	1972	38	8 578 200	0,44	0,47	0,08	0,32	0,62
	1973	37	8 564 200	0,43	0,49	0,09	0,32	0,66
	1974	31	8 782 000	0,35	0,48	0,11	0,25	0,70
	1975	42	9 448 800	0,44	0,60	0,12	0,36	0,84
	1976	50	9 698 900	0,52	0,60	0,09	0,43	0,77
	1977	63	9 773 000	0,64	0,83	0,11	0,61	1,05
	1978	52	9 819 600	0,53	0,71	0,13	0,46	0,96
	1979	54	9 862 700	0,55	0,71	0,10	0,51	0,91
9	1980	656	9 883 800	6,64	7,72	0,33	7,07	8,37
	1981	641	9 851 500	6,51	7,41	0,32	6,78	8,03
	1982	704	9 911 500	7,10	8,19	0,33	7,54	8,85
	1983	793	9 954 800	7,97	8,67	0,32	8,04	9,30
	1984	891	9 989 400	8,92	9,93	0,35	9,24	10,62
	1985	883	10 011 500	8,82	9,89	0,36	9,19	10,60
	1986	939	10 010 700	9,38	10,54	0,37	9,82	11,27
	1987	1274	9 994 100	12,75	14,21	0,43	13,37	15,05
	1988	1440	9 968 400	14,45	16,12	0,45	15,23	17,01
	1989	1170	9 937 400	11,77	12,93	0,40	12,14	13,71
	1990	1142	9 983 218	11,44	12,54	0,39	11,77	13,31
	1991	1121	9 967 878	11,25	12,18	0,38	11,43	12,92
	1992	1097	9 969 953	11,00	11,95	0,38	11,20	12,69
	1993	1008	9 982 591	10,10	10,66	0,35	9,98	11,34
	1994	933	10 004 081	9,33	10,03	0,34	9,36	10,70
	1995	929	10 030 376	9,26	10,04	0,34	9,37	10,71
	1996	1321	10 057 861	13,13	14,10	0,40	13,31	14,89
	1997	1367	10 091 120	13,55	14,34	0,40	13,56	15,13
	1998	1295	10 129 290	12,78	13,25	0,38	12,51	14,00
	1999	1468	10 171 949	14,43	15,04	0,41	14,25	15,83
	2000	1499	10 225 836	14,66	15,25	0,41	14,45	16,05
	2001	851	10 292 999	8,27	8,47	0,30	7,89	9,06
10	2002	297	10 368 403	2,86	2,89	0,17	2,56	3,23
	2003	326	10 474 685	3,11	3,17	0,18	2,82	3,52
	2004	781	10 501 984	7,44	7,42	0,27	6,88	7,95
	2005	1011	10 548 613	9,58	9,64	0,31	9,03	10,26
	2006	1051	10 583 673	9,93	9,86	0,31	9,25	10,48
10	2007	1058	10 608 344	9,97	9,72	0,31	9,12	10,33
	2008	1149	10 622 422	10,82	10,30	0,31	9,69	10,92
	2009	1158	10 632 489	10,89	10,13	0,31	9,53	10,74
	2010	1109	10 637 355	10,43	9,76	0,30	9,17	10,36

Tabela 62. Taxas de mortalidade por causa externa com intenção indeterminada, brutas e padronizadas pelo método directo por idade (dezoito estratos etários quinquenais) – Mulheres, 1971 a 2010. População padrão: Mundial - “Segi”.

CID	Ano	Óbitos	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
8	1971	19	4 525 000	0,42	0,41	0,10	0,22	0,60
	1972	14	4 515 700	0,31	0,28	0,08	0,13	0,43
	1973	11	4 516 800	0,24	0,21	0,06	0,08	0,33
	1974	5	4 643 700	0,11	0,10	0,05	0,01	0,20
	1975	14	5 009 000	0,28	0,27	0,07	0,12	0,42
	1976	11	5 106 900	0,22	0,21	0,06	0,08	0,33
	1977	12	5 142 900	0,23	0,22	0,06	0,09	0,35
	1978	12	5 165 200	0,23	0,23	0,07	0,10	0,37
	1979	12	5 186 600	0,23	0,23	0,07	0,10	0,36
9	1980	185	5 198 800	3,56	3,45	0,26	2,93	3,96
	1981	184	5 104 600	3,60	3,21	0,25	2,72	3,70
	1982	215	5 134 400	4,19	3,73	0,27	3,21	4,25
	1983	229	5 155 600	4,44	4,02	0,28	3,47	4,57
	1984	249	5 172 300	4,81	4,49	0,30	3,90	5,08
	1985	252	5 183 200	4,86	4,41	0,29	3,83	4,98
	1986	259	5 182 700	5,00	4,41	0,30	3,84	4,99
	1987	372	5 174 000	7,19	5,98	0,35	5,30	6,66
	1988	365	5 161 200	7,07	5,65	0,33	5,00	6,29
	1989	312	5 145 900	6,06	4,96	0,31	4,34	5,57
	1990	333	5 170 283	6,44	5,55	0,35	4,87	6,22
	1991	309	5 163 075	5,98	5,05	0,33	4,40	5,71
	1992	285	5 165 293	5,52	4,10	0,28	3,54	4,65
	1993	259	5 172 764	5,01	3,72	0,27	3,19	4,26
	1994	249	5 183 961	4,80	3,61	0,27	3,09	4,13
	1995	230	5 196 822	4,43	3,28	0,25	2,79	3,77
	1996	311	5 210 049	5,97	4,33	0,29	3,75	4,90
	1997	371	5 226 360	7,10	4,94	0,30	4,34	5,53
	1998	375	5 245 101	7,15	4,43	0,28	3,88	4,97
	1999	397	5 265 714	7,54	4,90	0,31	4,30	5,50
2000	413	5 291 367	7,81	5,01	0,30	4,42	5,61	
2001	243	5 323 183	4,56	3,00	0,24	2,53	3,47	
10	2002	75	5 358 811	1,40	0,80	0,12	0,57	1,03
	2003	96	5 408 377	1,78	1,05	0,14	0,77	1,33
	2004	255	5 421 654	4,70	2,34	0,18	1,99	2,70
	2005	329	5 443 765	6,04	2,80	0,20	2,41	3,19
	2006	356	5 460 966	6,52	2,79	0,20	2,40	3,18
	10	2007	436	5 473 967	7,96	2,98	0,20	2,59
2008		476	5 481 730	8,68	2,99	0,18	2,64	3,35
2009		513	5 487 101	9,35	3,18	0,18	2,82	3,54
2010		480	5 489 927	8,74	3,02	0,19	2,64	3,40

Tabela 63. Taxas de mortalidade por causa externa com intenção indeterminada, brutas e padronizadas pelo método directo por idade (dezoito estratos etários quinquenais) – Homens, 1971 a 2010. População padrão: Mundial - “Segi”.

CID	Ano	Óbitos	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
8	1971	66	4 075 900	1,62	1,60	0,20	1,21	1,99
	1972	24	4 062 500	0,59	0,61	0,13	0,36	0,85
	1973	26	4 047 400	0,64	0,60	0,12	0,36	0,83
	1974	26	4 138 300	0,63	0,63	0,13	0,38	0,88
	1975	28	4 439 800	0,63	0,63	0,12	0,39	0,87
	1976	39	4 592 000	0,85	0,81	0,13	0,55	1,06
	1977	51	4 630 100	1,10	1,04	0,15	0,75	1,33
	1978	40	4 654 400	0,86	0,86	0,14	0,59	1,13
	1979	42	4 676 100	0,90	0,86	0,13	0,60	1,12
9	1980	471	4 685 000	10,05	9,74	0,46	8,84	10,63
	1981	457	4 746 900	9,63	9,21	0,44	8,35	10,07
	1982	489	4 777 100	10,24	9,45	0,44	8,60	10,31
	1983	564	4 799 200	11,75	11,10	0,48	10,17	12,04
	1984	642	4 817 100	13,33	12,11	0,49	11,15	13,06
	1985	631	4 828 300	13,07	12,15	0,49	11,18	13,12
	1986	680	4 828 000	14,08	13,14	0,52	12,12	14,15
	1987	902	4 820 100	18,71	16,97	0,58	15,83	18,12
	1988	1075	4 807 200	22,36	20,42	0,65	19,15	21,69
	1989	858	4 791 500	17,91	15,84	0,56	14,74	16,94
	1990	809	4 812 935	16,81	15,15	0,56	14,06	16,24
	1991	812	4 804 803	16,90	15,02	0,56	13,92	16,11
	1992	812	4 804 660	16,90	14,73	0,54	13,66	15,80

CID	Ano	Óbitos	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
	1993	749	4 809 827	15,57	13,41	0,52	12,40	14,42
	1994	684	4 820 120	14,19	11,89	0,48	10,94	12,84
	1995	699	4 833 554	14,46	11,74	0,47	10,82	12,66
	1996	1010	4 847 812	20,83	17,31	0,58	16,18	18,44
	1997	996	4 864 760	20,47	16,36	0,55	15,28	17,43
	1998	920	4 884 189	18,84	14,94	0,52	13,92	15,97
	1999	1071	4 906 235	21,83	17,00	0,55	15,91	18,09
	2000	1086	4 934 469	22,01	17,40	0,57	16,28	18,51
	2001	608	4 969 816	12,23	9,70	0,43	8,86	10,54
10	2002	222	5 009 592	4,43	3,31	0,24	2,84	3,78
	2003	230	5 066 308	4,54	3,35	0,24	2,88	3,82
	2004	526	5 080 330	10,35	7,24	0,34	6,57	7,91
	2005	682	5 104 848	13,36	9,32	0,40	8,53	10,11
	2006	695	5 122 707	13,57	9,12	0,38	8,37	9,87
10	2007	622	5 134 377	12,11	7,39	0,33	6,75	8,02
	2008	673	5 140 692	13,09	7,68	0,33	7,04	8,32
	2009	645	5 145 388	12,54	7,37	0,32	6,73	8,00
	2010	629	5 147 428	12,22	7,25	0,33	6,61	7,89

Tabela 64. Taxas de mortalidade por causa externa com intenção indeterminada, brutas e padronizadas pelo método directo por sexo e idade (dezoito estratos etários quinquenais), 1971 a 2010. População padrão: Mundial - “Segi”.

CID	Ano	Óbitos	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
8	1971	85	8 600 900	0,99	1,00	0,11	0,79	1,22
	1972	38	8 578 200	0,44	0,44	0,07	0,30	0,59
	1973	37	8 564 200	0,43	0,40	0,07	0,27	0,53
	1974	31	8 782 000	0,35	0,37	0,07	0,23	0,50
	1975	42	9 448 800	0,44	0,45	0,07	0,31	0,59
	1976	50	9 698 900	0,52	0,51	0,07	0,37	0,65
	1977	63	9 773 000	0,64	0,63	0,08	0,47	0,79
	1978	52	9 819 600	0,53	0,55	0,08	0,39	0,70
	1979	54	9 862 700	0,55	0,54	0,07	0,40	0,69
9	1980	656	9 883 800	6,64	6,59	0,26	6,08	7,11
	1981	641	9 851 500	6,51	6,21	0,25	5,72	6,70
	1982	704	9 911 500	7,10	6,59	0,26	6,09	7,09
	1983	793	9 954 800	7,97	7,56	0,28	7,02	8,10
	1984	891	9 989 400	8,92	8,30	0,29	7,74	8,86
	1985	883	10 011 500	8,82	8,28	0,29	7,72	8,84
	1986	939	10 010 700	9,38	8,78	0,30	8,19	9,36
	1987	1274	9 994 100	12,75	11,48	0,34	10,81	12,14
	1988	1440	9 968 400	14,45	13,03	0,36	12,32	13,75
	1989	1170	9 937 400	11,77	10,40	0,32	9,77	11,03
	1990	1142	9 983 218	11,44	10,35	0,33	9,71	10,99
	1991	1121	9 967 878	11,25	10,03	0,32	9,40	10,67
	1992	1097	9 969 953	11,00	9,41	0,31	8,81	10,01
	1993	1008	9 982 591	10,10	8,57	0,29	8,00	9,14
	1994	933	10 004 081	9,33	7,75	0,28	7,21	8,29
	1995	929	10 030 376	9,26	7,51	0,27	6,99	8,03
	1996	1321	10 057 861	13,13	10,82	0,32	10,18	11,45
	1997	1367	10 091 120	13,55	10,65	0,31	10,03	11,26
	1998	1295	10 129 290	12,78	9,69	0,30	9,11	10,27
	1999	1468	10 171 949	14,43	10,95	0,32	10,33	11,57
	2000	1499	10 225 836	14,66	11,21	0,32	10,58	11,84
	2001	851	10 292 999	8,27	6,35	0,25	5,87	6,83
10	2002	297	10 368 403	2,86	2,06	0,13	1,79	2,32
	2003	326	10 474 685	3,11	2,20	0,14	1,92	2,47
	2004	781	10 501 984	7,44	4,79	0,19	4,41	5,17
	2005	1011	10 548 613	9,58	6,06	0,22	5,62	6,50
	2006	1051	10 583 673	9,93	5,95	0,22	5,53	6,38
10	2007	1058	10 608 344	9,97	5,18	0,19	4,81	5,56
	2008	1149	10 622 422	10,82	5,33	0,19	4,97	5,70
	2009	1158	10 632 489	10,89	5,28	0,19	4,91	5,64
	2010	1109	10 637 355	10,43	5,14	0,19	4,76	5,51

Tabela 65. Taxas de mortalidade por causa externa com intenção indeterminada, brutas e padronizadas pelo método directo por idade (dezoito estratos etários quinquenais) – Mulheres, 1971 a 2010. População padrão: Mundial – Organização Mundial de Saúde (OMS).

CID	Ano	Óbitos	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
8	1971	19	4 525 000	0,42	0,40	0,09	0,22	0,58
	1972	14	4 515 700	0,31	0,27	0,07	0,13	0,42
	1973	11	4 516 800	0,24	0,22	0,07	0,09	0,35
	1974	5	4 643 700	0,11	0,11	0,05	0,01	0,20
	1975	14	5 009 000	0,28	0,29	0,08	0,14	0,45
	1976	11	5 106 900	0,22	0,20	0,06	0,08	0,32
	1977	12	5 142 900	0,23	0,23	0,07	0,10	0,36
	1978	12	5 165 200	0,23	0,23	0,07	0,10	0,36
	1979	12	5 186 600	0,23	0,23	0,07	0,10	0,36
9	1980	185	5 198 800	3,56	3,44	0,26	2,94	3,95
	1981	184	5 104 600	3,60	3,34	0,25	2,84	3,83
	1982	215	5 134 400	4,19	3,90	0,27	3,36	4,43
	1983	229	5 155 600	4,44	4,15	0,28	3,59	4,70
	1984	249	5 172 300	4,81	4,64	0,30	4,05	5,23
	1985	252	5 183 200	4,86	4,56	0,30	3,98	5,14
	1986	259	5 182 700	5,00	4,53	0,29	3,96	5,10
	1987	372	5 174 000	7,19	6,25	0,34	5,58	6,91
	1988	365	5 161 200	7,07	5,95	0,33	5,30	6,59
	1989	312	5 145 900	6,06	5,16	0,31	4,56	5,77
	1990	333	5 170 283	6,44	5,61	0,33	4,97	6,25
	1991	309	5 163 075	5,98	5,14	0,32	4,52	5,76
	1992	285	5 165 293	5,52	4,31	0,28	3,77	4,86
	1993	259	5 172 764	5,01	3,97	0,27	3,44	4,49
	1994	249	5 183 961	4,80	3,81	0,26	3,29	4,32
	1995	230	5 196 822	4,43	3,47	0,25	2,98	3,95
	1996	311	5 210 049	5,97	4,60	0,29	4,03	5,16
	1997	371	5 226 360	7,10	5,28	0,30	4,69	5,88
	1998	375	5 245 101	7,15	4,82	0,28	4,27	5,36
1999	397	5 265 714	7,54	5,24	0,30	4,65	5,82	
2000	413	5 291 367	7,81	5,39	0,30	4,80	5,98	
2001	243	5 323 183	4,56	3,16	0,23	2,71	3,61	
10	2002	75	5 358 811	1,40	0,88	0,12	0,65	1,11
	2003	96	5 408 377	1,78	1,13	0,14	0,86	1,39
	2004	255	5 421 654	4,70	2,66	0,19	2,29	3,03
	2005	329	5 443 765	6,04	3,19	0,21	2,79	3,59
	2006	356	5 460 966	6,52	3,27	0,21	2,86	3,68
	2007	436	5 473 967	7,96	3,53	0,20	3,13	3,92
10	2008	476	5 481 730	8,68	3,63	0,20	3,25	4,02
	2009	513	5 487 101	9,35	3,84	0,20	3,45	4,23
	2010	480	5 489 927	8,74	3,57	0,20	3,18	3,97

Tabela 66. Taxas de mortalidade por causa externa com intenção indeterminada, brutas e padronizadas pelo método directo por idade (dezoito estratos etários quinquenais) – Homens, 1971 a 2010. População padrão: Mundial – Organização Mundial de Saúde (OMS).

CID	Ano	Óbitos	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
8	1971	66	4 075 900	1,62	1,70	0,21	1,28	2,11
	1972	24	4 062 500	0,59	0,63	0,13	0,38	0,89
	1973	26	4 047 400	0,64	0,63	0,12	0,38	0,87
	1974	26	4 138 300	0,63	0,66	0,14	0,40	0,93
	1975	28	4 439 800	0,63	0,67	0,13	0,41	0,94
	1976	39	4 592 000	0,85	0,82	0,13	0,56	1,08
	1977	51	4 630 100	1,10	1,15	0,16	0,83	1,47
	1978	40	4 654 400	0,86	0,94	0,16	0,64	1,25
	1979	42	4 676 100	0,90	0,95	0,15	0,66	1,25
9	1980	471	4 685 000	10,05	10,22	0,48	9,29	11,16
	1981	457	4 746 900	9,63	9,60	0,45	8,71	10,50
	1982	489	4 777 100	10,24	10,12	0,46	9,21	11,03
	1983	564	4 799 200	11,75	11,50	0,49	10,54	12,46
	1984	642	4 817 100	13,33	12,82	0,51	11,82	13,83
	1985	631	4 828 300	13,07	12,83	0,52	11,81	13,84
	1986	680	4 828 000	14,08	13,85	0,54	12,80	14,91
	1987	902	4 820 100	18,71	17,91	0,60	16,72	19,09
	1988	1075	4 807 200	22,36	21,36	0,66	20,07	22,66
	1989	858	4 791 500	17,91	16,79	0,58	15,65	17,93

CID	Ano	Óbitos	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
	1990	809	4 812 935	16,81	15,95	0,57	14,84	17,07
	1991	812	4 804 803	16,90	15,78	0,57	14,67	16,89
	1992	812	4 804 660	16,90	15,67	0,56	14,57	16,77
	1993	749	4 809 827	15,57	14,18	0,53	13,14	15,22
	1994	684	4 820 120	14,19	12,69	0,50	11,71	13,66
	1995	699	4 833 554	14,46	12,70	0,49	11,74	13,67
	1996	1010	4 847 812	20,83	18,46	0,60	17,29	19,62
	1997	996	4 864 760	20,47	17,72	0,58	16,59	18,85
	1998	920	4 884 189	18,84	16,01	0,54	14,95	17,08
	1999	1071	4 906 235	21,83	18,42	0,58	17,28	19,56
	2000	1086	4 934 469	22,01	18,77	0,59	17,61	19,92
	2001	608	4 969 816	12,23	10,36	0,44	9,50	11,22
10	2002	222	5 009 592	4,43	3,60	0,25	3,11	4,09
	2003	230	5 066 308	4,54	3,66	0,25	3,17	4,15
	2004	526	5 080 330	10,35	7,96	0,36	7,25	8,66
	2005	682	5 104 848	13,36	10,25	0,42	9,44	11,06
	2006	695	5 122 707	13,57	10,20	0,41	9,41	11,00
10	2007	622	5 134 377	12,11	8,42	0,35	7,72	9,11
	2008	673	5 140 692	13,09	8,83	0,36	8,12	9,53
	2009	645	5 145 388	12,54	8,39	0,35	7,70	9,07
	2010	629	5 147 428	12,22	8,19	0,35	7,50	8,87

Tabela 67. Taxas de mortalidade por causa externa com intenção indeterminada, brutas e padronizadas pelo método directo por sexo e idade (dezoito estratos etários quinquenais), 1971 a 2010. População padrão: Mundial – Organização Mundial de Saúde (OMS).

CID	Ano	Óbitos	População	Taxas (por 100.000)			Intervalo de Confiança (95%)	
				Bruta	Ajustada	Erro Padrão	Lim. Inferior	Lim. Superior
8	1971	85	8 600 900	0,99	1,05	0,12	0,82	1,27
	1972	38	8 578 200	0,44	0,45	0,08	0,31	0,60
	1973	37	8 564 200	0,43	0,42	0,07	0,29	0,56
	1974	31	8 782 000	0,35	0,39	0,07	0,24	0,53
	1975	42	9 448 800	0,44	0,48	0,08	0,33	0,63
	1976	50	9 698 900	0,52	0,51	0,07	0,37	0,65
	1977	63	9 773 000	0,64	0,69	0,09	0,52	0,86
	1978	52	9 819 600	0,53	0,59	0,08	0,42	0,75
	1979	54	9 862 700	0,55	0,59	0,08	0,43	0,75
9	1980	656	9 883 800	6,64	6,83	0,27	6,30	7,36
	1981	641	9 851 500	6,51	6,47	0,26	5,96	6,98
	1982	704	9 911 500	7,10	7,01	0,27	6,48	7,54
	1983	793	9 954 800	7,97	7,82	0,28	7,27	8,37
	1984	891	9 989 400	8,92	8,73	0,30	8,15	9,31
	1985	883	10 011 500	8,82	8,69	0,30	8,11	9,28
	1986	939	10 010 700	9,38	9,19	0,31	8,59	9,79
	1987	1274	9 994 100	12,75	12,08	0,35	11,40	12,76
	1988	1440	9 968 400	14,45	13,66	0,37	12,93	14,38
	1989	1170	9 937 400	11,77	10,98	0,33	10,33	11,62
	1990	1142	9 983 218	11,44	10,78	0,33	10,14	11,43
	1991	1121	9 967 878	11,25	10,46	0,32	9,83	11,10
	1992	1097	9 969 953	11,00	9,99	0,31	9,38	10,60
	1993	1008	9 982 591	10,10	9,07	0,30	8,49	9,66
	1994	933	10 004 081	9,33	8,25	0,28	7,70	8,80
	1995	929	10 030 376	9,26	8,09	0,28	7,55	8,63
	1996	1321	10 057 861	13,13	11,53	0,33	10,88	12,17
	1997	1367	10 091 120	13,55	11,50	0,33	10,86	12,14
	1998	1295	10 129 290	12,78	10,41	0,31	9,81	11,01
	1999	1468	10 171 949	14,43	11,83	0,33	11,19	12,47
	2000	1499	10 225 836	14,66	12,08	0,33	11,43	12,73
	2001	851	10 292 999	8,27	6,76	0,25	6,27	7,24
10	2002	297	10 368 403	2,86	2,24	0,14	1,97	2,51
	2003	326	10 474 685	3,11	2,39	0,14	2,11	2,67
	2004	781	10 501 984	7,44	5,31	0,20	4,91	5,71
	2005	1011	10 548 613	9,58	6,72	0,23	6,27	7,17
	2006	1051	10 583 673	9,93	6,74	0,23	6,29	7,18
10	2007	1058	10 608 344	9,97	5,97	0,20	5,57	6,37
	2008	1149	10 622 422	10,82	6,23	0,20	5,83	6,63
	2009	1158	10 632 489	10,89	6,11	0,20	5,72	6,51
	2010	1109	10 637 355	10,43	5,88	0,20	5,49	6,28

Anexo III

Cartogramas e Figuras

Suicídio na Europa *Intentional self-harm (X60-X84)* 1994-2010

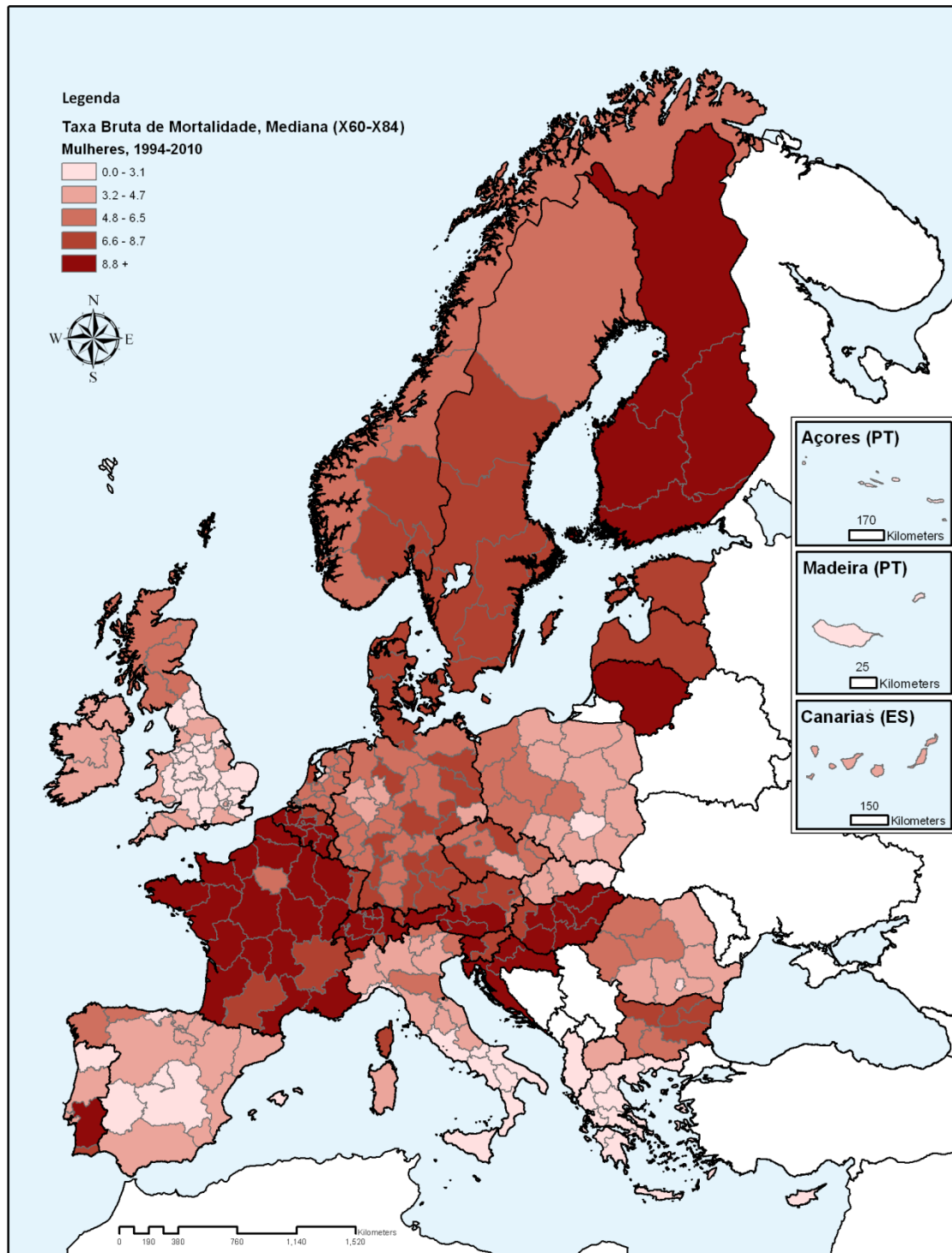


Figura 1. Suicídio na Europa por NUTS II de 1994 a 2010 - Mulheres. Mediana das taxas brutas anuais no período considerado, por 100.000 habitantes. Pontos de corte: quintis.

Suicídio na Europa
Intentional self-harm (X60-X84)
 1994-2010

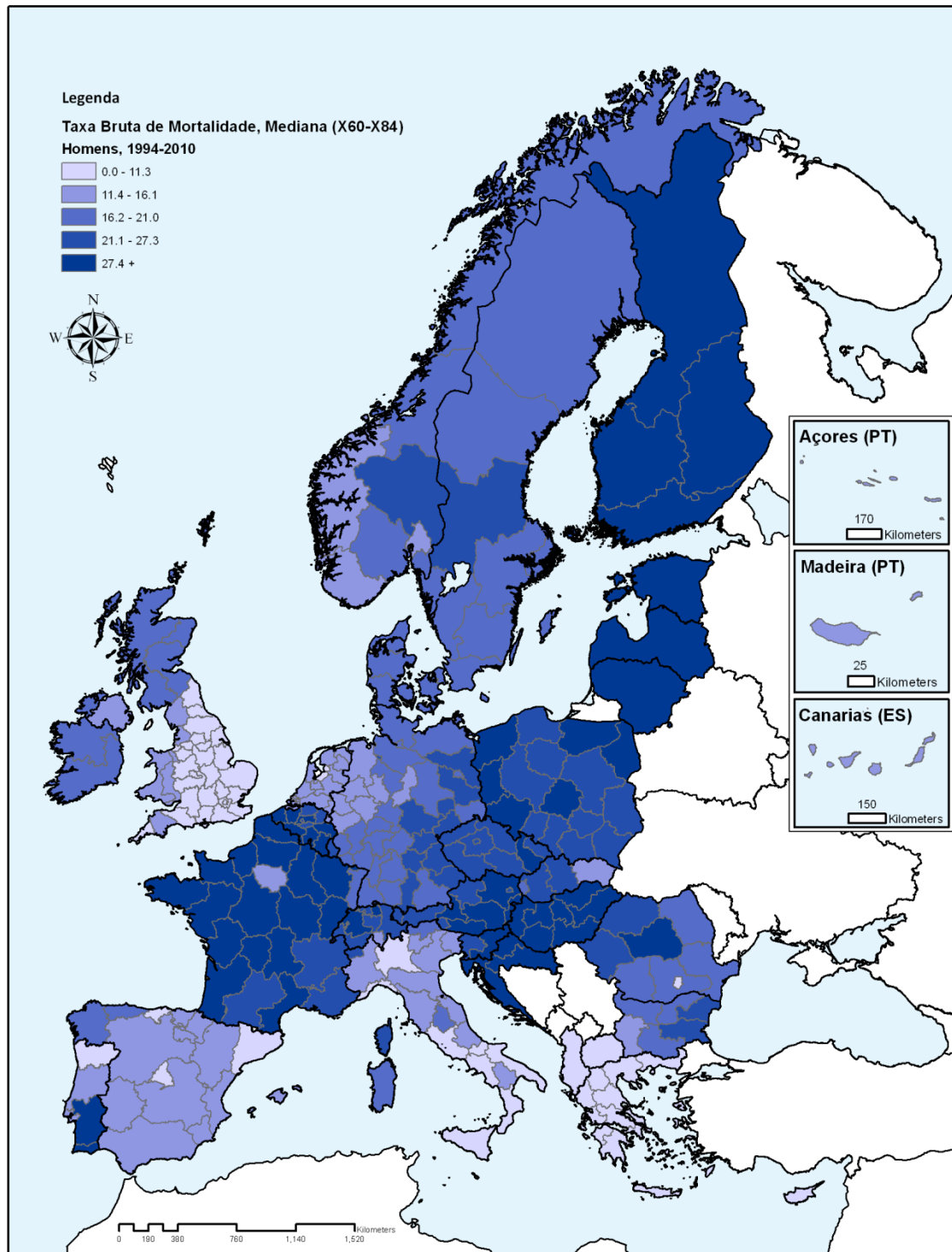


Figura 2. Suicídio na Europa por NUTS II de 1994 a 2010 - Homens. Mediana das taxas brutas anuais no período considerado, por 100.000 habitantes. Pontos de corte: quintis.

Suicídio na Europa

Intentional self-harm (X60-X84)

1994-2010

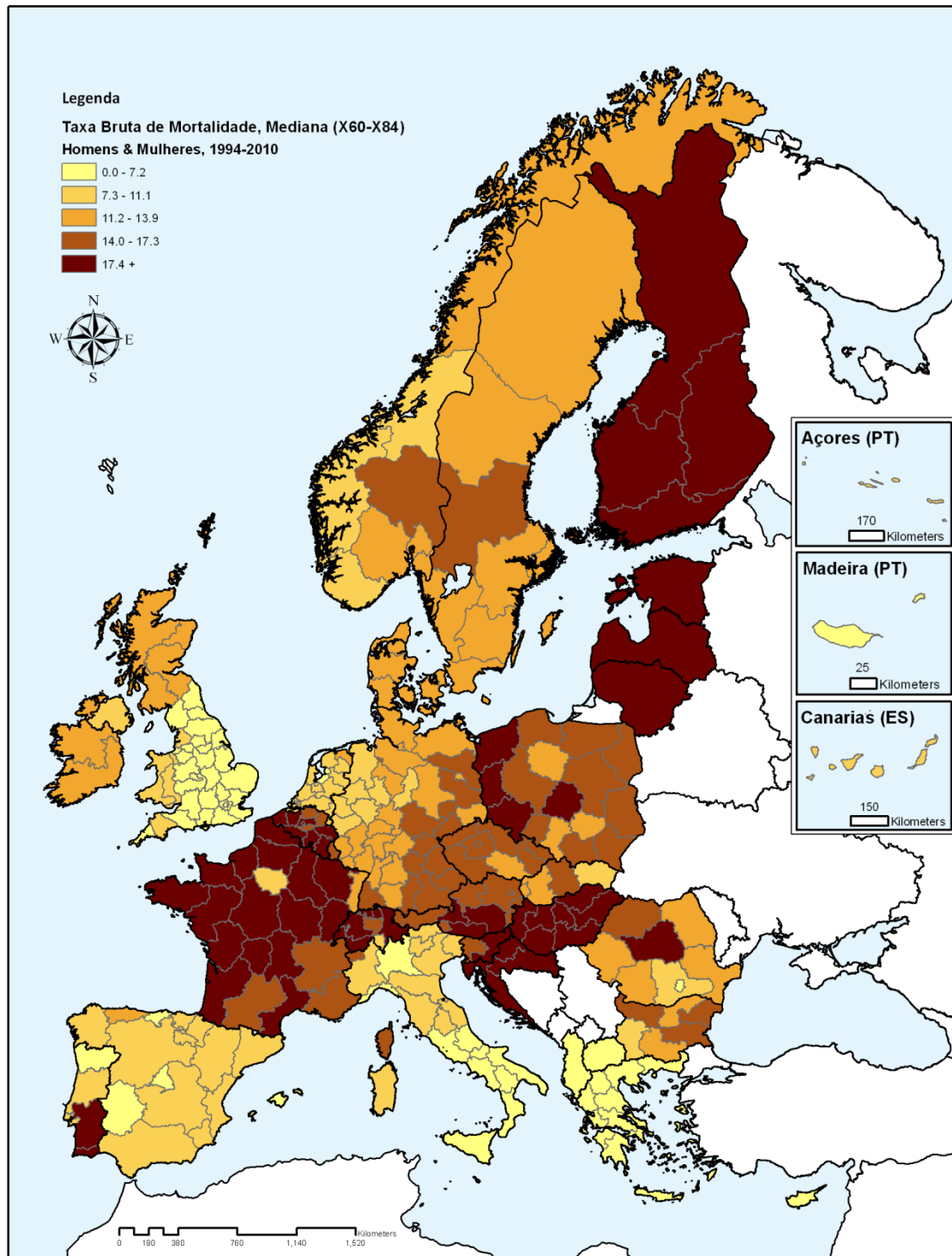


Figura 3. Suicídio na Europa por NUTS II de 1994 a 2010 - ambos os sexos. Mediana das taxas brutas anuais no período considerado, por 100.000 habitantes. Pontos de corte: quintis.

Suicídio na Europa
Intentional self-harm (X60-X84)
 1994-2010

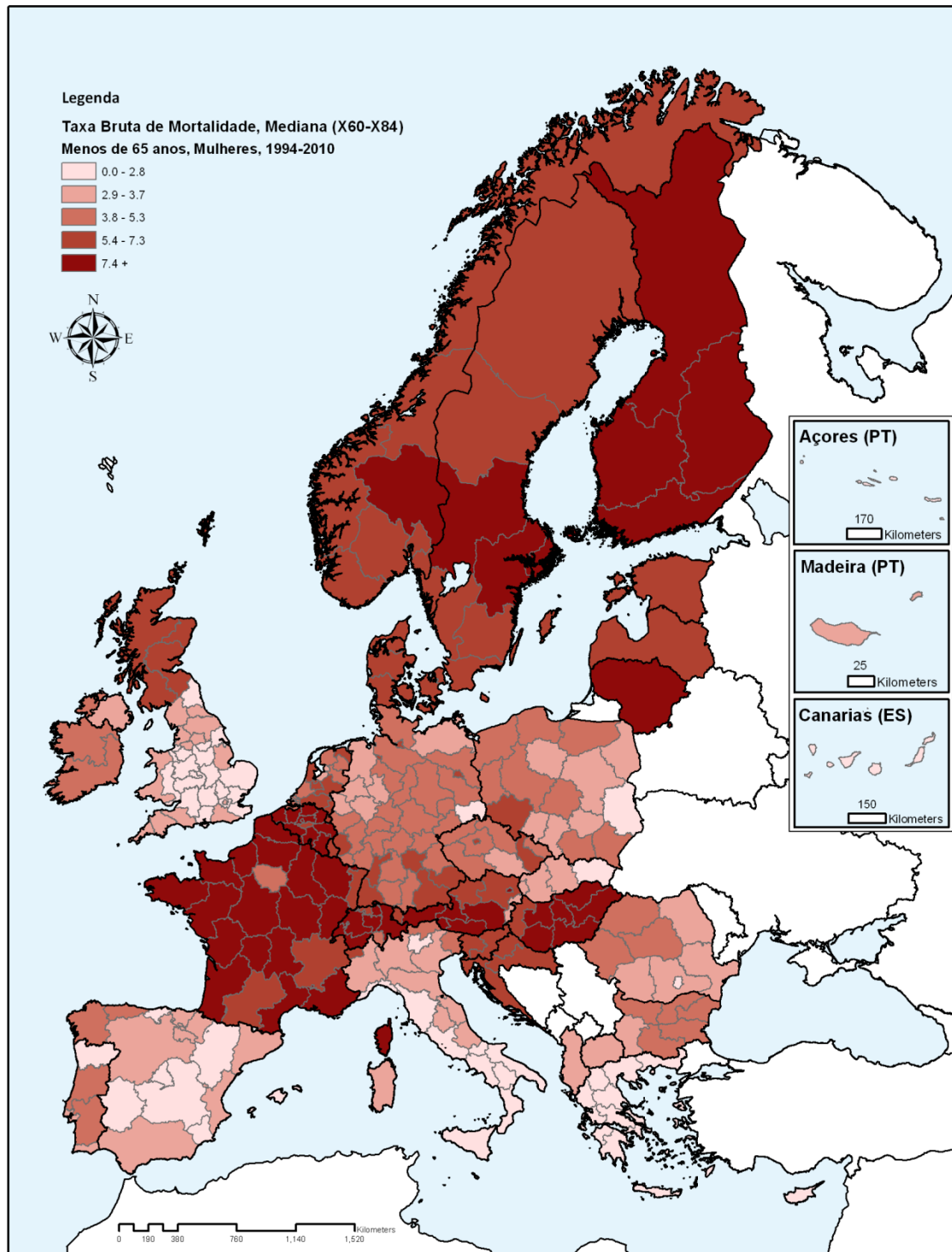


Figura 4. Suicídio na Europa por NUTS II de 1994 a 2010 - Mulheres com menos de 65 anos de idade. Mediana das taxas anuais no período considerado, por 100.000 habitantes. Pontos de corte: quintis.

Suicídio na Europa
Intentional self-harm (X60-X84)
 1994-2010

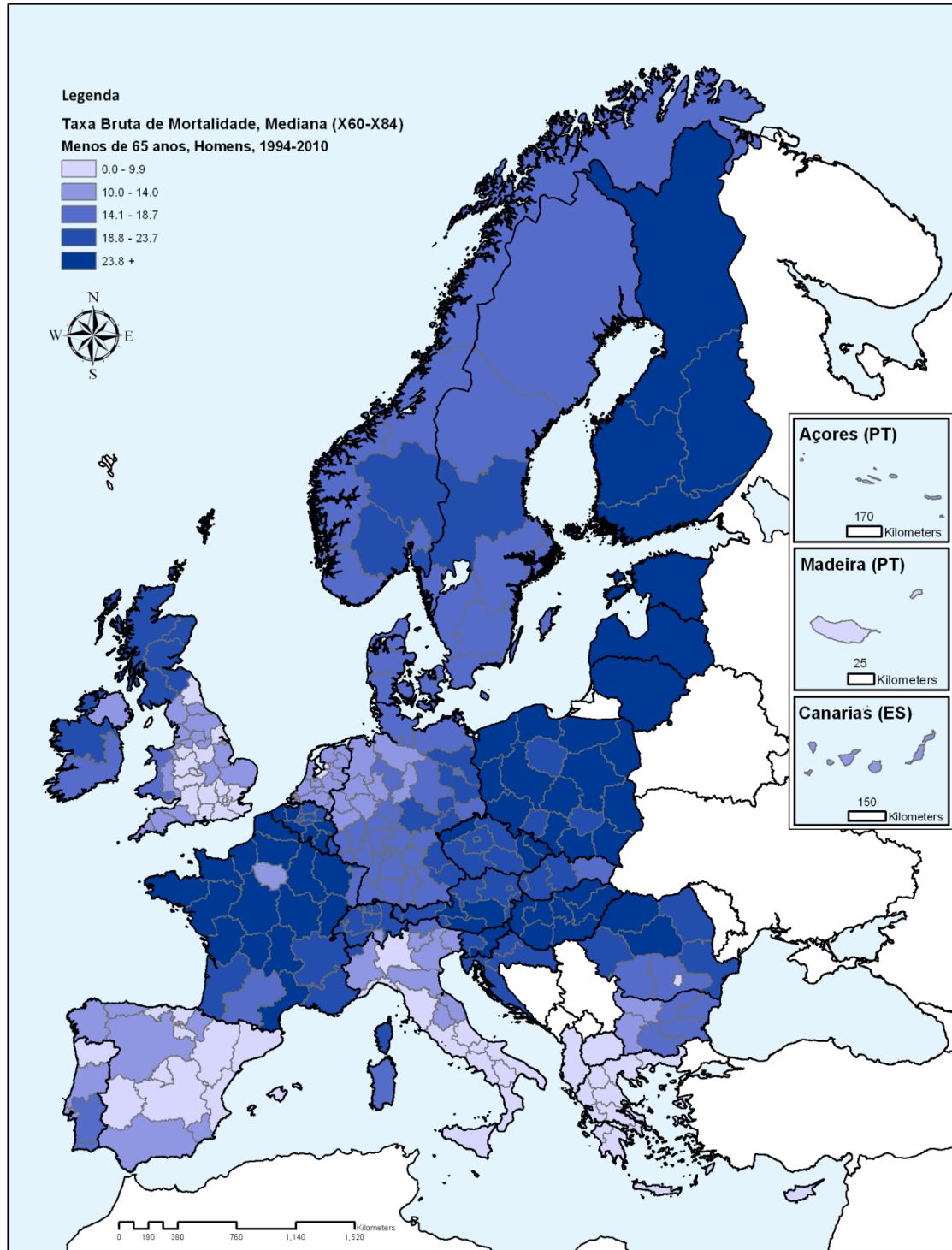


Figura 5. Suicídio na Europa por NUTS II de 1994 a 2010 - Homens com menos de 65 anos de idade. Mediana das taxas anuais no período considerado, por 100.000 habitantes. Pontos de corte: quintis.

Suicídio na Europa
Intentional self-harm (X60-X84)
 1994-2010

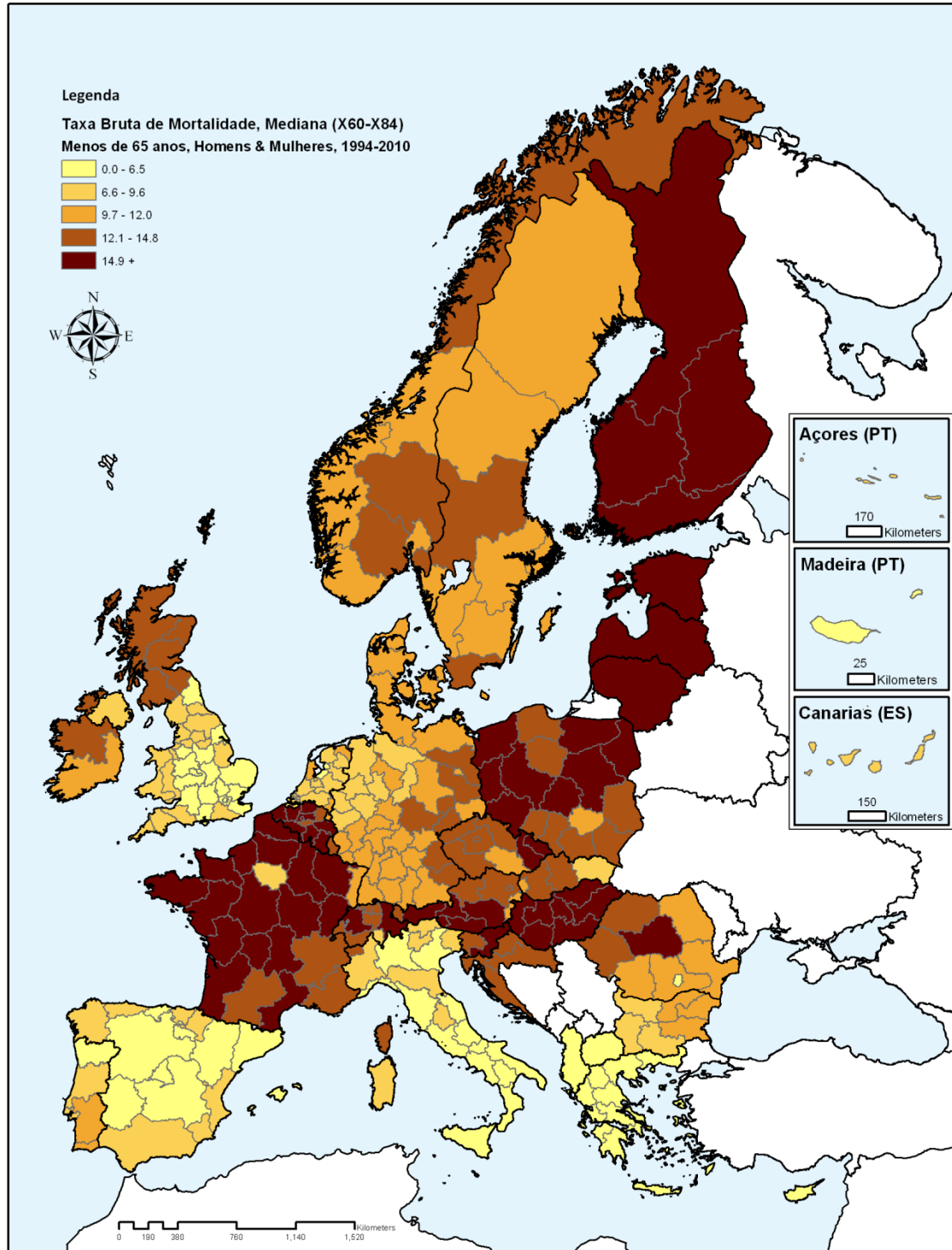


Figura 6. Suicídio na Europa por NUTS II de 1994 a 2010 - ambos os sexos e idade inferior a 65 anos. Mediana das taxas de mortalidade por 100.000 habitantes. Pontos de corte: quintis.

Suicídio na Europa
Intentional self-harm (X60-X84)
 1994-2010

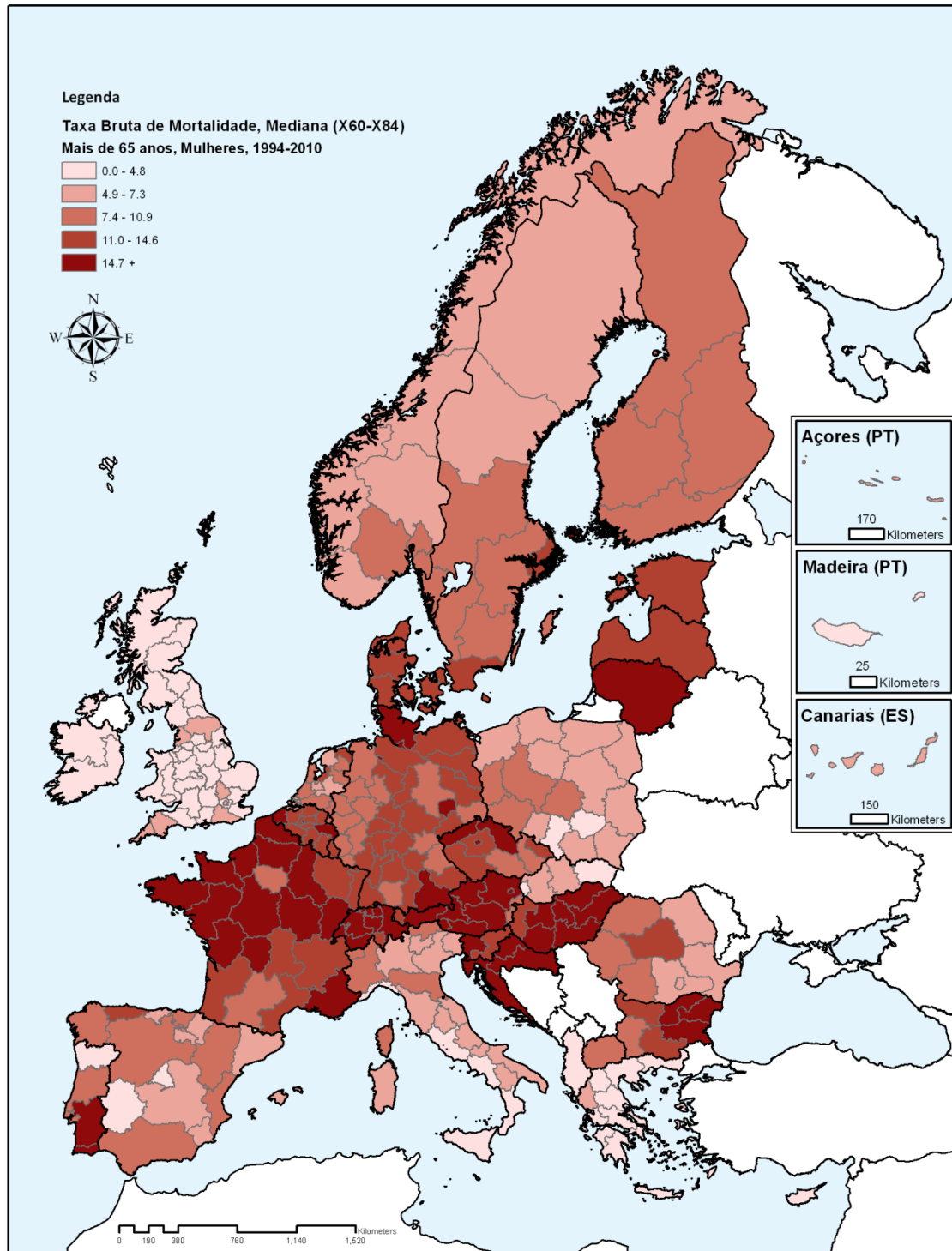


Figura 7. Suicídio na Europa por NUTS II de 1994 a 2010 - Mulheres com mais de 65 anos de idade. Mediana das taxas anuais no período considerado, por 100.000 habitantes. Pontos de corte: quintis.

Suicídio na Europa
Intentional self-harm (X60-X84)
 1994-2010

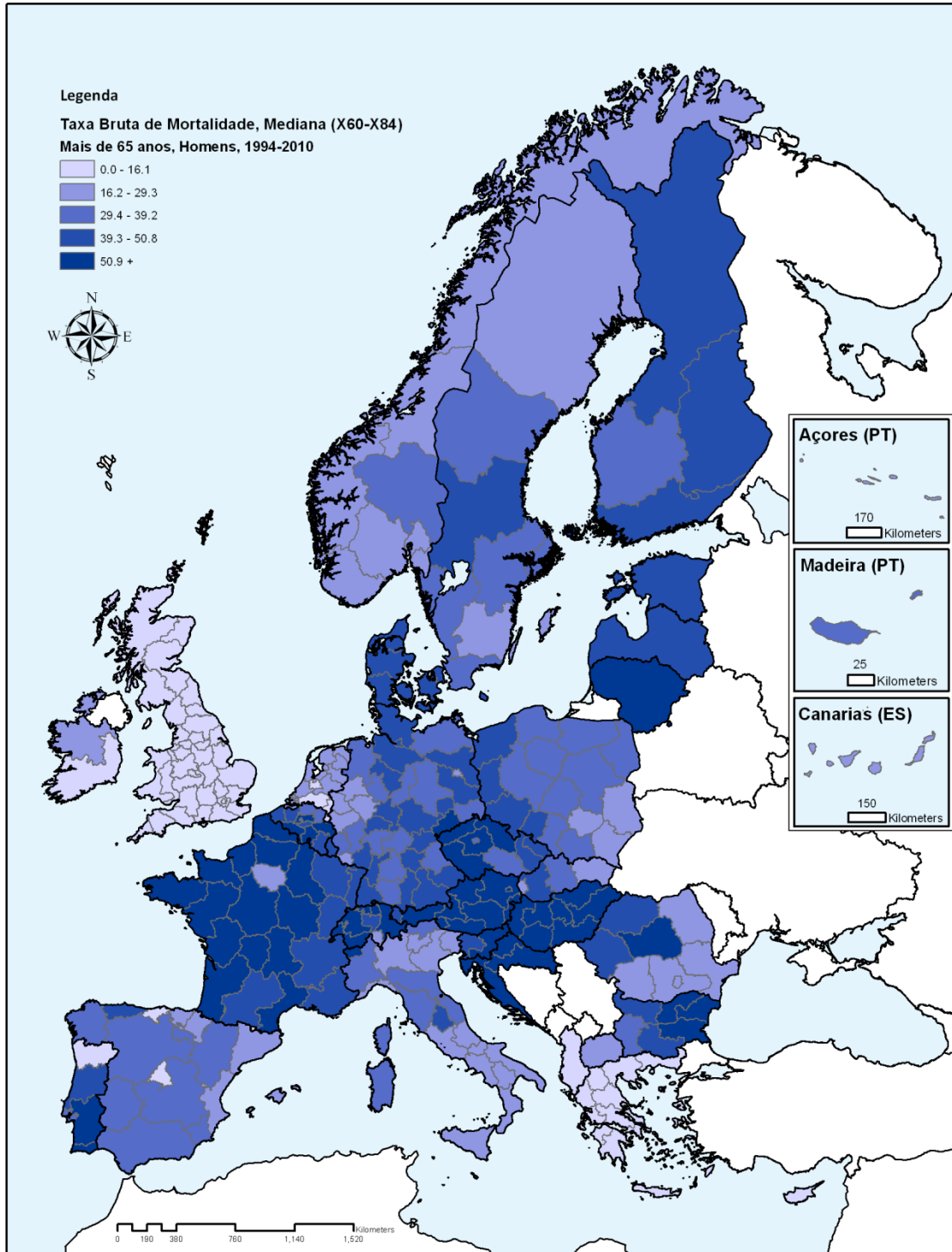


Figura 8. Suicídio na Europa por NUTS II de 1994 a 2010 - Homens com mais de 65 anos de idade. Mediana das taxas anuais no período considerado, por 100.000 habitantes. Pontos de corte: quintis.

Suicídio na Europa
Intentional self-harm (X60-X84)
 1994-2010

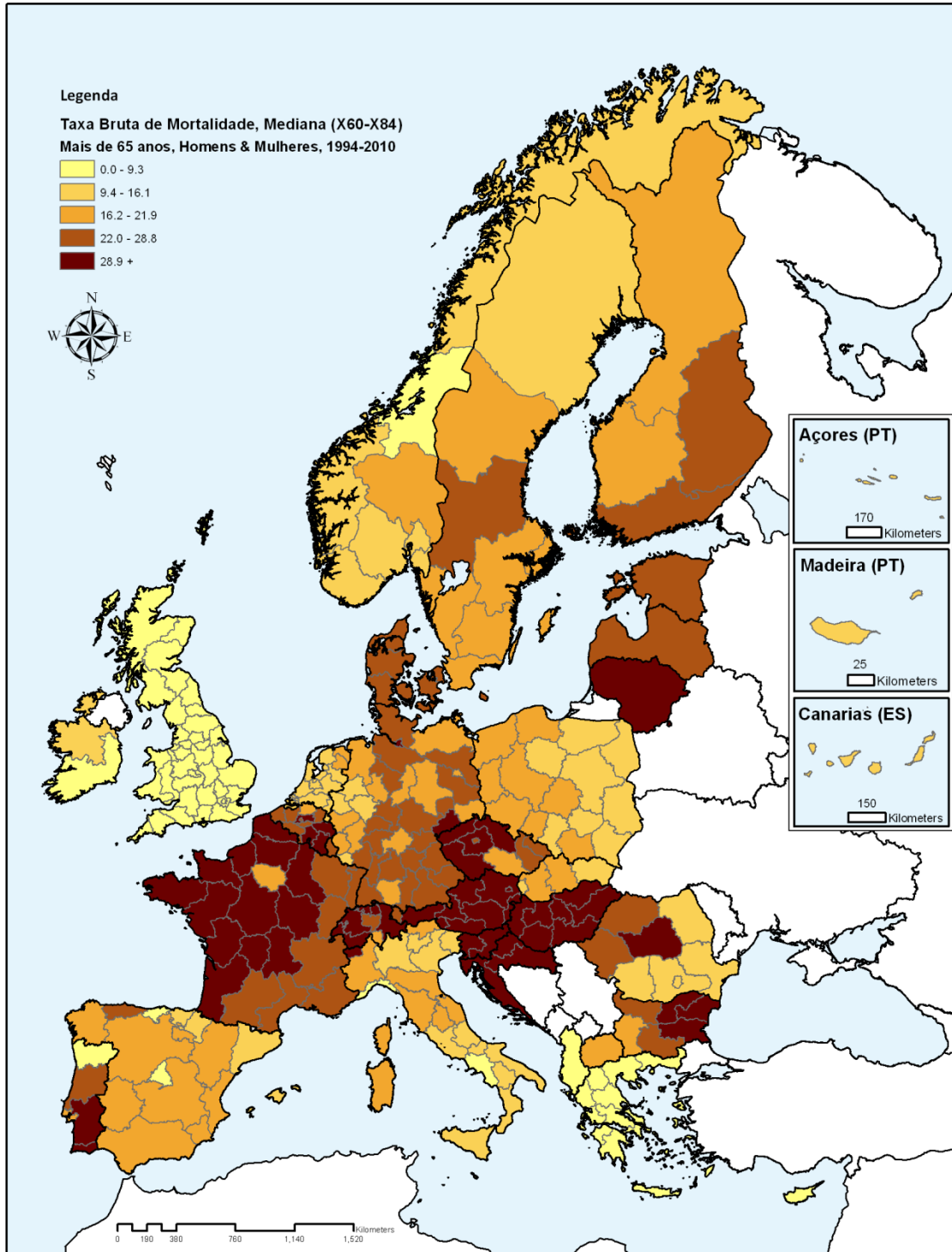


Figura 9. Suicídio na Europa por NUTS II de 1994 a 2010 - ambos os sexos e idade superior a 65 anos. Mediana das taxas anuais no período considerado, por 100.000 habitantes. Pontos de corte: quintis.

Suicídio na Europa

Intentional self-harm (X60-X84)

1994-2010

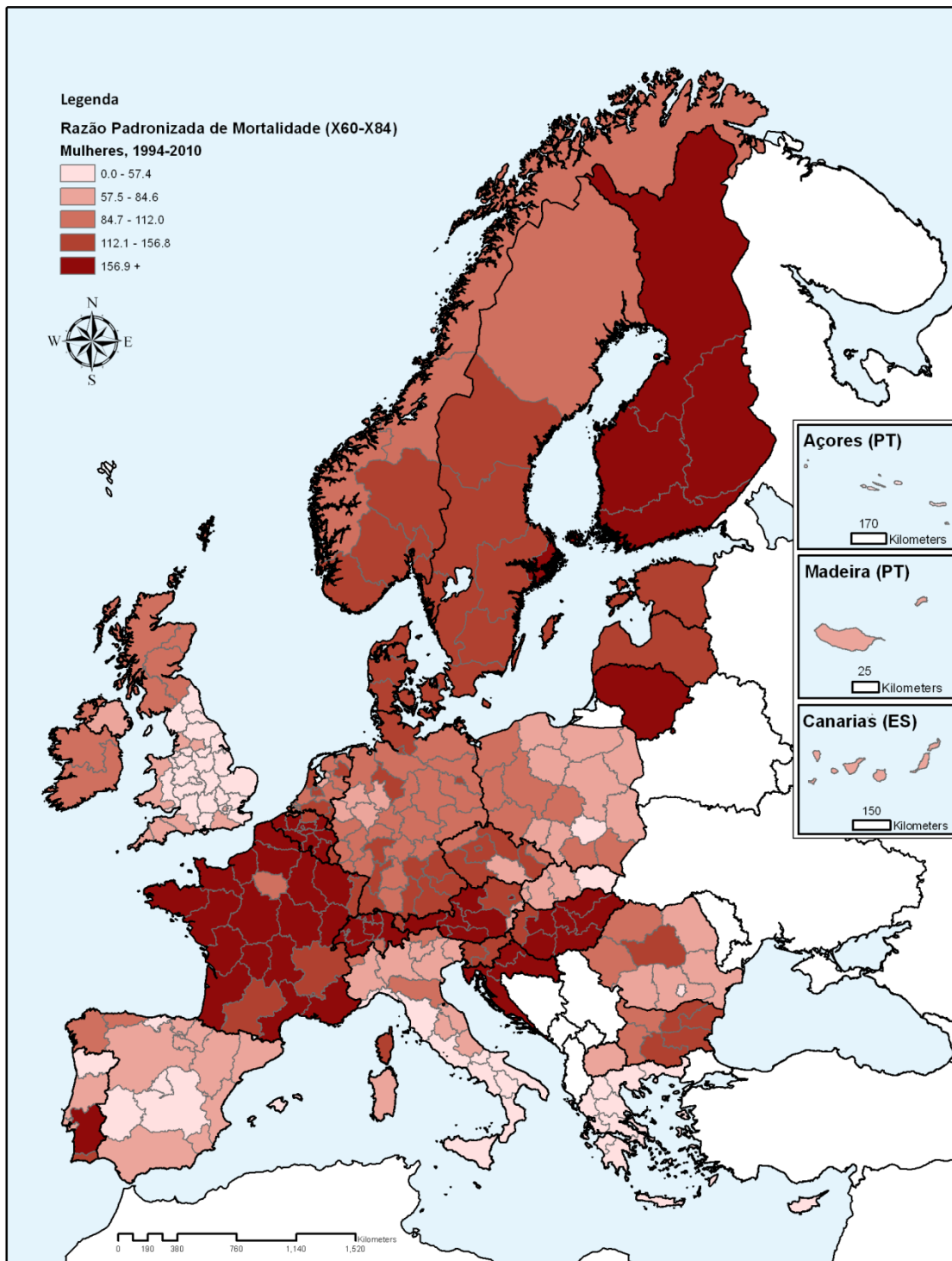


Figura 10. Suicídio na Europa por NUTS II de 1994 a 2010 - Mulheres. Padronização por grupos etários quinquenais calculada pelo método indirecto (%). Taxas de referência: EU 27, mediana para o período homólogo. Pontos de corte: quintis.

Suicídio na Europa

Intentional self-harm (X60-X84)

1994-2010

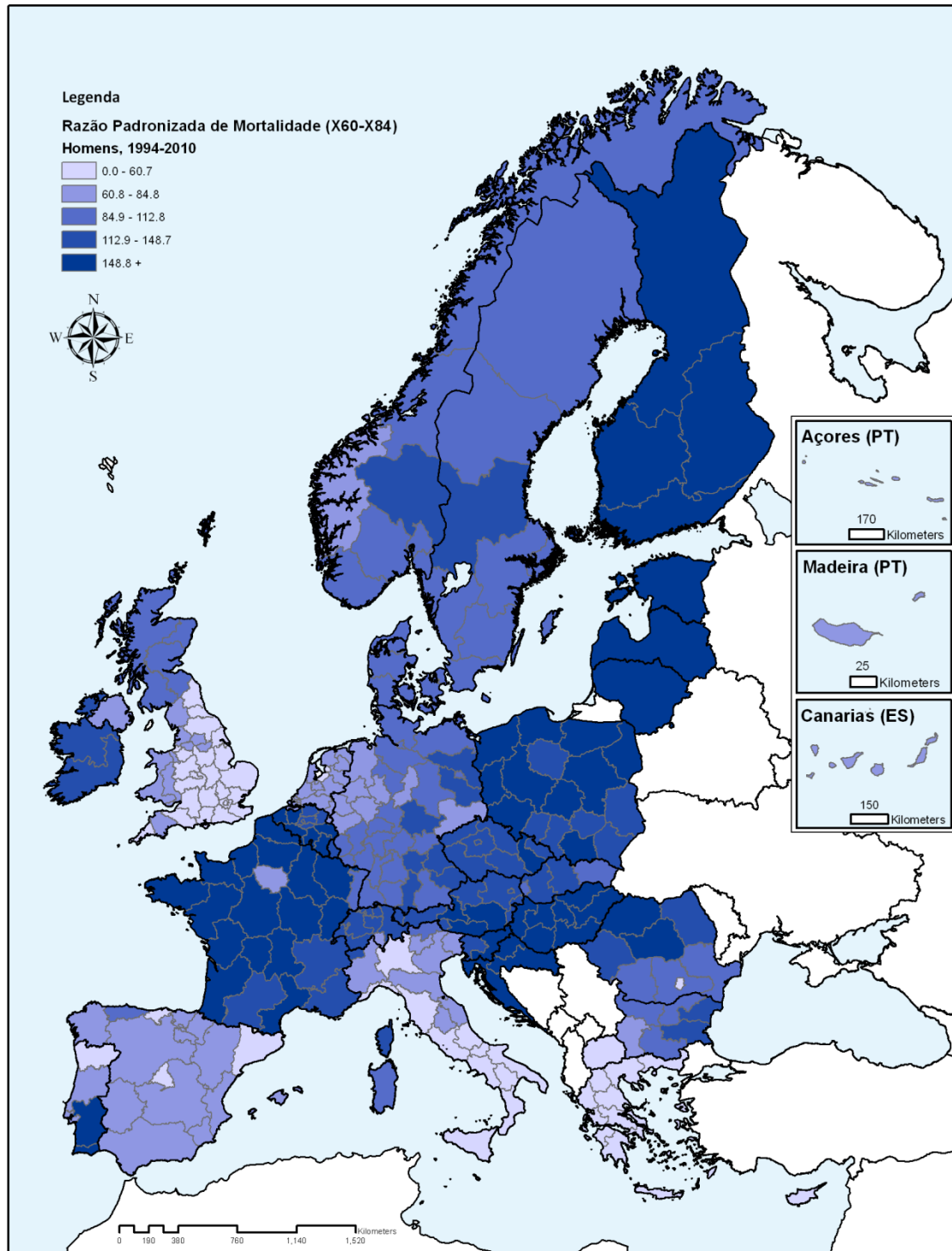


Figura 11. Suicídio na Europa por NUTS II de 1994 a 2010 - Homens. Padronização por grupos etários quinquenais calculada pelo método indirecto (%). Taxas de referência: EU 27, mediana para o período homólogo. Pontos de corte: quintis.

Suicídio na Europa

Intentional self-harm (X60-X84)

1994-2010

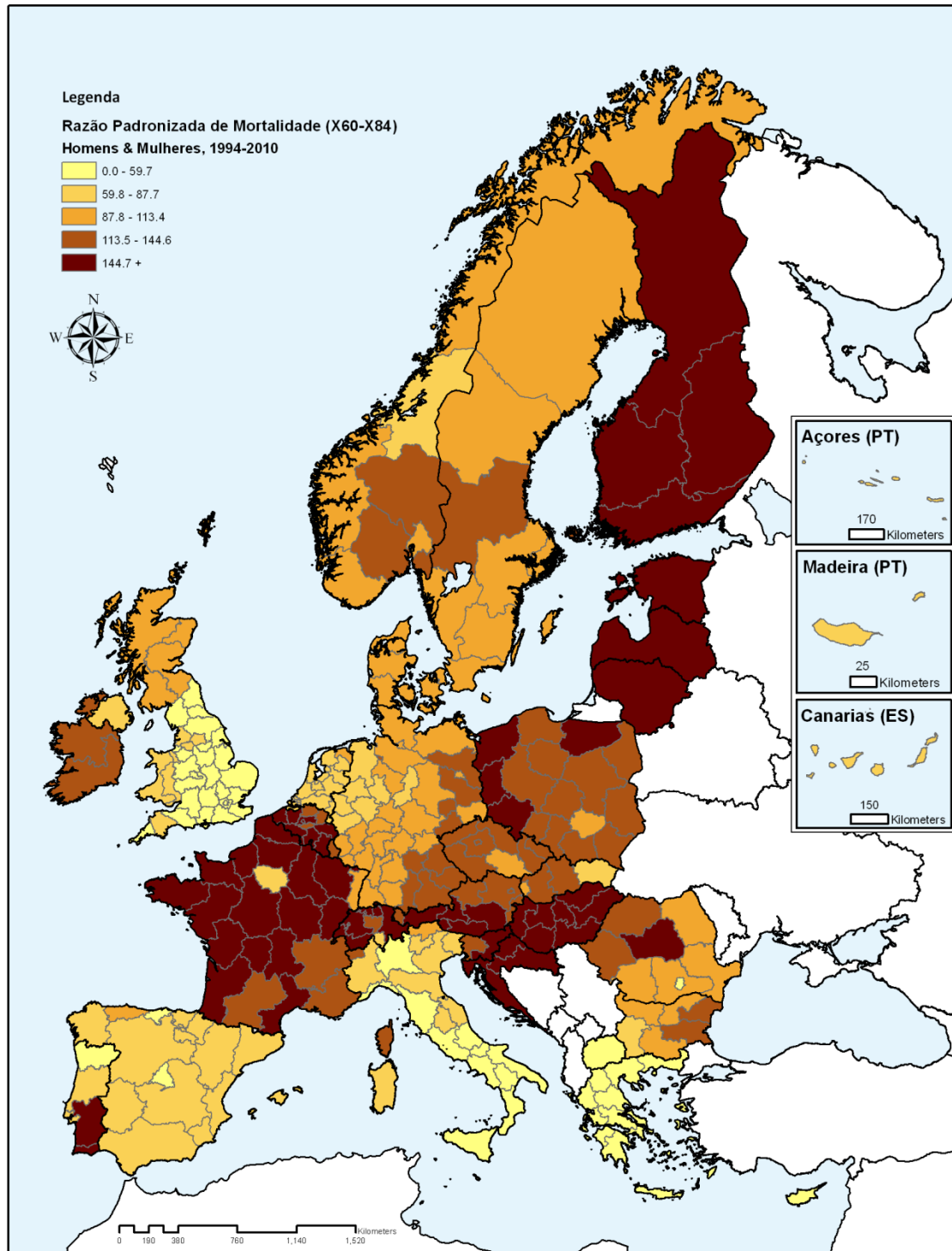


Figura 12. Suicídio na Europa por NUTS II de 1994 a 2010 – Ambos os sexos. Padronização por sexo e grupos etários quinquenais calculada pelo método indirecto (%). Taxas de referência: EU 27, mediana para o período homólogo. Pontos de corte: quintis.

Mortes com “Intenção Indeterminada” na Europa

Event of undetermined intent (Y10-Y34)

1994-2010

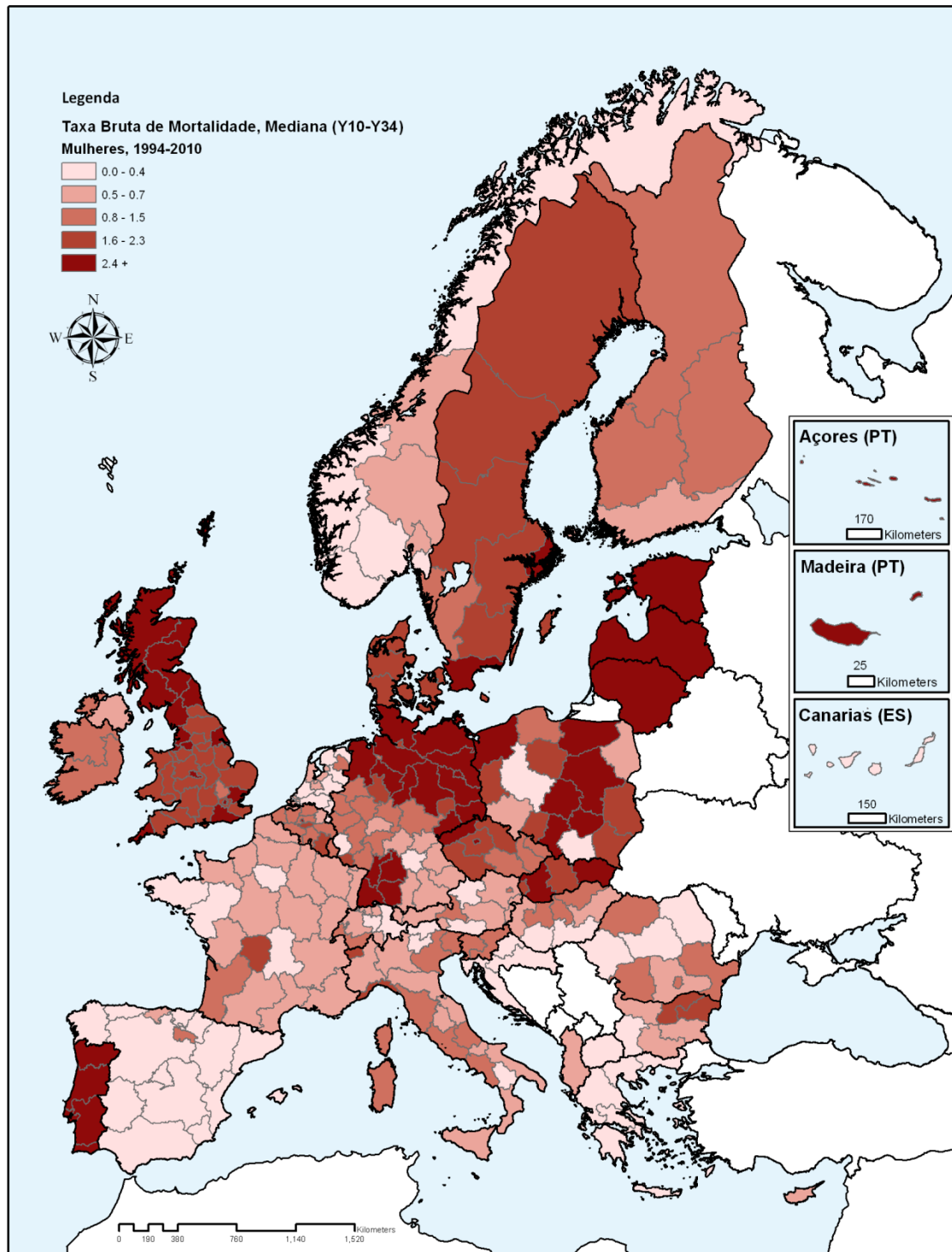


Figura 13. Mortes classificadas nas categorias de Y10 a Y34 por NUTS II de 1994 a 2010 - Mulheres. Mediana das taxas brutas anuais no período considerado, por 100.000 habitantes. Pontos de corte: quintis.

Mortes com “Intenção Indeterminada” na Europa

Event of undetermined intent (Y10-Y34)

1994-2010

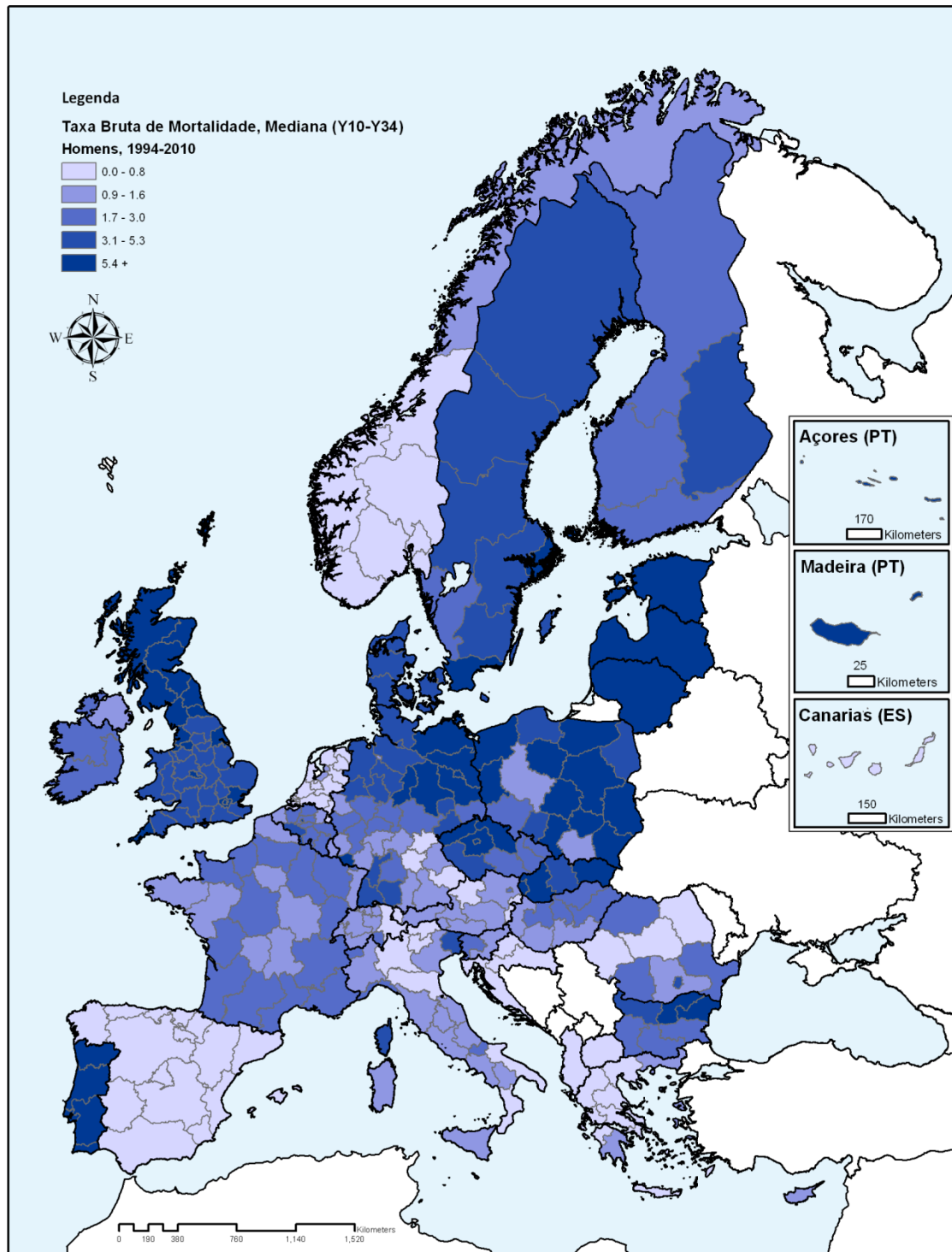


Figura 14. Mortes classificadas nas categorias de Y10 a Y34 por NUTS II de 1994 a 2010 - Homens. Mediana das taxas brutas anuais no período considerado, por 100.000 habitantes. Pontos de corte: quintis.

Mortes com “Intenção Indeterminada” na Europa

Event of undetermined intent (Y10-Y34)

1994-2010

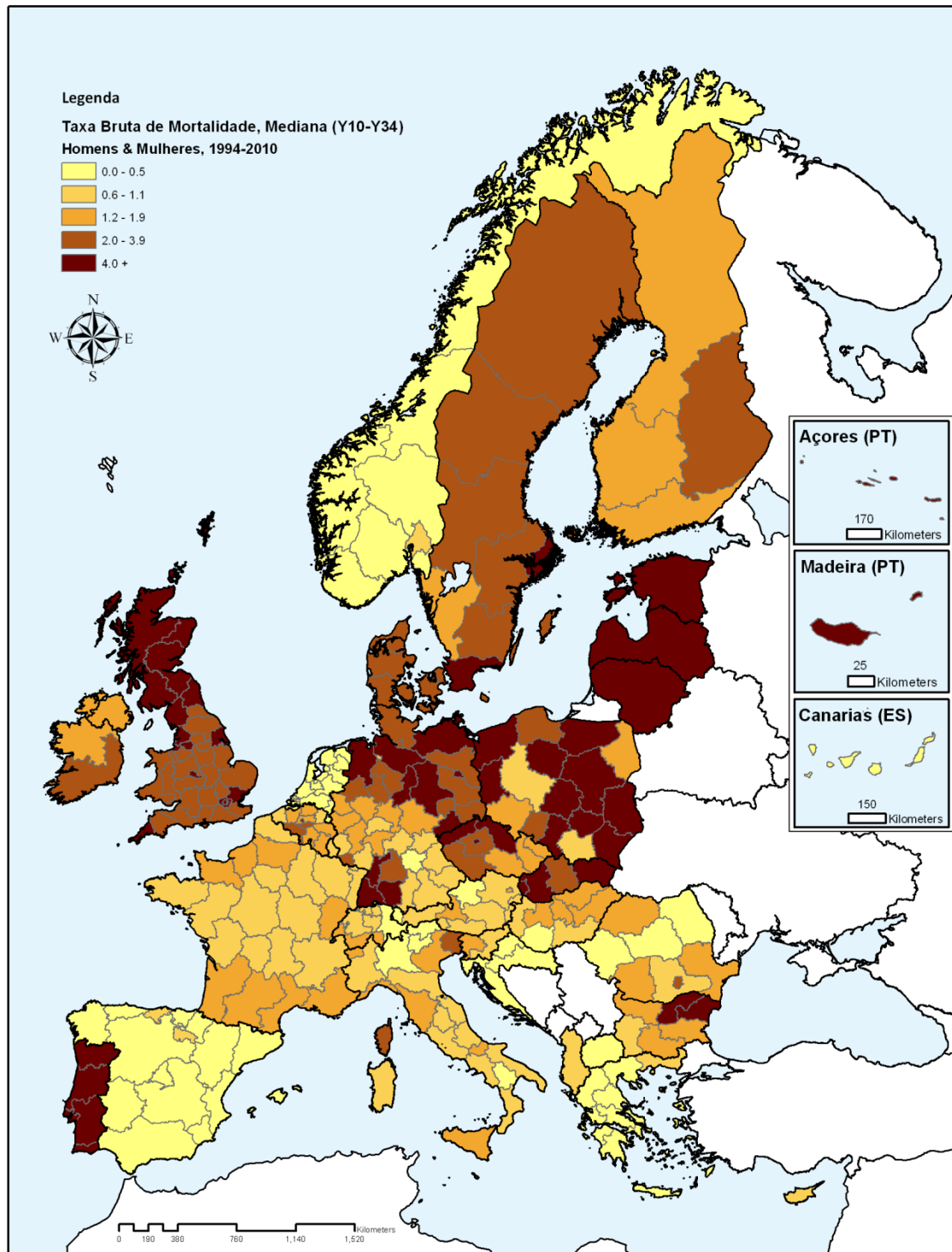


Figura 15. Mortes classificadas nas categorias de Y10 a Y34 por NUTS II de 1994 a 2010 – ambos os sexos. Mediana das taxas brutas anuais no período considerado, por 100.000 habitantes. Pontos de corte: quintis.

Mortes com “Intenção Indeterminada” na Europa

Event of undetermined intent (Y10-Y34)

1994-2010

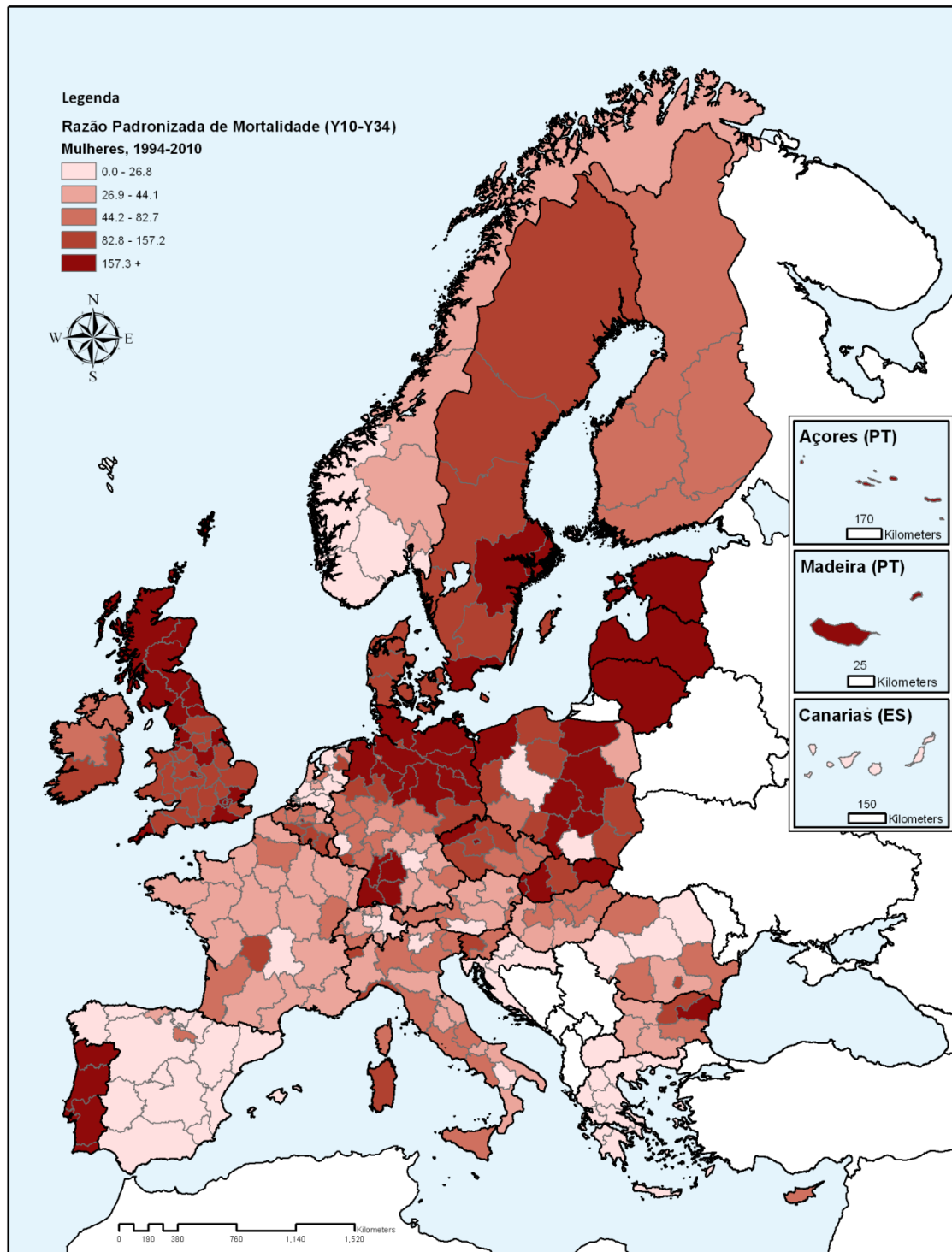


Figura 16. Mortes classificadas nas categorias de Y10 a Y34 por NUTS II de 1994 a 2010 - Mulheres. Padronização por grupos etários quinquenais calculada pelo método indirecto (%). Taxas de referência: EU 27, mediana para o período homólogo. Pontos de corte: quintis.

Mortes com “Intenção Indeterminada” na Europa

Event of undetermined intent (Y10-Y34)

1994-2010

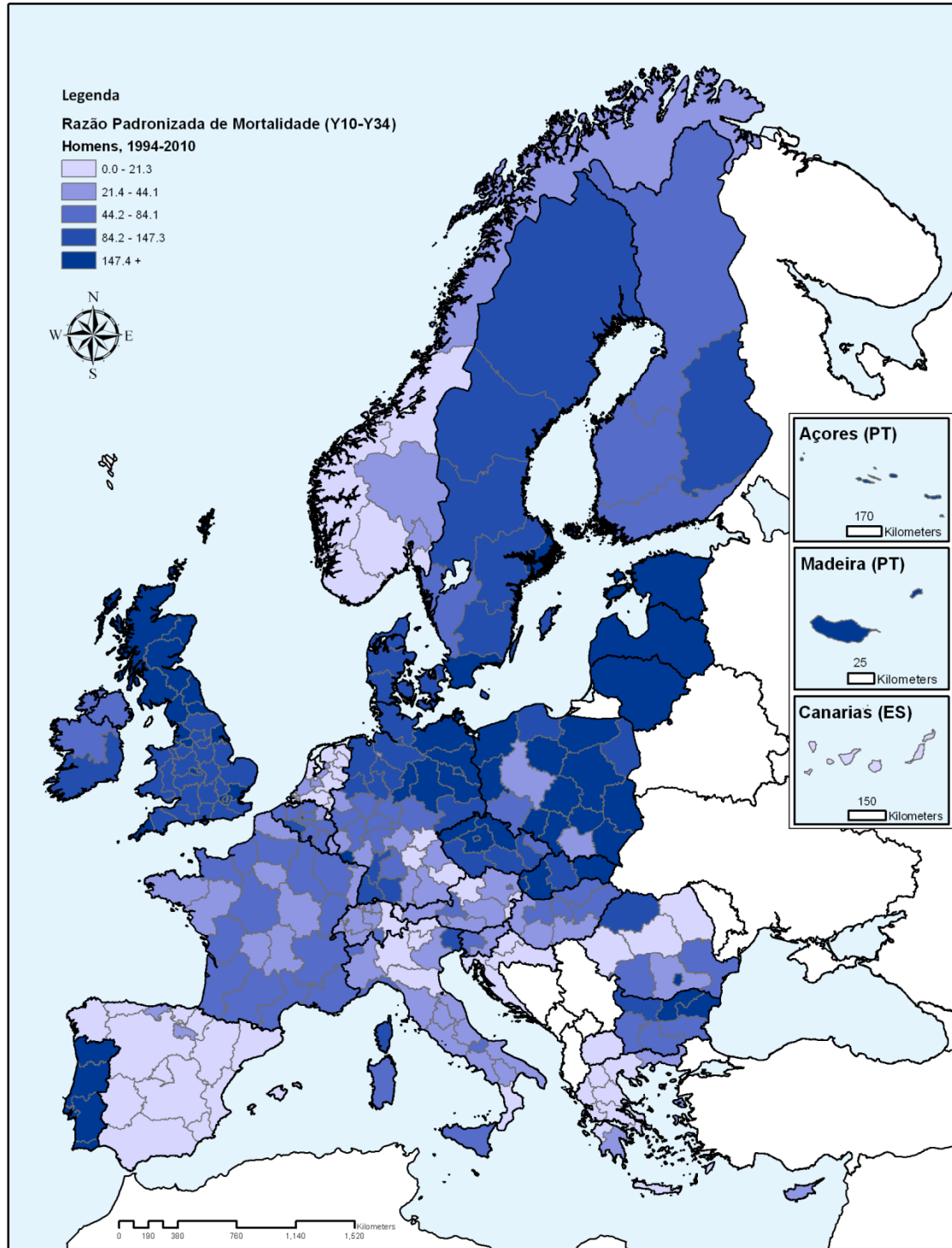


Figura 17. Mortes classificadas nas categorias de Y10 a Y34 por NUTS II de 1994 a 2010 - Homens. Padronização por grupos etários quinquenais calculada pelo método indirecto (%). Taxas de referência: EU 27, mediana para o período homólogo. Pontos de corte: quintis.

Mortes com “Intenção Indeterminada” na Europa

Event of undetermined intent (Y10-Y34)

1994-2010

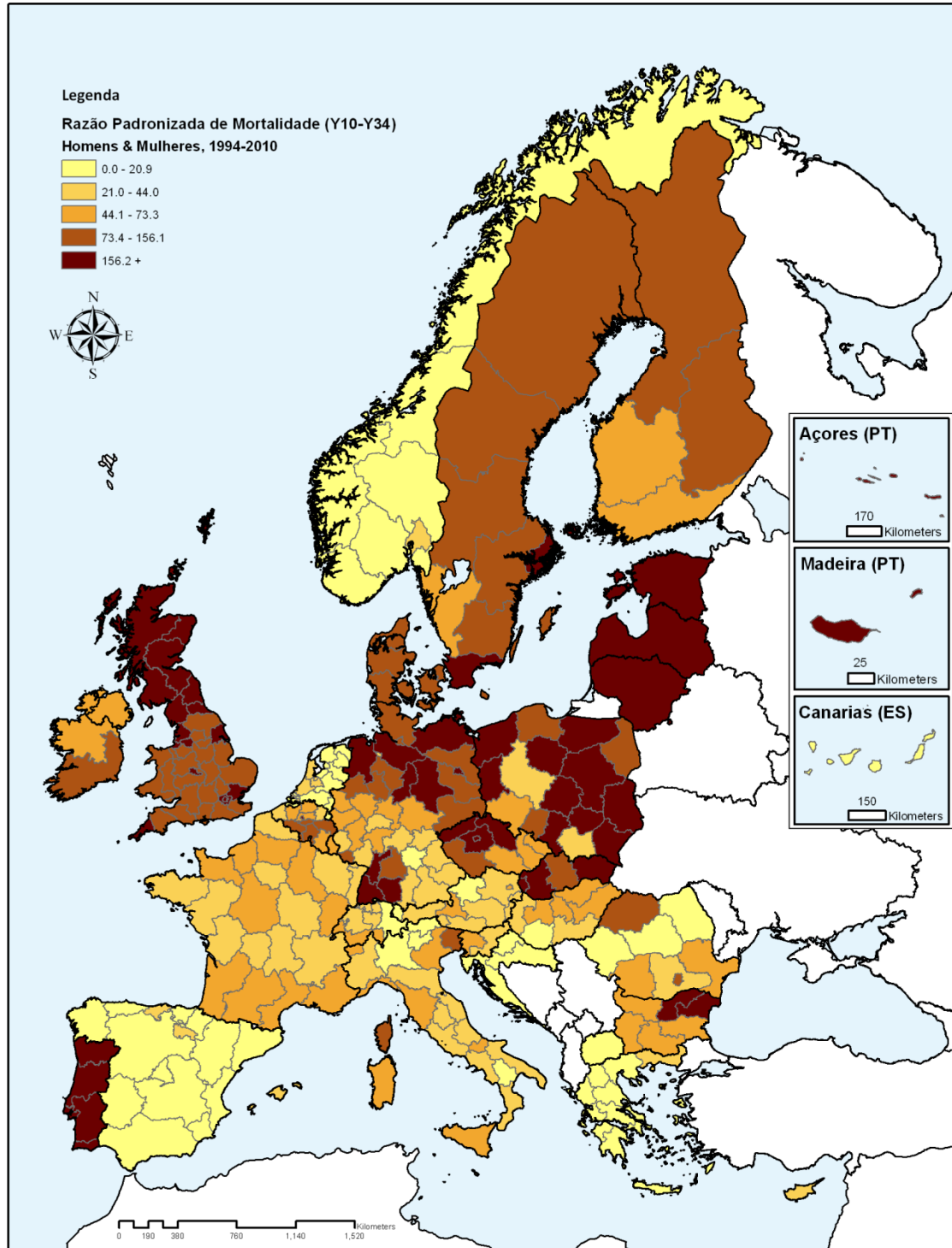


Figura 18. Mortes classificadas nas categorias de Y10 a Y34 por NUTS II de 1994 a 2010 - ambos os sexos. Padronização por sexo e grupos etários quinquenais calculada pelo método indirecto (%). Taxas de referência: EU 27, mediana para o período homólogo. Pontos de corte: quintis.

“Intenção Indeterminada” / Suicídio na Europa
1994-2010

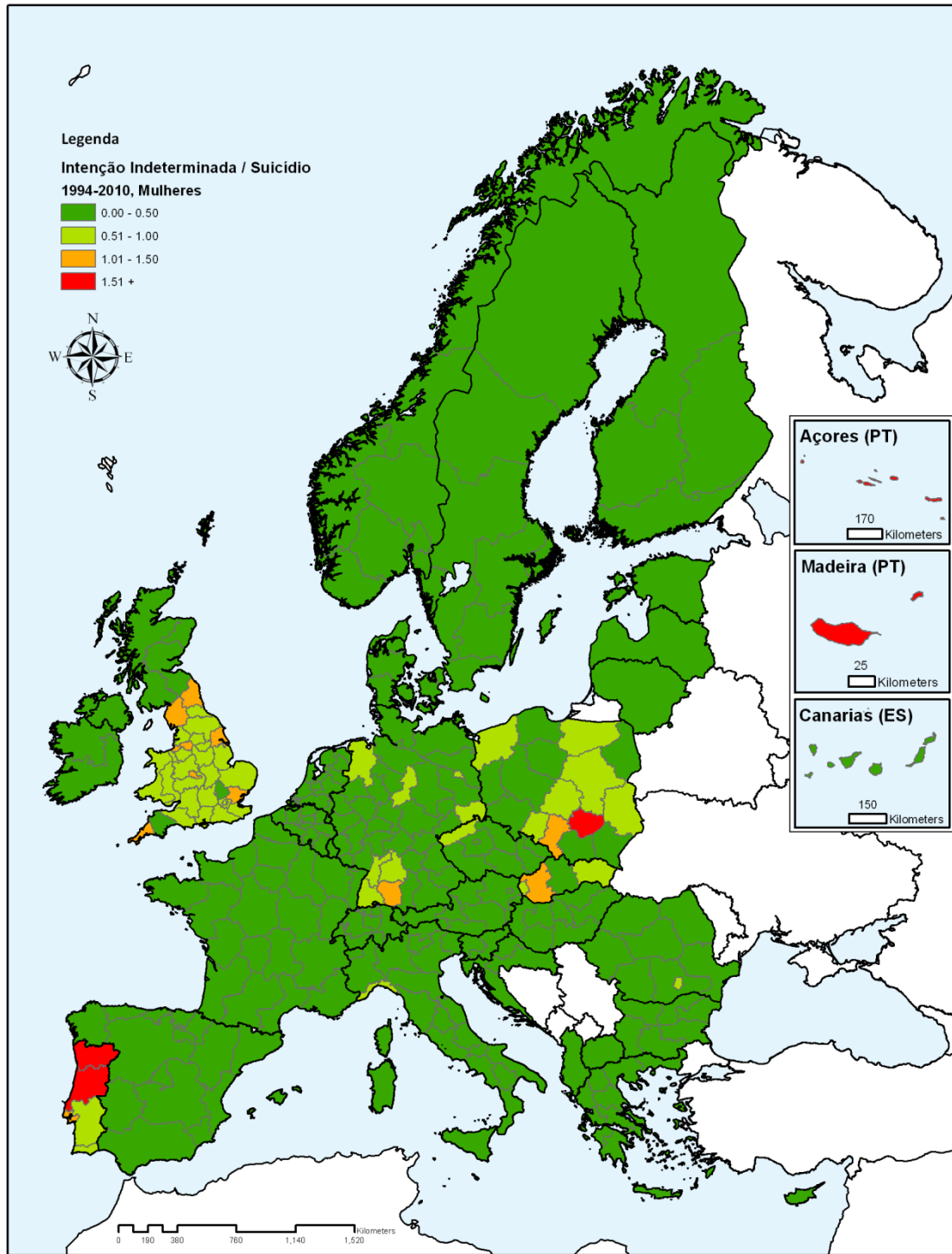


Figura 19. Razão entre óbitos por causas externas com intenção indeterminada e suicídio por NUTS II de 1994 a 2010 - Mulheres.

“Intenção Indeterminada” / Suicídio na Europa 1994-2010

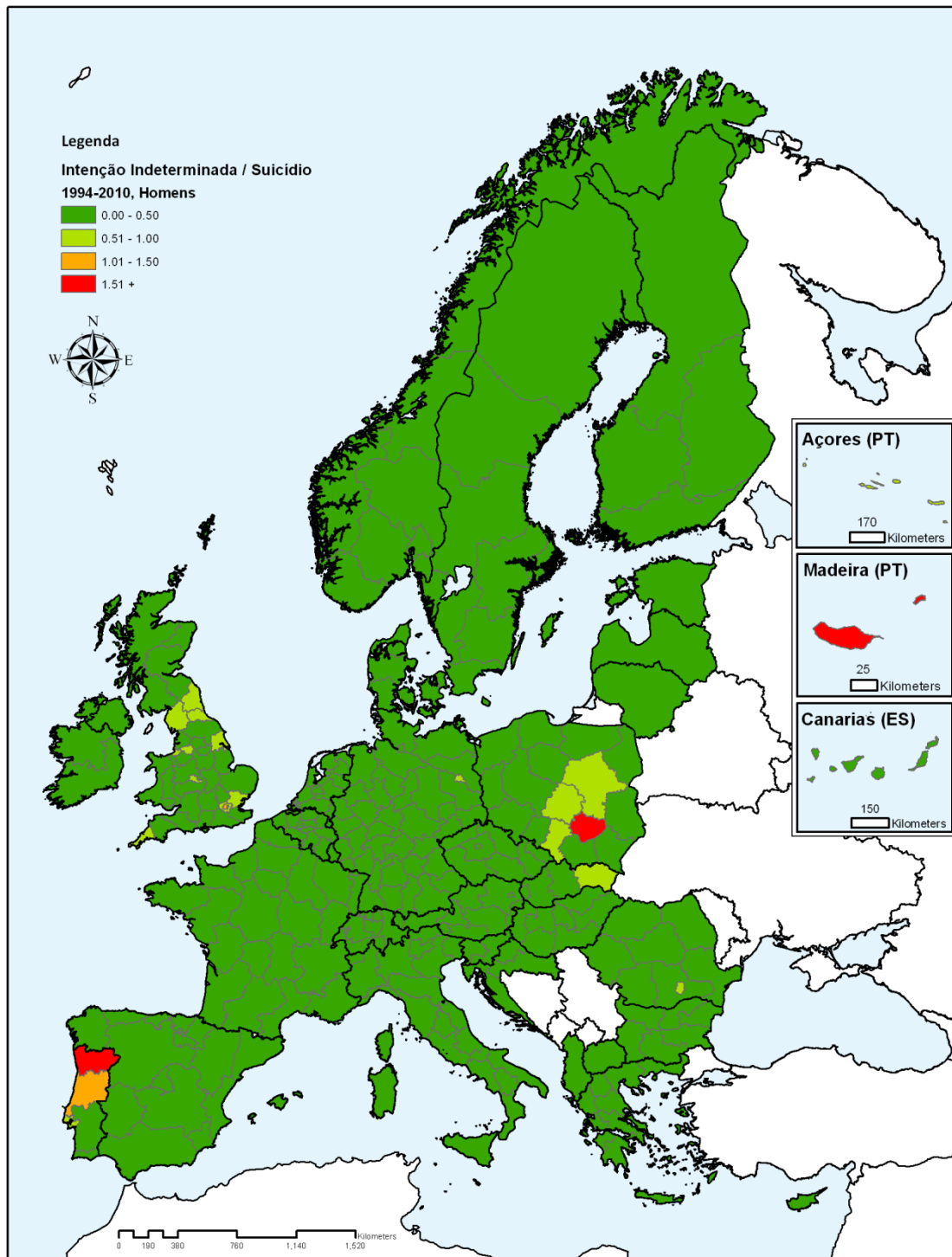


Figura 20. Razão entre óbitos por causas externas com intenção indeterminada e suicídio por NUTS II de 1994 a 2010 - Homens.

Mortes de Causa “Mal Definida ou Desconhecida” na Europa

Symptoms, signs and abnormal clinical and laboratory findings, not elsewhere classified
1994-2010

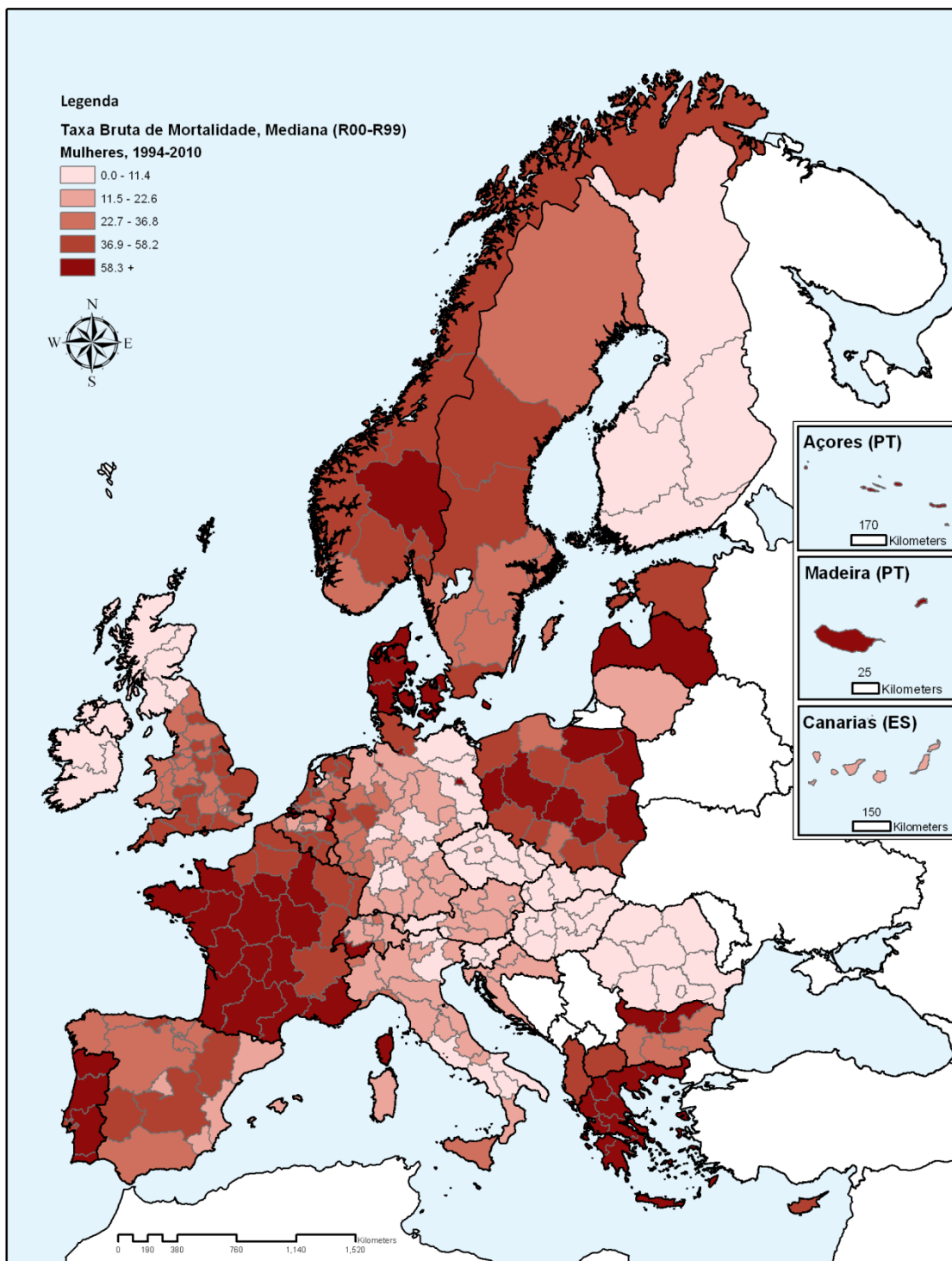


Figura 21. Mortes classificadas nas categorias de R00 a R99 por NUTS II de 1994 a 2010 – Mulheres. Mediana das taxas brutas anuais no período considerado, por 100.000 habitantes. Pontos de corte: quintis.

Mortes de Causa “Mal Definida ou Desconhecida” na Europa

Symptoms, signs and abnormal clinical and laboratory findings, not elsewhere classified
1994-2010

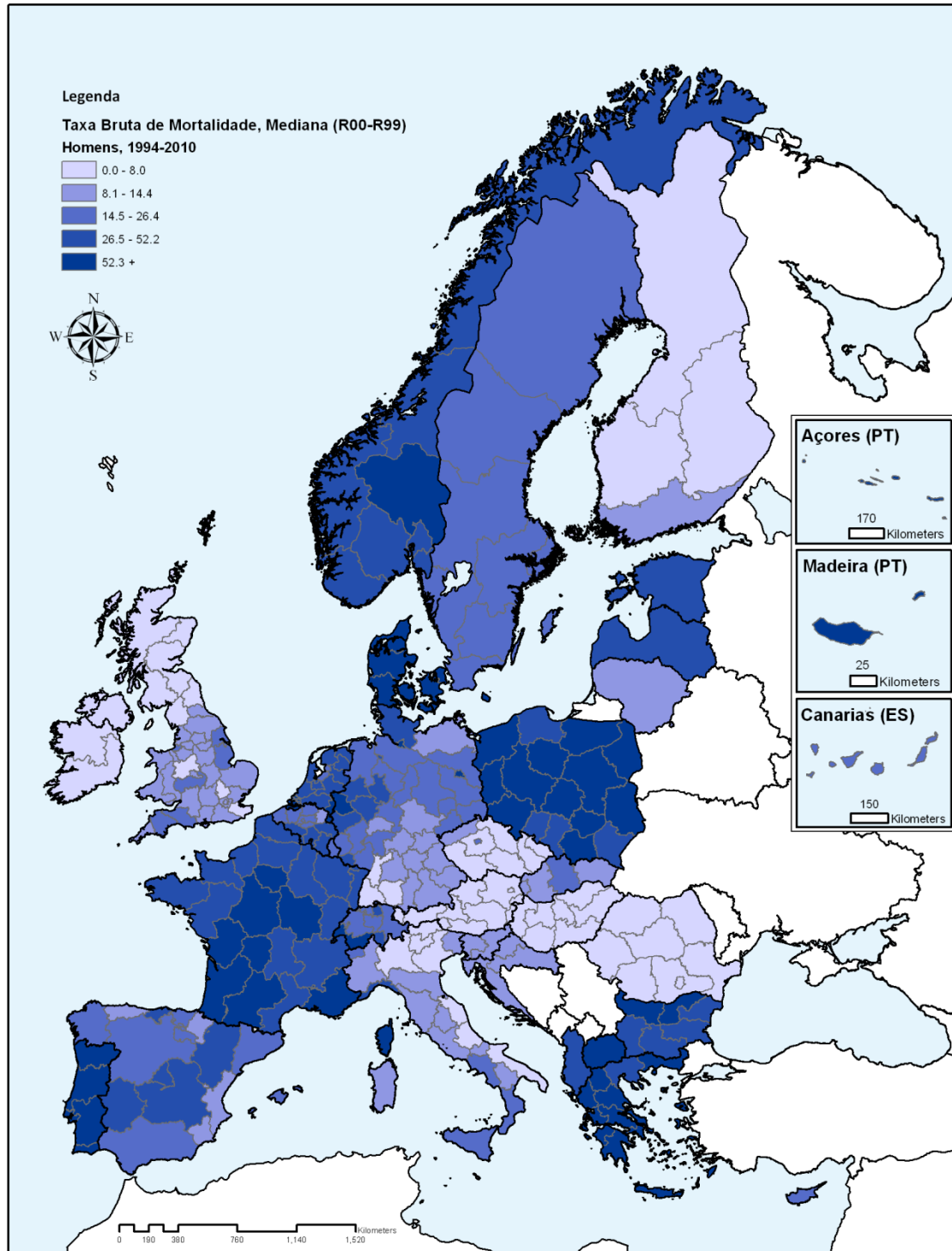


Figura 22. Mortes classificadas nas categorias de R00 a R99 por NUTS II de 1994 a 2010 – Homens. Mediana das taxas brutas anuais no período considerado, por 100.000 habitantes. Pontos de corte: quintis.

Mortes de Causa “Mal Definida ou Desconhecida” na Europa

Symptoms, signs and abnormal clinical and laboratory findings, not elsewhere classified
1994-2010

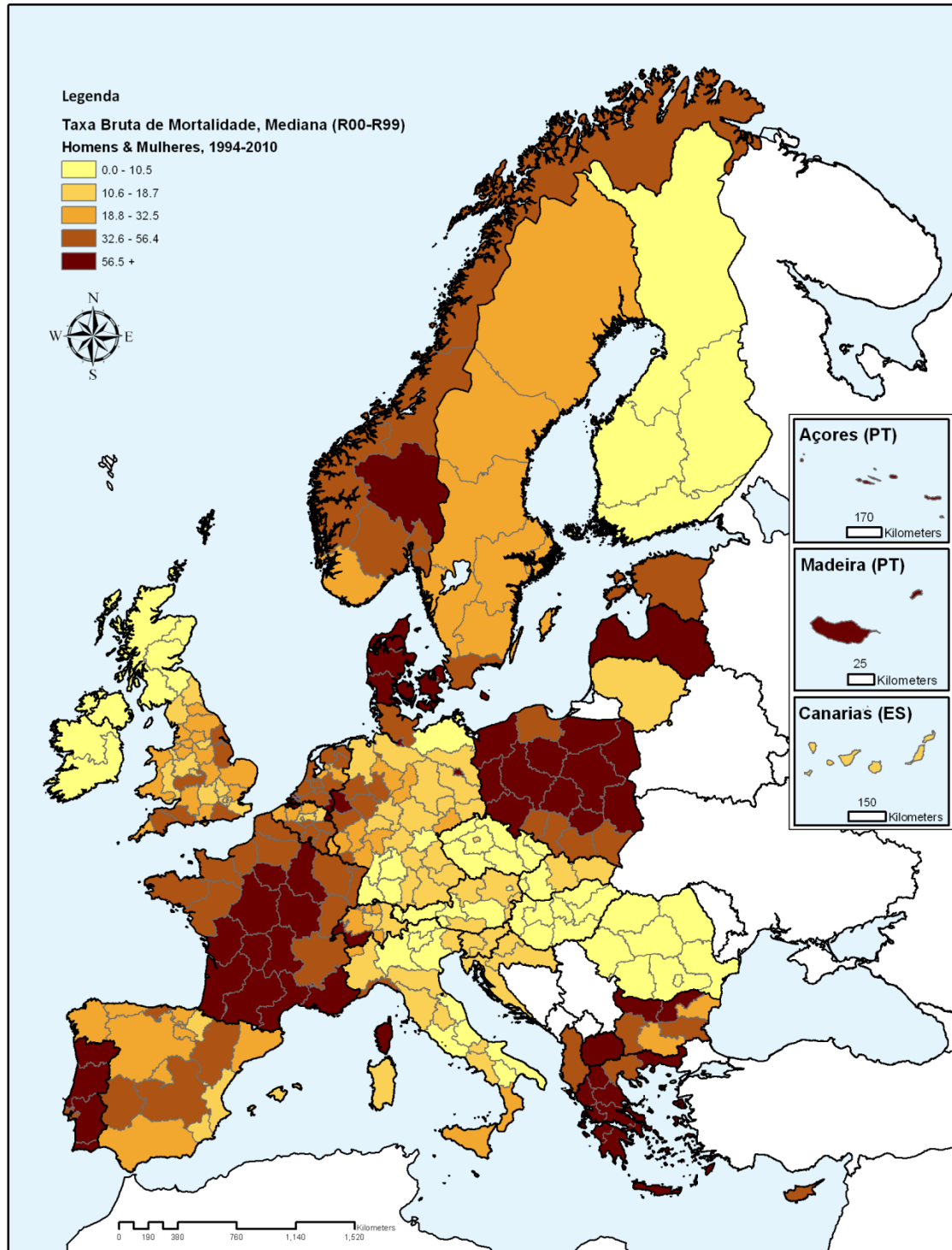


Figura 23. Mortes classificadas nas categorias de R00 a R99 por NUTS II de 1994 a 2010 – ambos os sexos. Mediana das taxas brutas anuais no período considerado, por 100.000 habitantes. Pontos de corte: quintis.

Mortes de Causa “Mal Definida ou Desconhecida” na Europa

Symptoms, signs and abnormal clinical and laboratory findings, not elsewhere classified
1994-2010

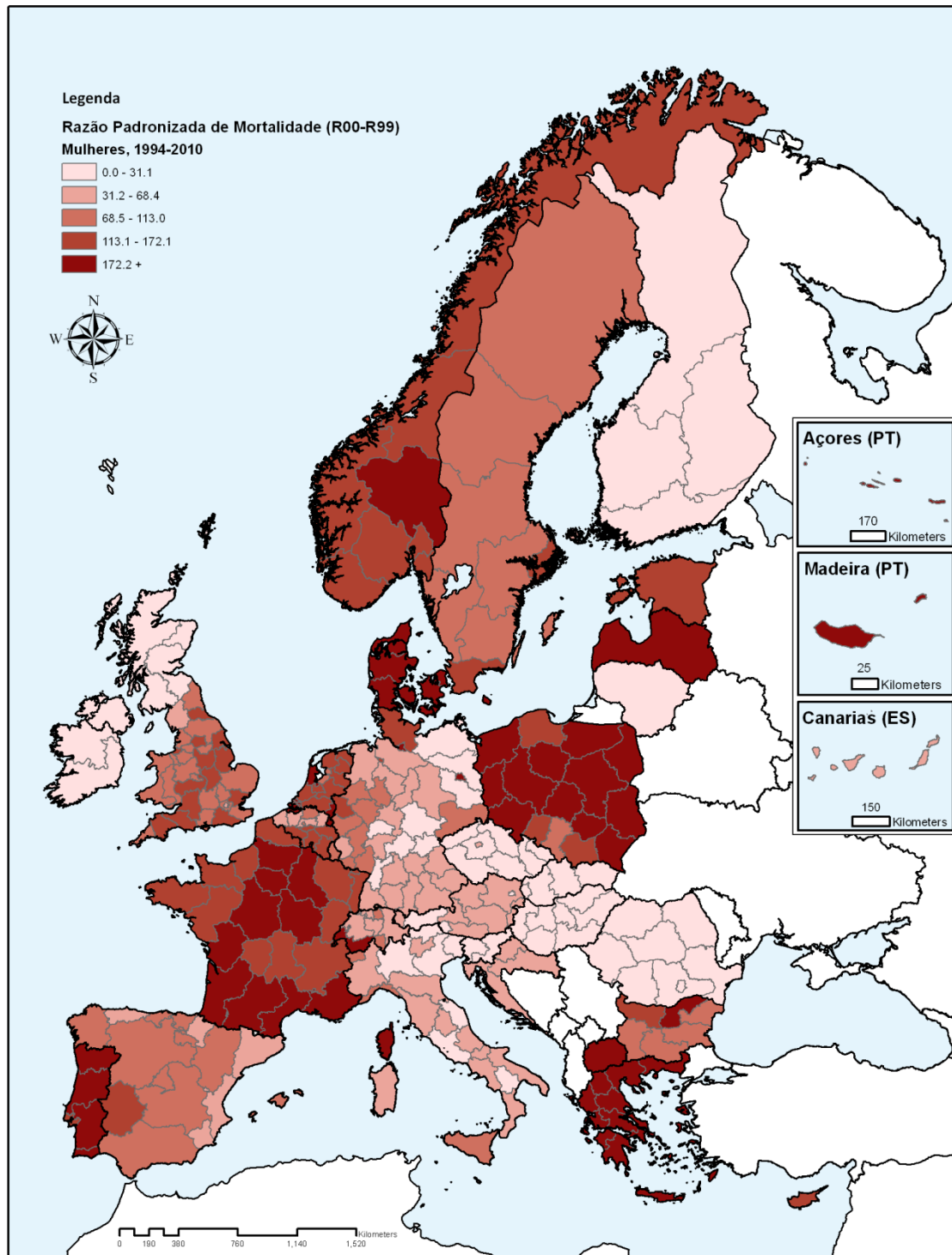


Figura 24. Mortes classificadas nas categorias de R00 a R99 por NUTS II de 1994 a 2010 – Mulheres. Padronização por grupos etários quinquenais calculada pelo método indirecto (%). Taxas de referência: EU 27, mediana para o período homólogo. Pontos de corte: quintis.

Mortes de Causa “Mal Definida ou Desconhecida” na Europa

Symptoms, signs and abnormal clinical and laboratory findings, not elsewhere classified
1994-2010

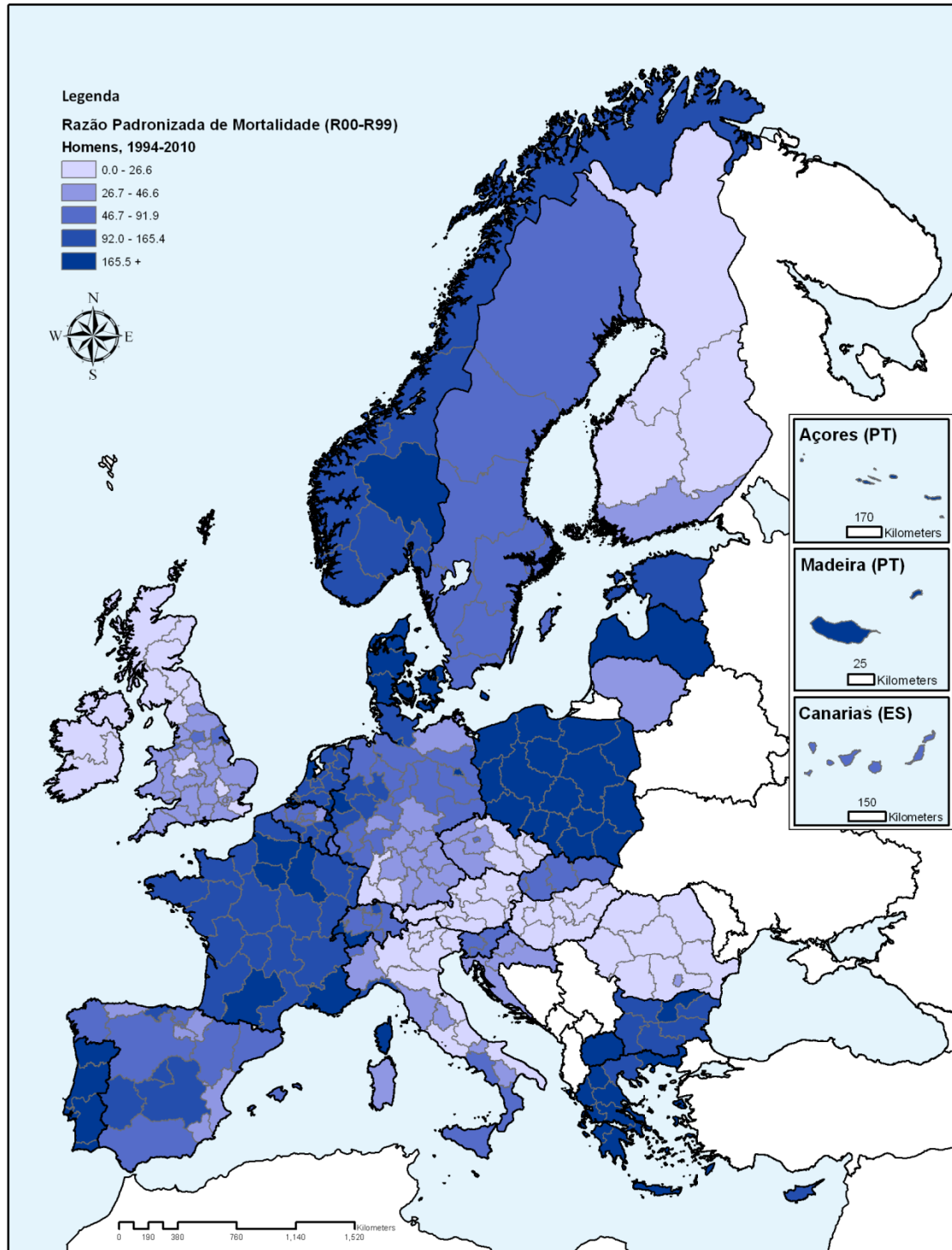


Figura 25. Mortes classificadas nas categorias de R00 a R99 por NUTS II de 1994 a 2010 – Homens. Padronização por grupos etários quinquenais calculada pelo método indirecto (%). Taxas de referência: EU 27, mediana para o período homólogo. Pontos de corte: quintis.

Mortes de Causa “Mal Definida ou Desconhecida” na Europa

Symptoms, signs and abnormal clinical and laboratory findings, not elsewhere classified
1994-2010

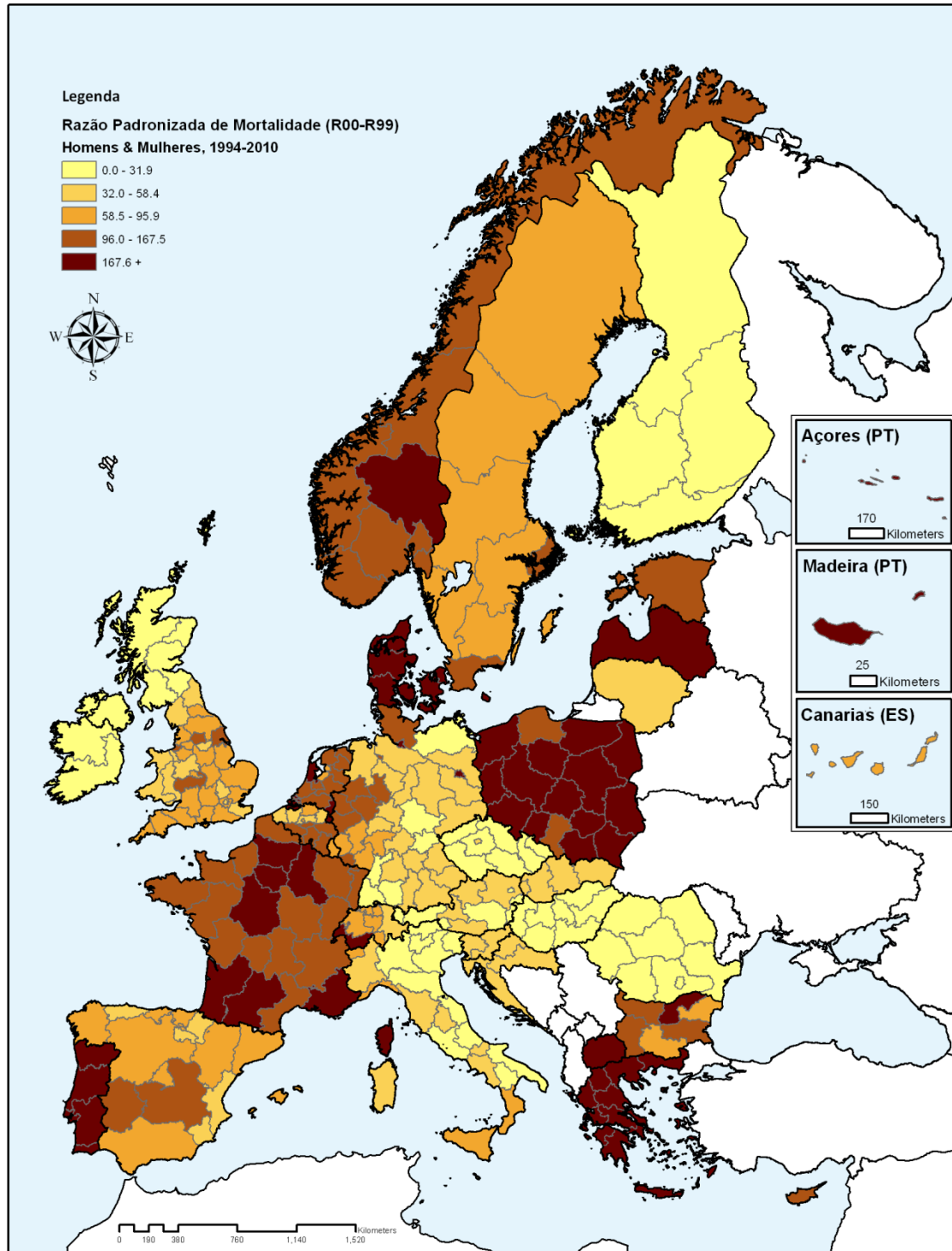


Figura 26. Mortes classificadas nas categorias de R00 a R99 por NUTS II de 1994 a 2010 – ambos os sexos. Padronização por sexo e grupos etários quinquenais calculada pelo método indirecto (%). Taxas de referência: EU 27, mediana para o período homólogo. Pontos de corte: quintis.

Evolução Longitudinal do Suicídio na Europa 1994-2010

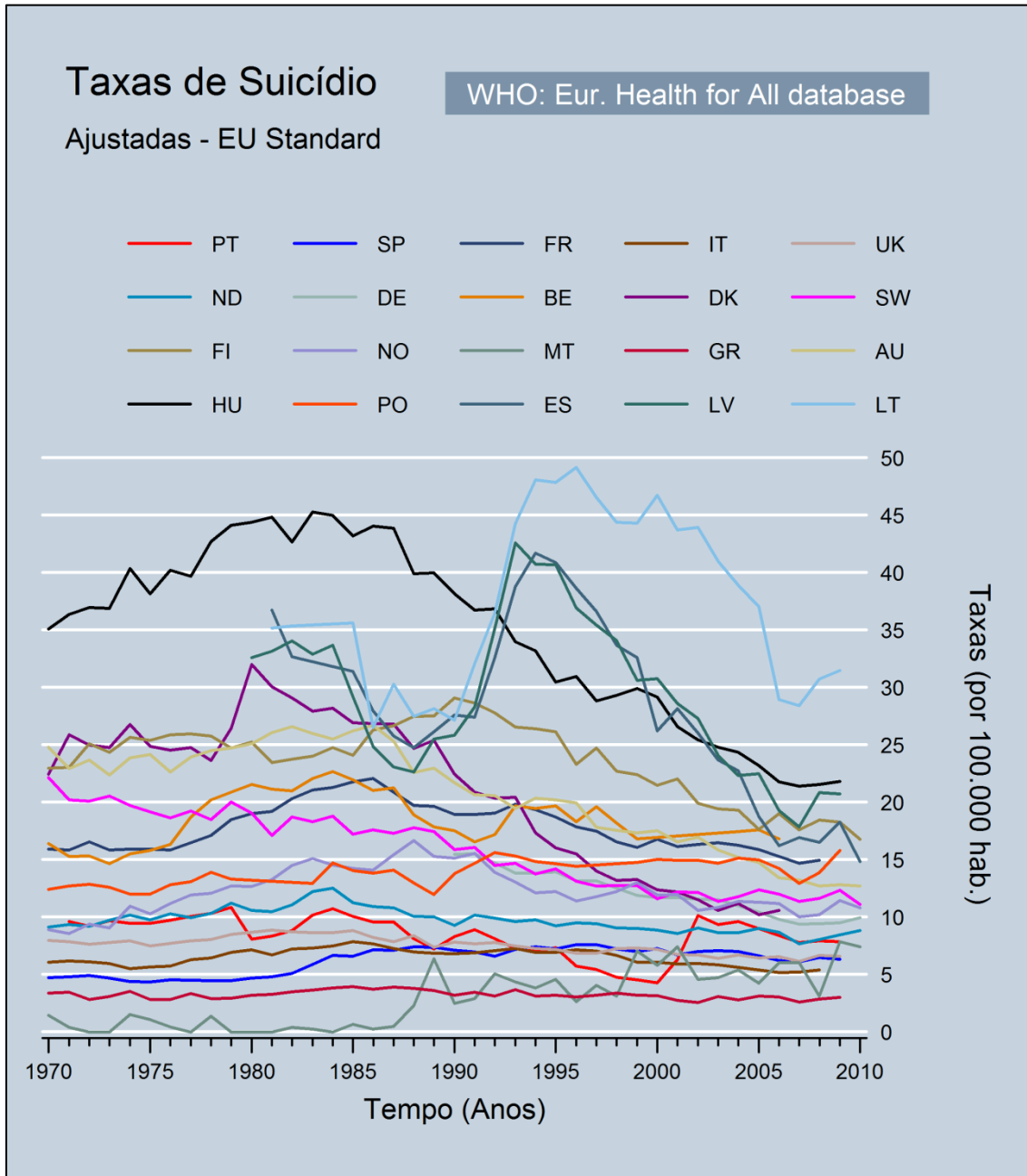


Figura 27. Evolução longitudinal do Suicídio na Europa de 1970 a 2010 - ambos os sexos. Padronização por sexo e grupos etários quinzenais calculada pelo método directo (por 100.000 habitantes). População padrão: *Standard European Population*.

Suicídio e Mortes com Intenção Indeterminada em Portugal

Grupos Etários, 1955-2010, Mulheres

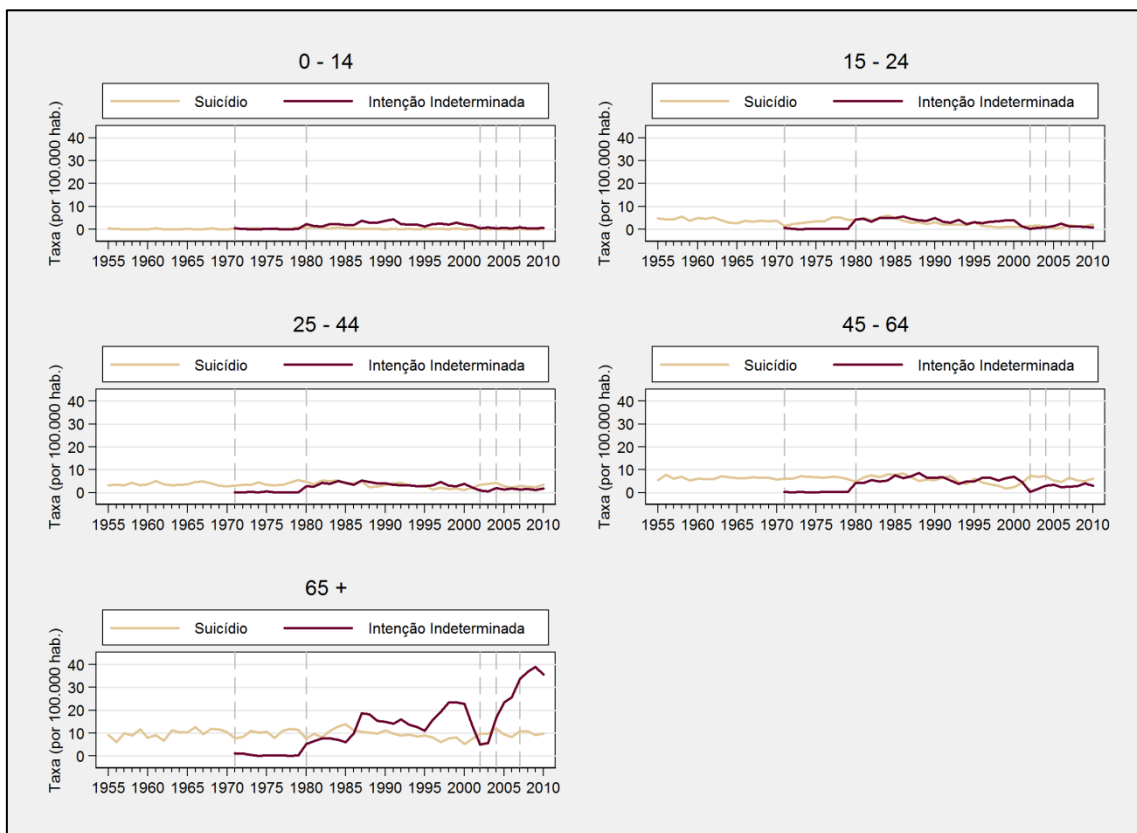


Figura 28. Evolução longitudinal do Suicídio e mortes com Intenção Indeterminada por estratos etários em Portugal de 1955 a 2010, Mulheres. Taxas específicas por grupos etários (por 100.000 habitantes).

Suicídio e Mortes com Intenção Indeterminada em Portugal

Grupos Etários, 1955-2010, Mulheres

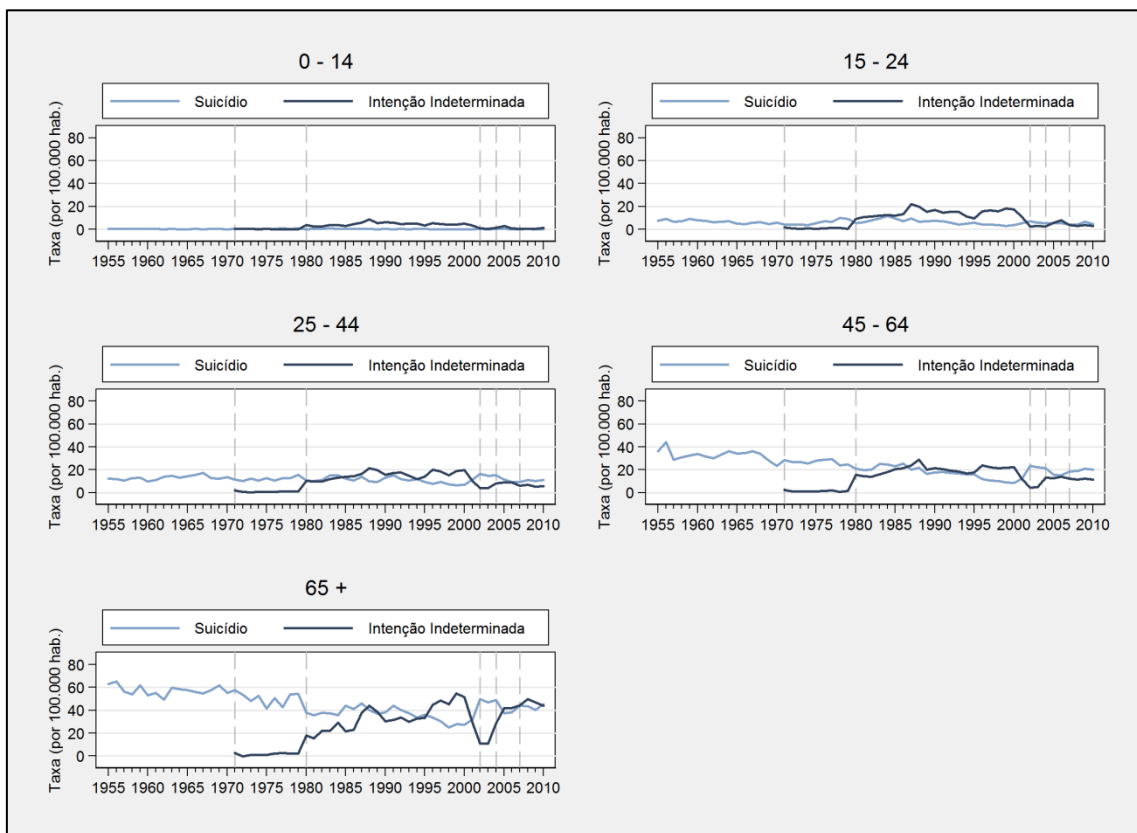


Figura 29. Evolução longitudinal do Suicídio e mortes com Intenção Indeterminada por estratos etários em Portugal de 1955 a 2010, Homens. Taxas específicas por grupos etários (por 100.000 habitantes).

Suicídio em Portugal por NUTS II

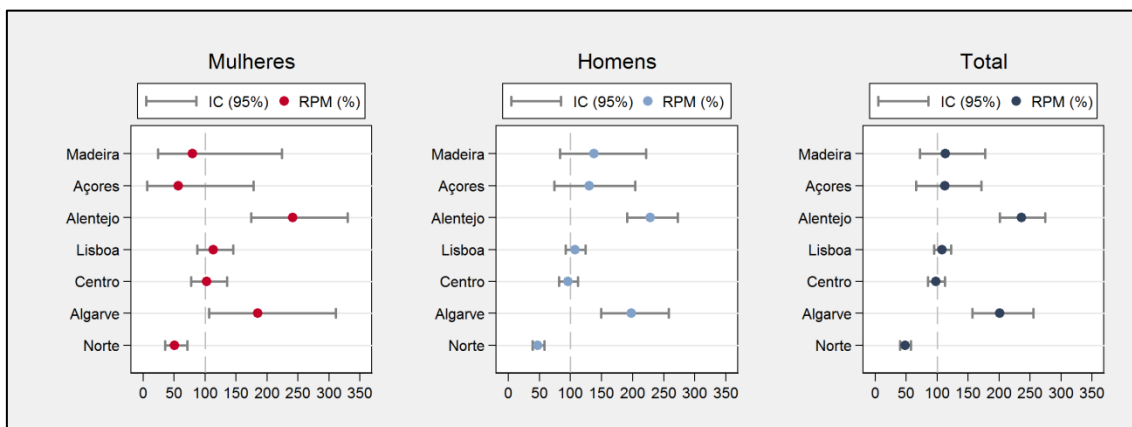


Figura 30. Suicídio por NUTS II de 1994 a 2010 – Homens, Mulheres e Total. Razão padronizada de mortalidade calculada pelo método indirecto (%). Intervalos de confiança calculados pelo método de *Poisson* (95%).

Mortes com “Intenção Indeterminada” em Portugal por NUTS II

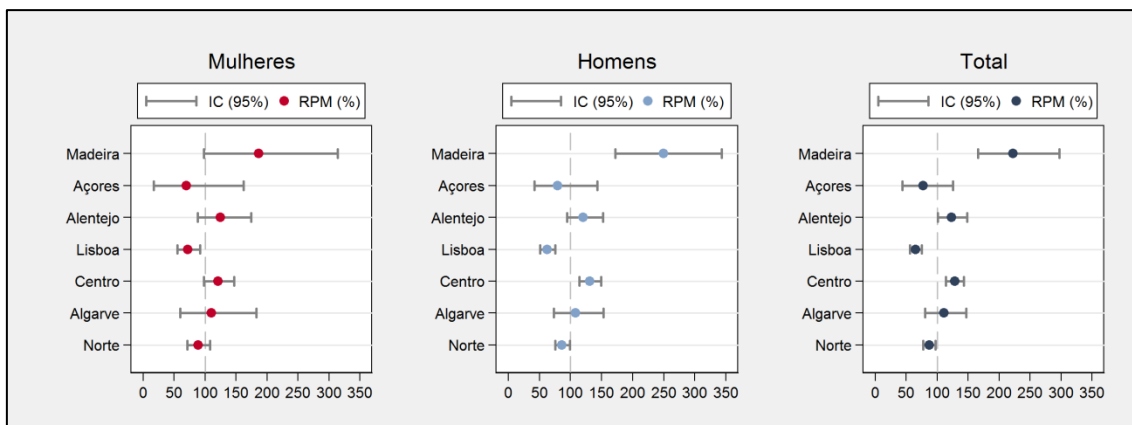


Figura 31. Mortes com “Intenção Indeterminada” por NUTS II de 1994 a 2010 – Homens, Mulheres e Total. Razão padronizada de mortalidade calculada pelo método indirecto (%). Intervalos de confiança calculados pelo método de *Poisson* (95%).

Mortes de Causa “Mal Definida ou Desconhecida”, Portugal - NUTS II

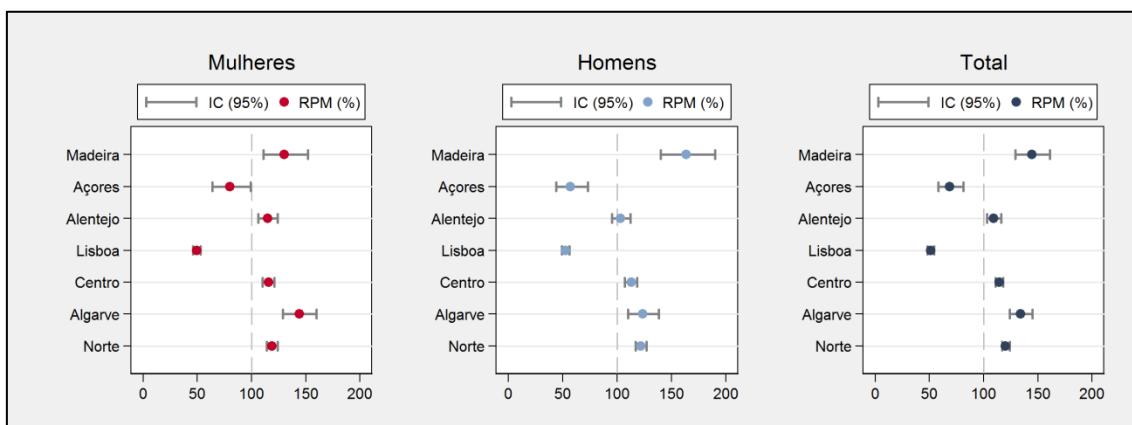


Figura 32. Mortes de causa “Indefinida ou Desconhecida” por NUTS II de 1994 a 2010 – Homens, Mulheres e Total. Razão padronizada de mortalidade calculada pelo método indirecto (%). Intervalos de confiança calculados pelo método de *Poisson* (95%).

Suicídio em Portugal por NUTS II 1994-2010, Mulheres

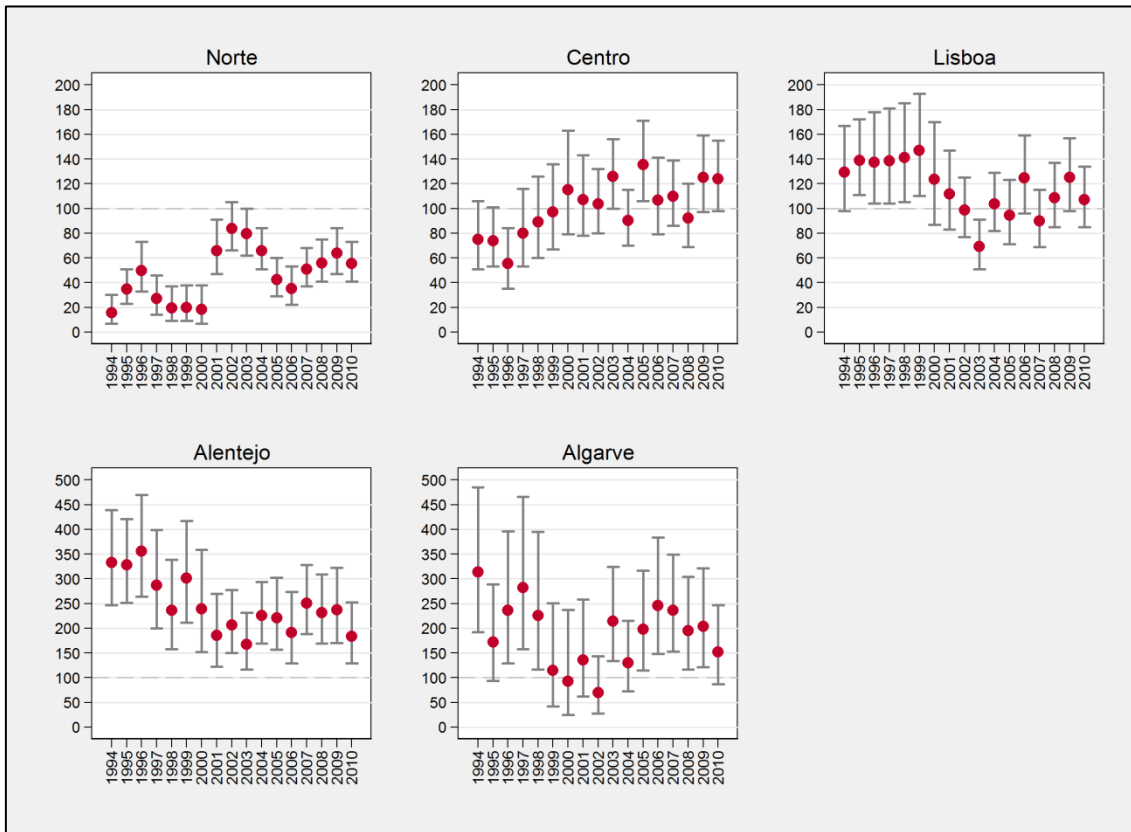


Figura 33. Suicídio por NUTS II (Continente) de 1994 a 2010 - Mulheres. Padronização por grupos etários quinquenais calculada pelo método indirecto (%). Intervalos de confiança calculados pelo método de *Poisson* (95%).

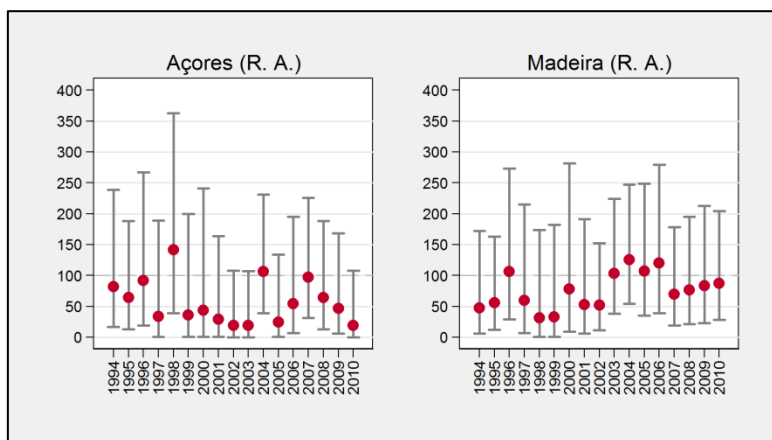


Figura 34. Suicídio por NUTS II (Regiões Autónomas) de 1994 a 2010 - Mulheres. Padronização por grupos etários quinquenais calculada pelo método indirecto (%). Intervalos de confiança calculados pelo método de *Poisson* (95%).

Suicídio em Portugal por NUTS II 1994-2010, Homens

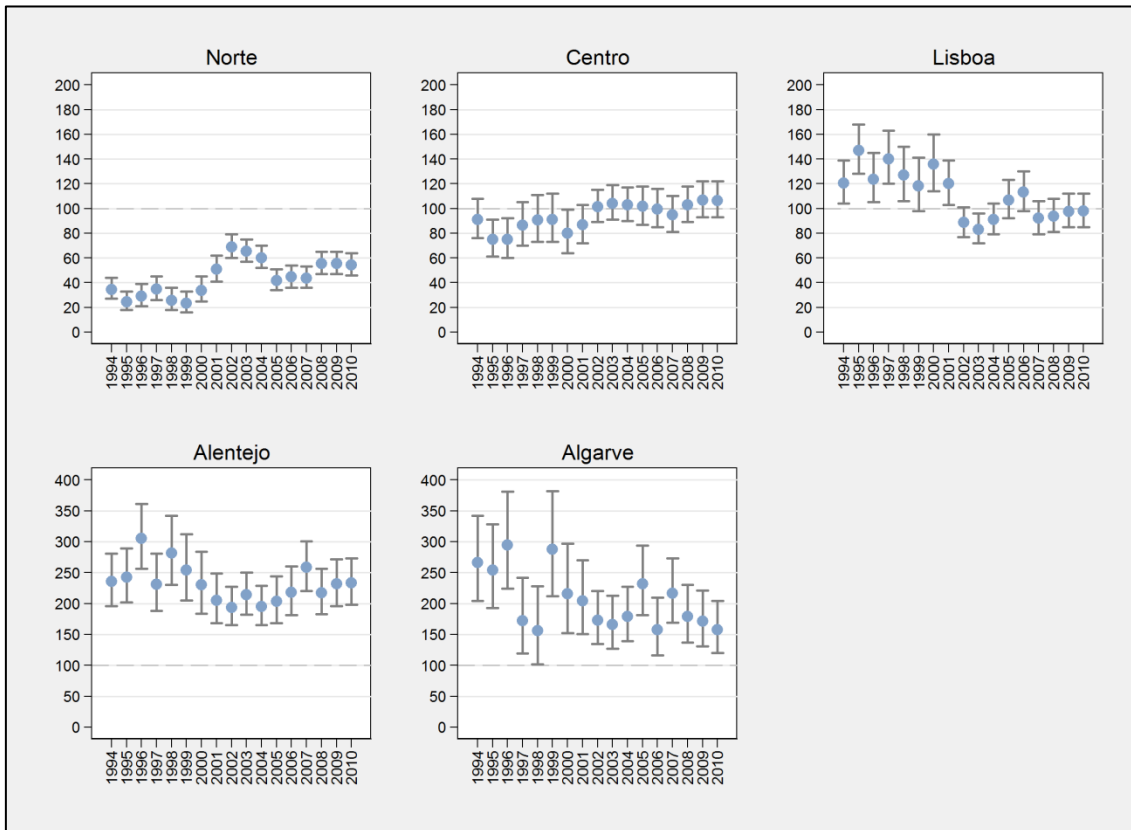


Figura 35. Suicídio por NUTS II (Continente) de 1994 a 2010 - Homens. Padronização por grupos etários quinquenais calculada pelo método indirecto (%). Intervalos de confiança calculados pelo método de *Poisson* (95%).

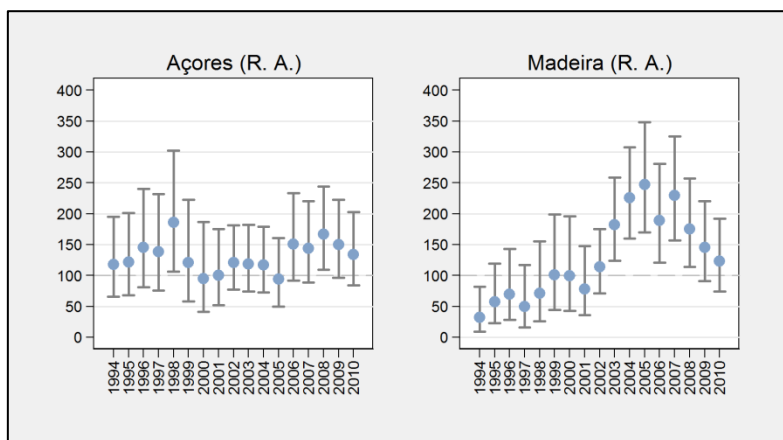


Figura 36. Suicídio por NUTS II (Regiões Autónomas) de 1994 a 2010 - Homens. Padronização por grupos etários quinquenais calculada pelo método indirecto (%). Intervalos de confiança calculados pelo método de *Poisson* (95%).

Suicídio em Portugal por NUTS II 1994-2010, Total

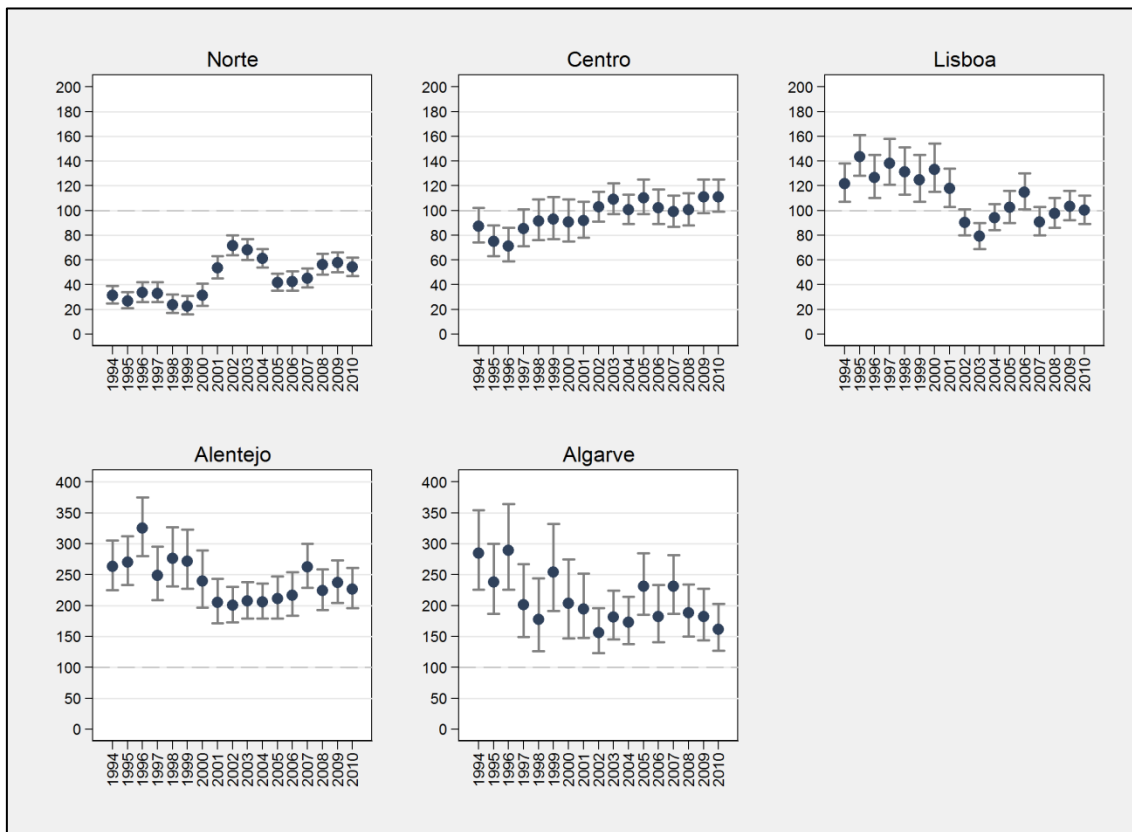


Figura 37. Suicídio por NUTS II (Continente) de 1994 a 2010 - Total. Padronização por sexo e grupos etários calculada pelo método indirecto (%). Intervalos de confiança calculados pelo método de *Poisson* (95%).

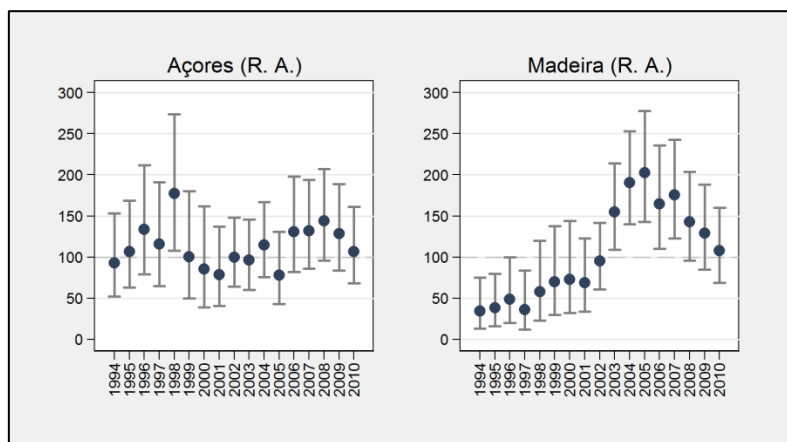


Figura 38. Suicídio por NUTS II (Regiões Autónomas) de 1994 a 2010 - Total. Padronização por sexo e grupos etários calculada pelo método indirecto (%). Intervalos de confiança calculados pelo método de *Poisson* (95%).

Mortes com “Intenção Indeterminada” em Portugal por NUTS II
Event of undetermined intent (Y10-Y34)
 1994-2010, Mulheres

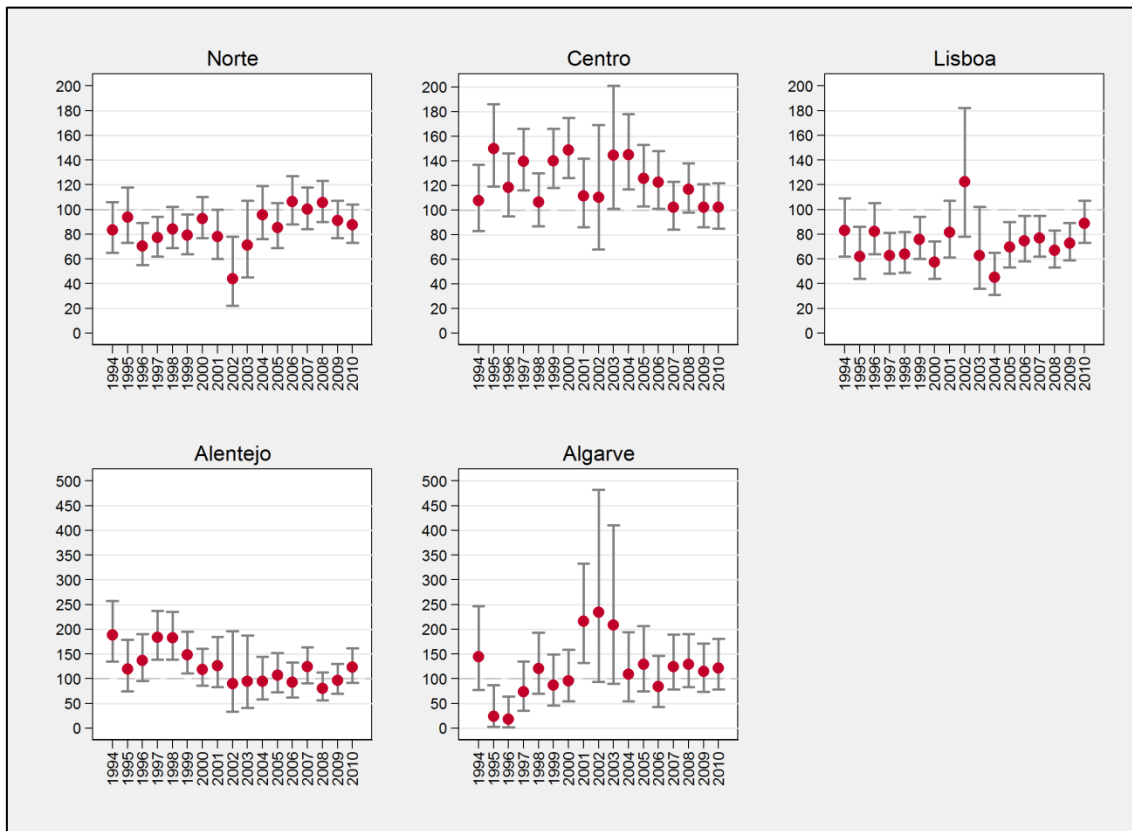


Figura 39. Mortes com Intenção Indeterminada por NUTS II (Continente) de 1994 a 2010 - Mulheres. Padronização por grupos etários quinquenais calculada pelo método indirecto (%). Intervalos de confiança calculados pelo método de *Poisson* (95%).

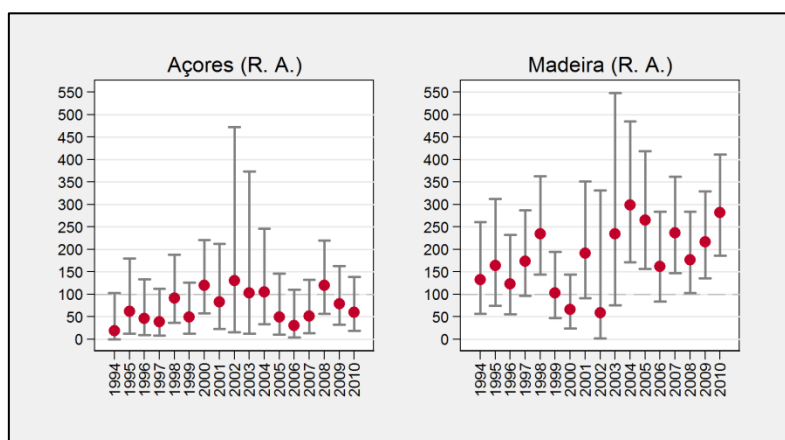


Figura 40. Mortes com Intenção Indeterminada por NUTS II (Regiões Autónomas) de 1994 a 2010 - Mulheres. Padronização por grupos etários quinquenais calculada pelo método indirecto (%). Intervalos de confiança calculados pelo método de *Poisson* (95%).

Mortes com “Intenção Indeterminada” em Portugal por NUTS II

Event of undetermined intent (Y10-Y34)
1994-2010, Homens

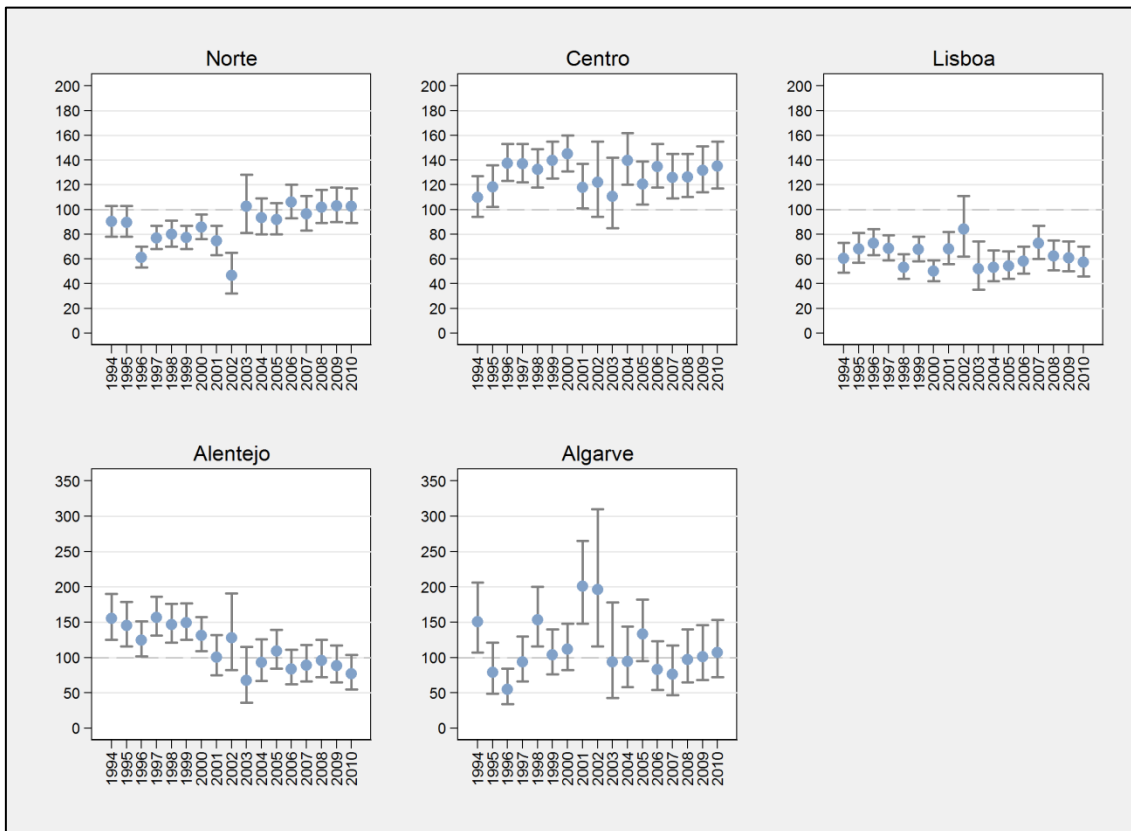


Figura 41. Mortes com Intenção Indeterminada por NUTS II (Continente) de 1994 a 2010 - Homens. Padronização por grupos etários quinquenais calculada pelo método indirecto (%). Intervalos de confiança calculados pelo método de *Poisson* (95%).

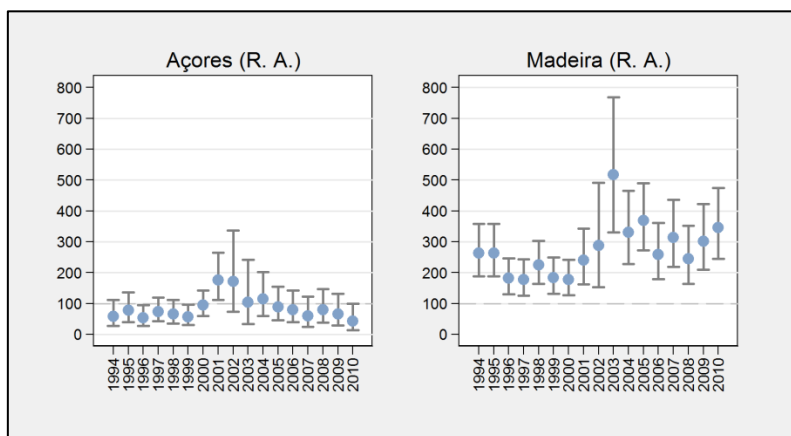


Figura 42. Mortes com Intenção Indeterminada por NUTS II (Regiões Autónomas) de 1994 a 2010 - Homens. Padronização por grupos etários quinquenais calculada pelo método indirecto (%). Intervalos de confiança calculados pelo método de *Poisson* (95%).

Mortes com “Intenção Indeterminada” em Portugal por NUTS II

Event of undetermined intent (Y10-Y34)
1994-2010, Total

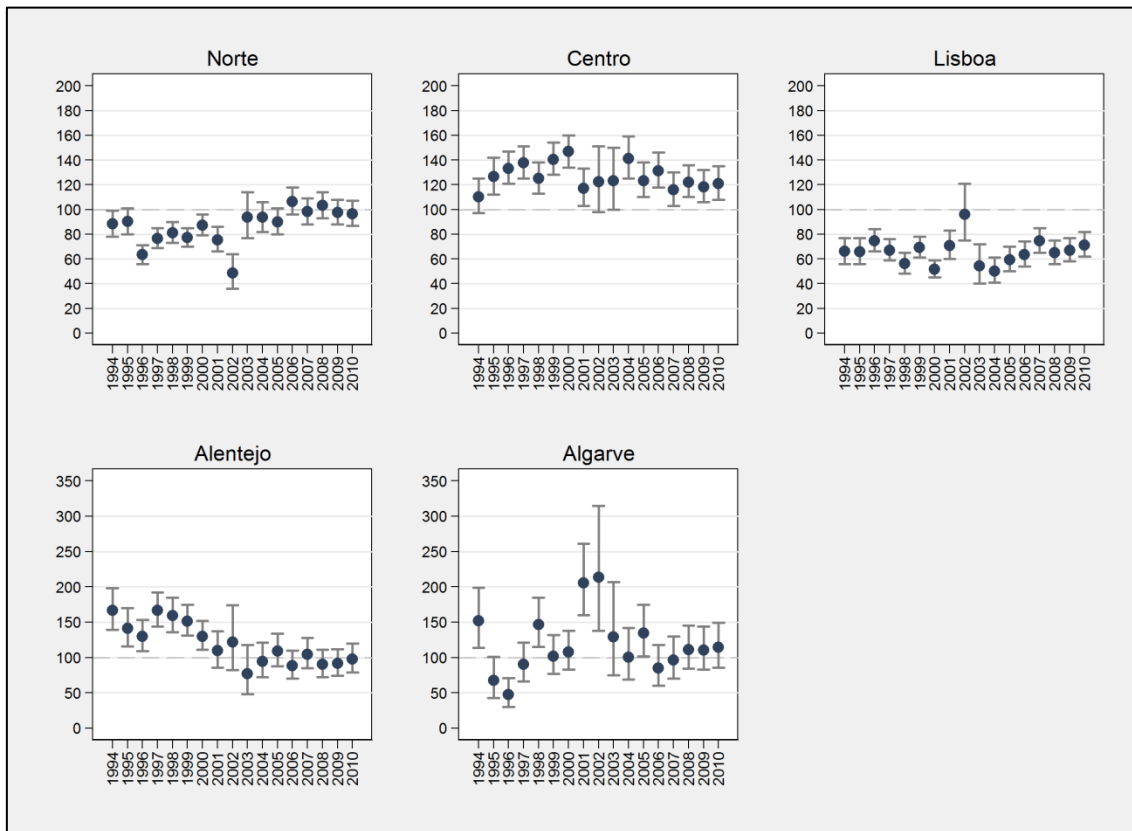


Figura 43. Mortes com Intenção Indeterminada por NUTS II (Continente) de 1994 a 2010 - Total. Padronização por sexo e grupos etários quinquenais calculada pelo método indirecto (%). Intervalos de confiança calculados pelo método de *Poisson* (95%).

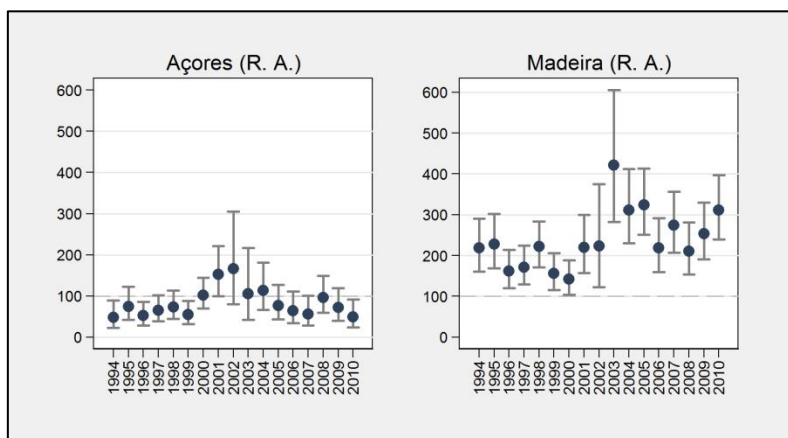


Figura 44. Mortes com Intenção Indeterminada por NUTS II (Regiões Autónomas) de 1994 a 2010 - Total. Padronização por sexo e grupos etários quinquenais calculada pelo método indirecto (%). Intervalos de confiança calculados pelo método de *Poisson* (95%).

Mortes de Causa “Mal Definida ou Desconhecida”, Portugal - NUTS II

Symptoms, signs and abnormal clinical and laboratory findings, not elsewhere classified
1994-2010, Mulheres

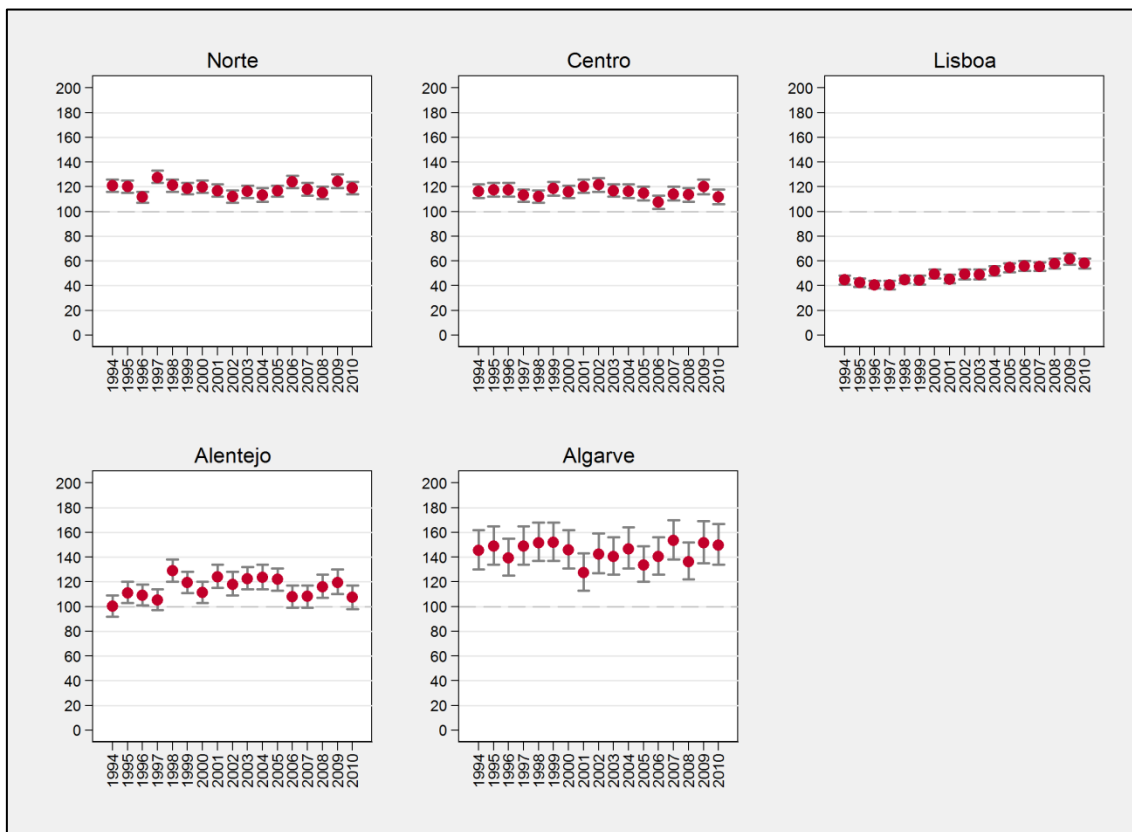


Figura 45. Mortes de causa indefinida por NUTS II (Continente) de 1994 a 2010 - Mulheres. Padronização por grupos etários quinquenais calculada pelo método indirecto (%). Intervalos de confiança calculados pelo método de *Poisson* (95%).

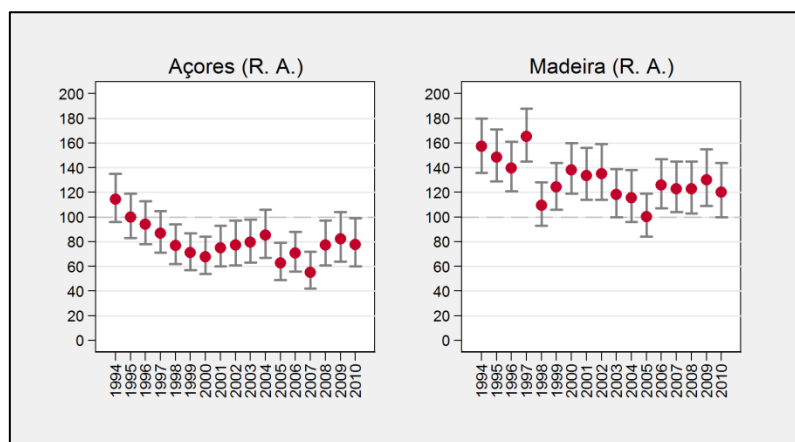


Figura 46. Mortes de causa indefinida por NUTS II (Regiões Autónomas) de 1994 a 2010 - Mulheres. Padronização por grupos etários quinquenais calculada pelo método indirecto (%). Intervalos de confiança calculados pelo método de *Poisson* (95%).

Mortes de Causa “Mal Definida ou Desconhecida”, Portugal - NUTS II
Symptoms, signs and abnormal clinical and laboratory findings, not elsewhere classified
 1994-2010, Homens

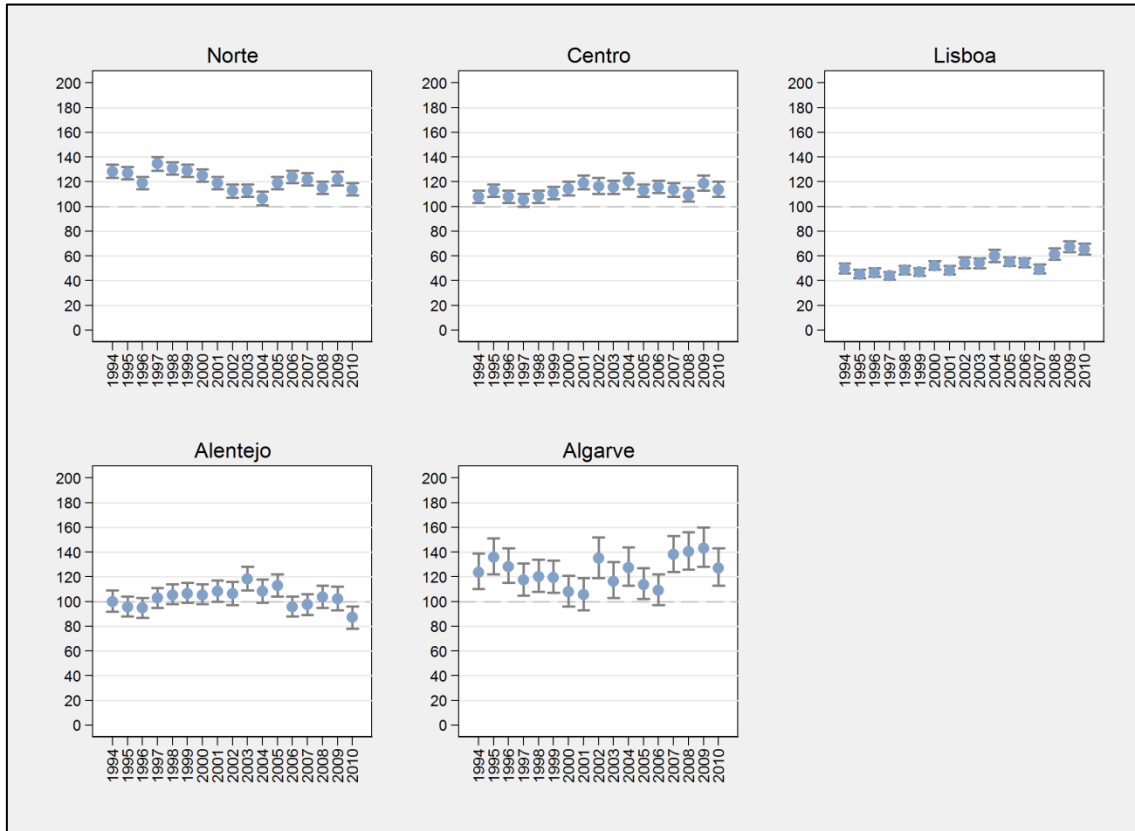


Figura 47. Mortes de causa indefinida por NUTS II (Continente) de 1994 a 2010 - Homens. Padronização por grupos etários quinquenais calculada pelo método indirecto (%). Intervalos de confiança calculados pelo método de *Poisson* (95%).

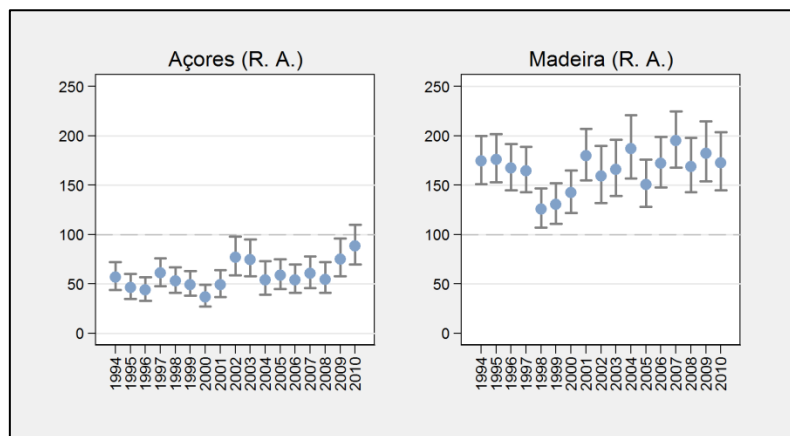


Figura 48. Mortes de causa indefinida por NUTS II (Regiões Autónomas) de 1994 a 2010 - Homens. Padronização por grupos etários quinquenais calculada pelo método indirecto (%). Intervalos de confiança calculados pelo método de *Poisson* (95%).

Mortes de Causa “Mal Definida ou Desconhecida”, Portugal - NUTS II

Symptoms, signs and abnormal clinical and laboratory findings, not elsewhere classified
1994-2010, Total

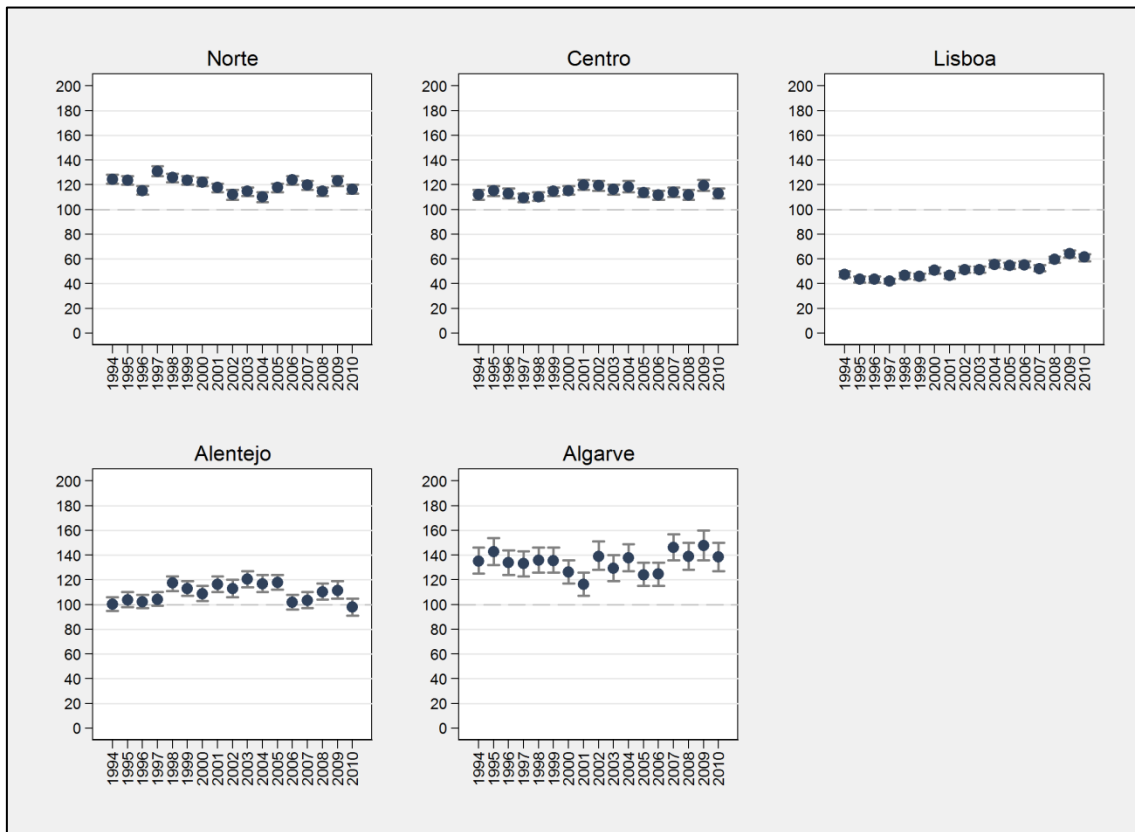


Figura 49. Mortes de causa indefinida por NUTS II (Continente) de 1994 a 2010 - Total. Padronização por sexo e grupos etários quinquenais calculada pelo método indirecto (%). Intervalos de confiança calculados pelo método de *Poisson* (95%).

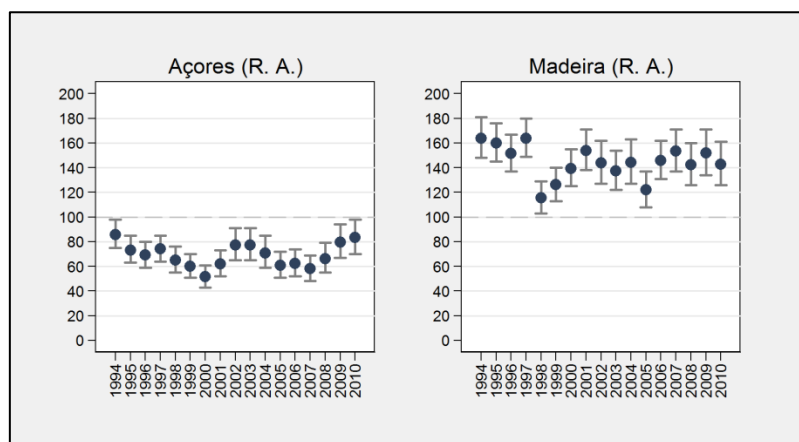


Figura 50. Mortes de causa indefinida por NUTS II (Regiões Autónomas) de 1994 a 2010 - Total. Padronização por sexo e grupos etários quinquenais calculada pelo método indirecto (%). Intervalos de confiança calculados pelo método de *Poisson* (95%).

Suicídio + Intenção Indeterminada, Portugal - NUTS II 1994-2010, Mulheres

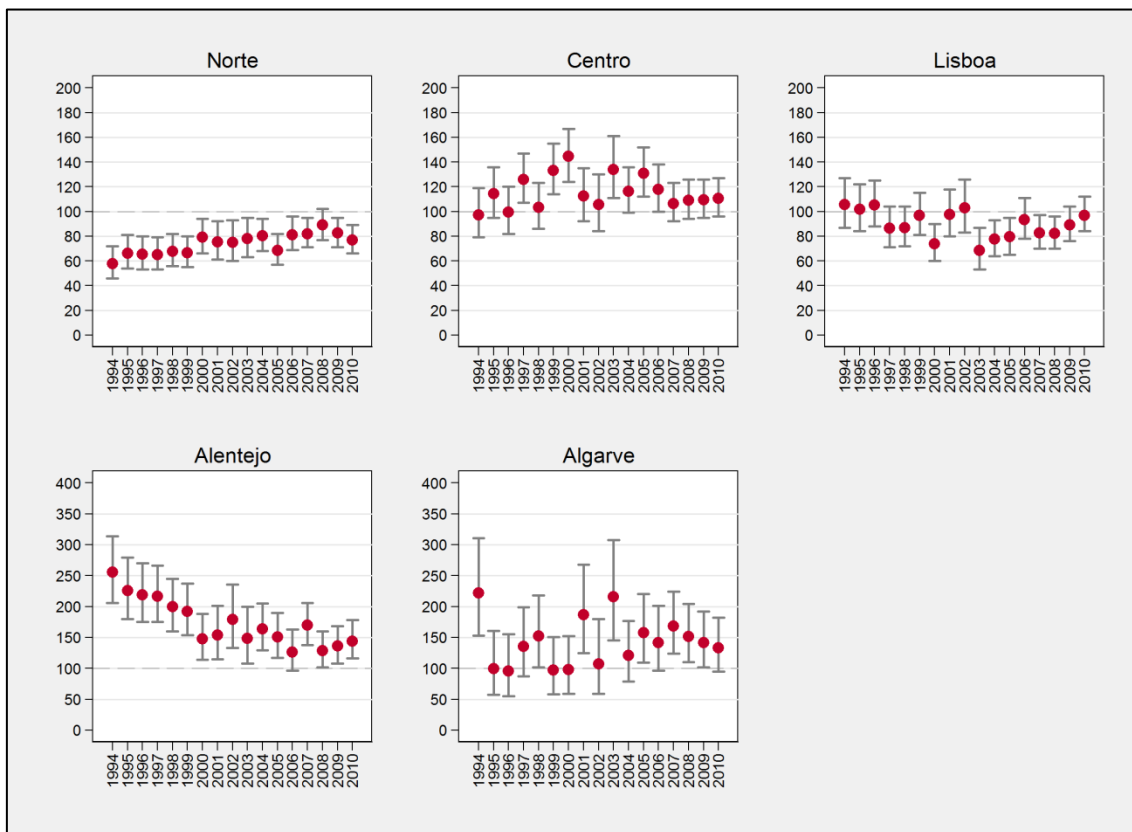


Figura 51. Suicídio + Intenção Indeterminada por NUTS II (Continente) de 1994 a 2010 - Mulheres. Padronização por sexo e grupos etários quinquenais calculada pelo método indirecto (%). Intervalos de confiança calculados pelo método de *Poisson* (95%).

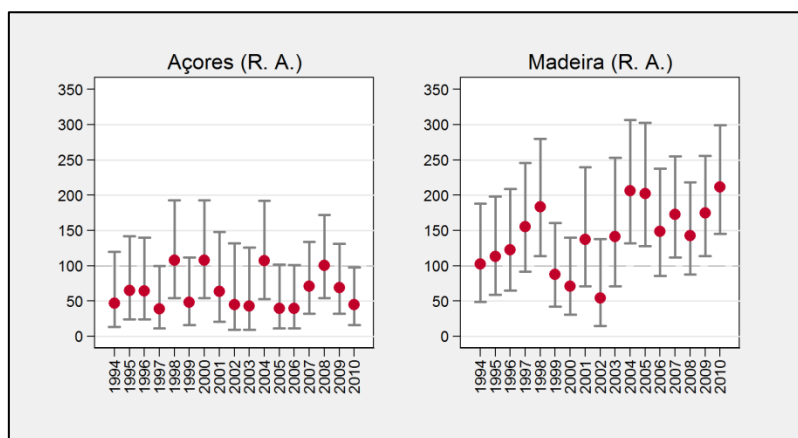


Figura 52. Suicídio + Intenção Indeterminada por NUTS II (Regiões Autónomas) de 1994 a 2010 – Mulheres. Padronização por sexo e grupos etários quinquenais calculada pelo método indirecto (%). Intervalos de confiança calculados pelo método de *Poisson* (95%).

Suicídio + Intenção Indeterminada, Portugal - NUTS II 1994-2010, Homens

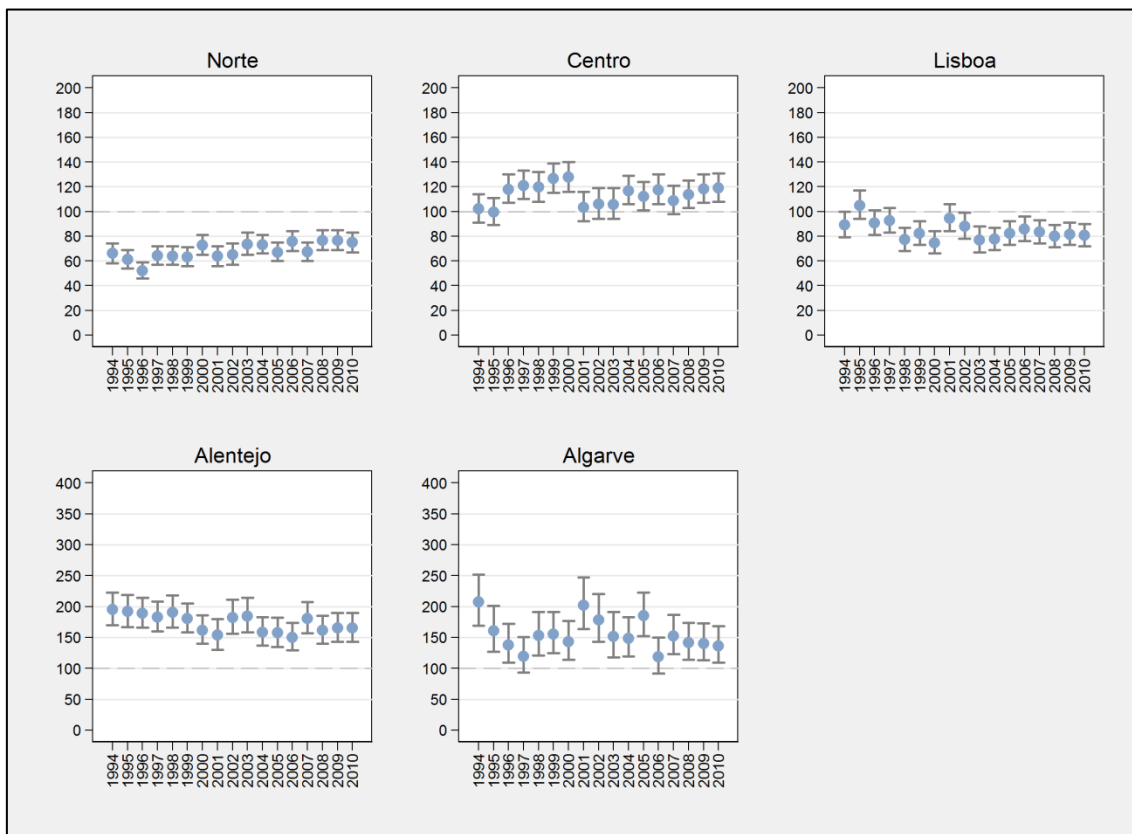


Figura 53. Suicídio + Intenção Indeterminada por NUTS II (Continente) de 1994 a 2010 - Homens. Padronização por sexo e grupos etários quinquenais calculada pelo método indirecto (%). Intervalos de confiança calculados pelo método de *Poisson* (95%).

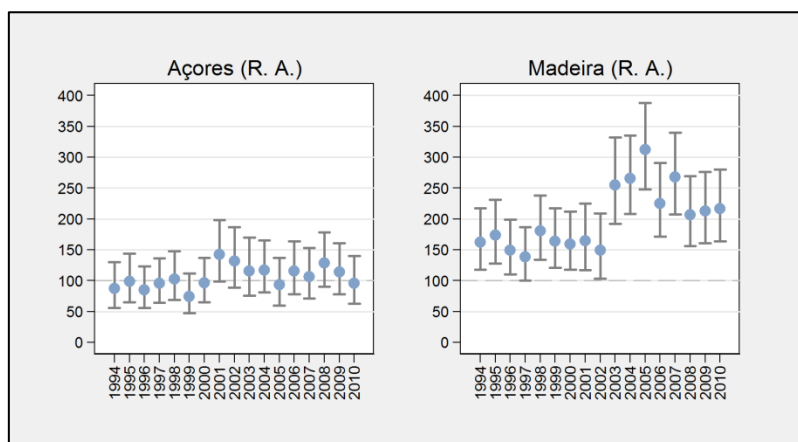


Figura 54. Suicídio + Intenção Indeterminada por NUTS II (Regiões Autónomas) de 1994 a 2010 - Homens. Padronização por sexo e grupos etários quinquenais calculada pelo método indirecto (%). Intervalos de confiança calculados pelo método de *Poisson* (95%).

Suicídio + Intenção Indeterminada, Portugal - NUTS II 1994-2010, Total

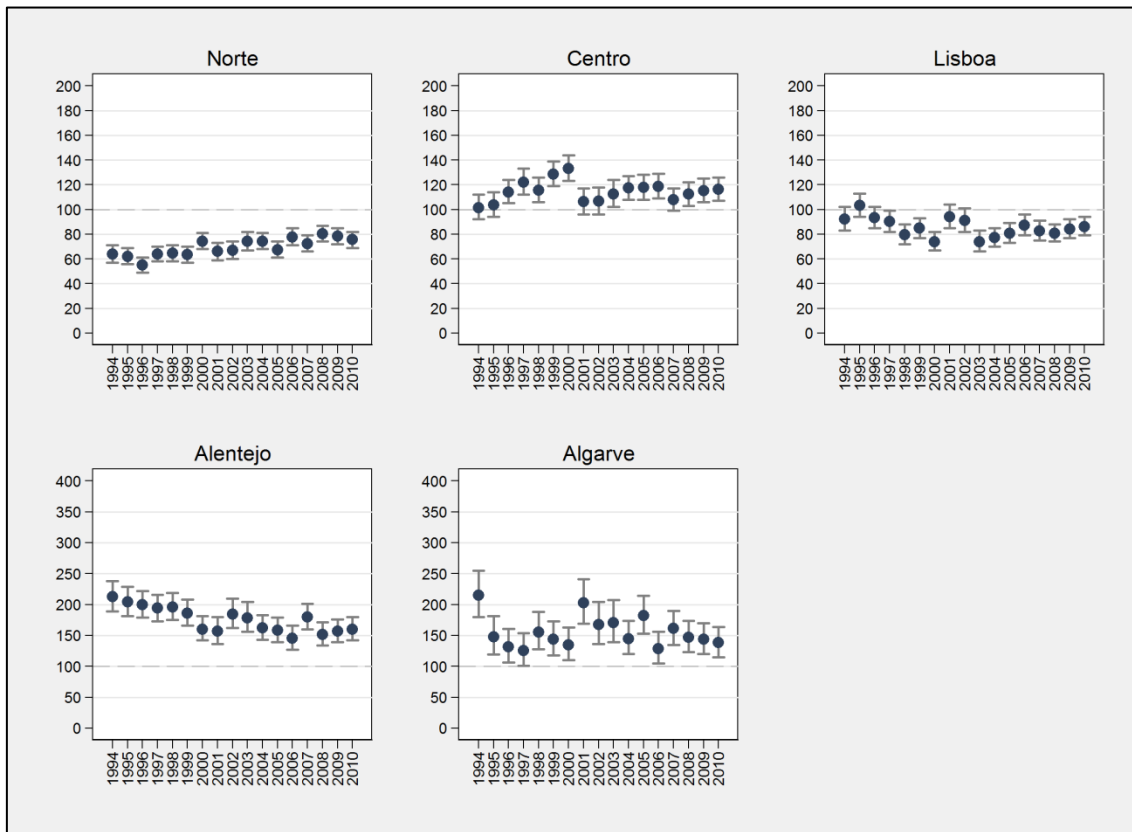


Figura 55. Suicídio + Intenção Indeterminada por NUTS II (Continente) de 1994 a 2010 - Total. Padronização por sexo e grupos etários quinquenais calculada pelo método indirecto (%). Intervalos de confiança calculados pelo método de *Poisson* (95%).

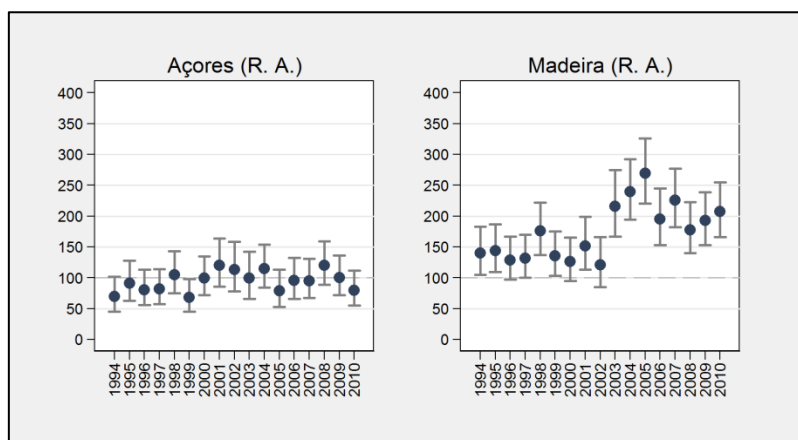


Figura 56. Suicídio + Intenção Indeterminada por NUTS II (Regiões Autónomas) de 1994 a 2010 - Total. Padronização por sexo e grupos etários quinquenais calculada pelo método indirecto (%). Intervalos de confiança calculados pelo método de *Poisson* (95%).

Suicídio em Portugal por Concelhos 1991-1995

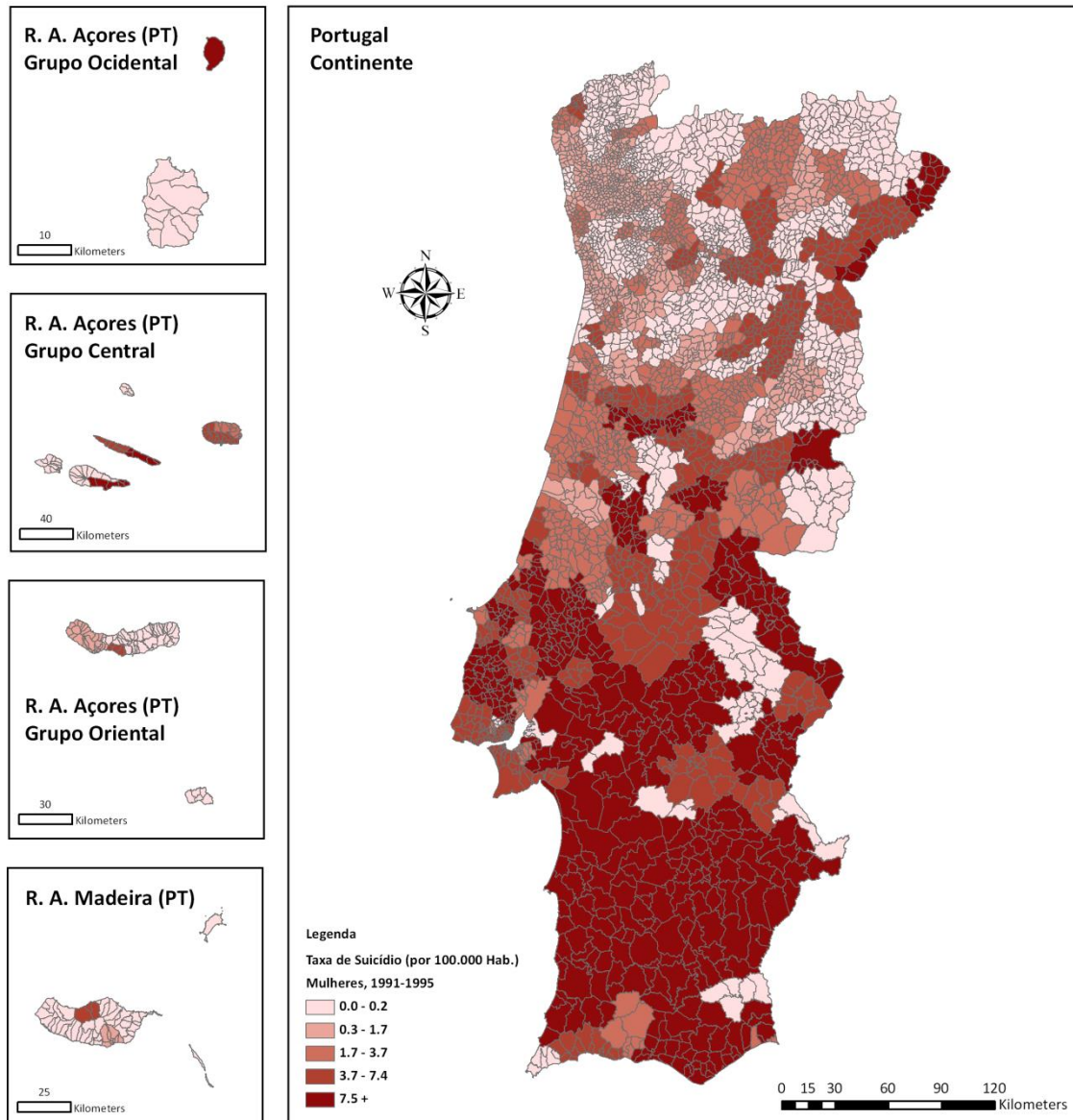


Figura 57. Suicídio em Portugal por Concelhos de 1991 a 1995 - Mulheres. Taxas de mortalidade agregadas para o quinquénio por 100.000 habitantes. Pontos de corte: quintis.

Suicídio em Portugal por Concelhos 1991-1995

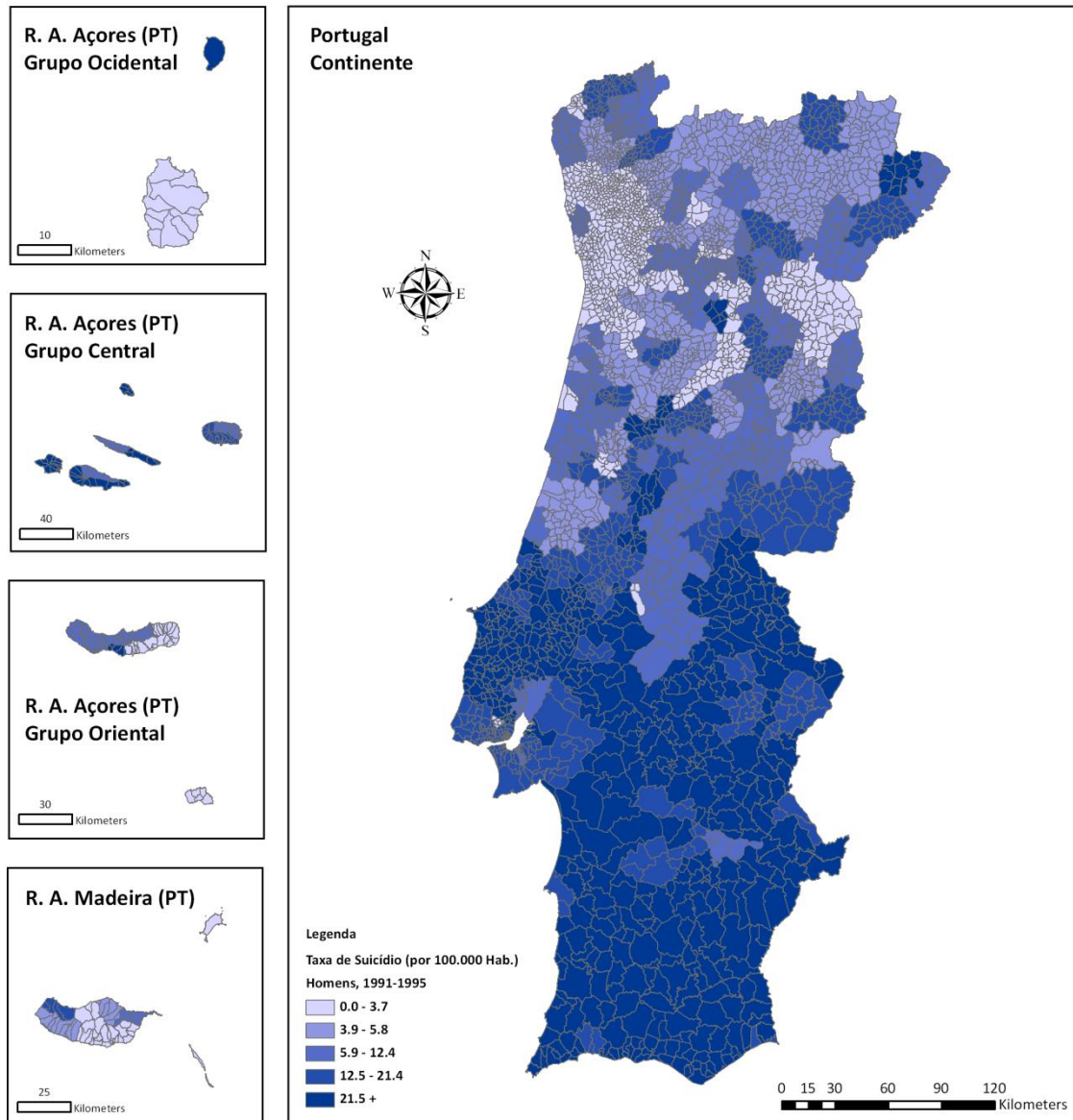


Figura 58. Suicídio em Portugal por Concelhos de 1991 a 1995 - Homens. Taxas de mortalidade agregadas para o quinquénio por 100.000 habitantes. Pontos de corte: quintis.

Suicídio em Portugal por Concelhos 1991-1995

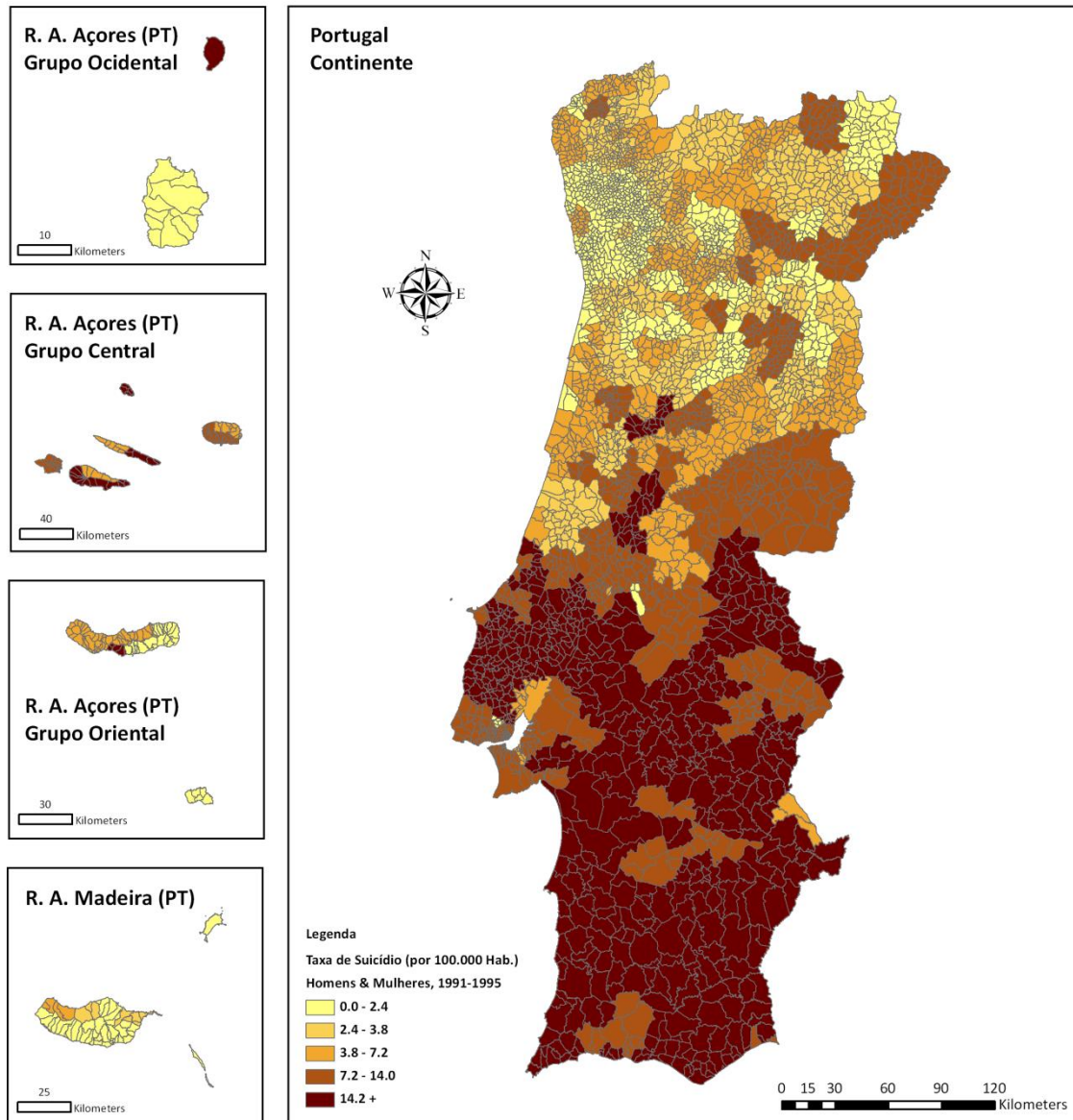


Figura 59. Suicídio em Portugal por Concelhos de 1991 a 1995 - ambos os sexos. Taxas de mortalidade agregadas para o quinquénio por 100.000 habitantes. Pontos de corte: quintis.

Suicídio em Portugal por Concelhos 1991-1995

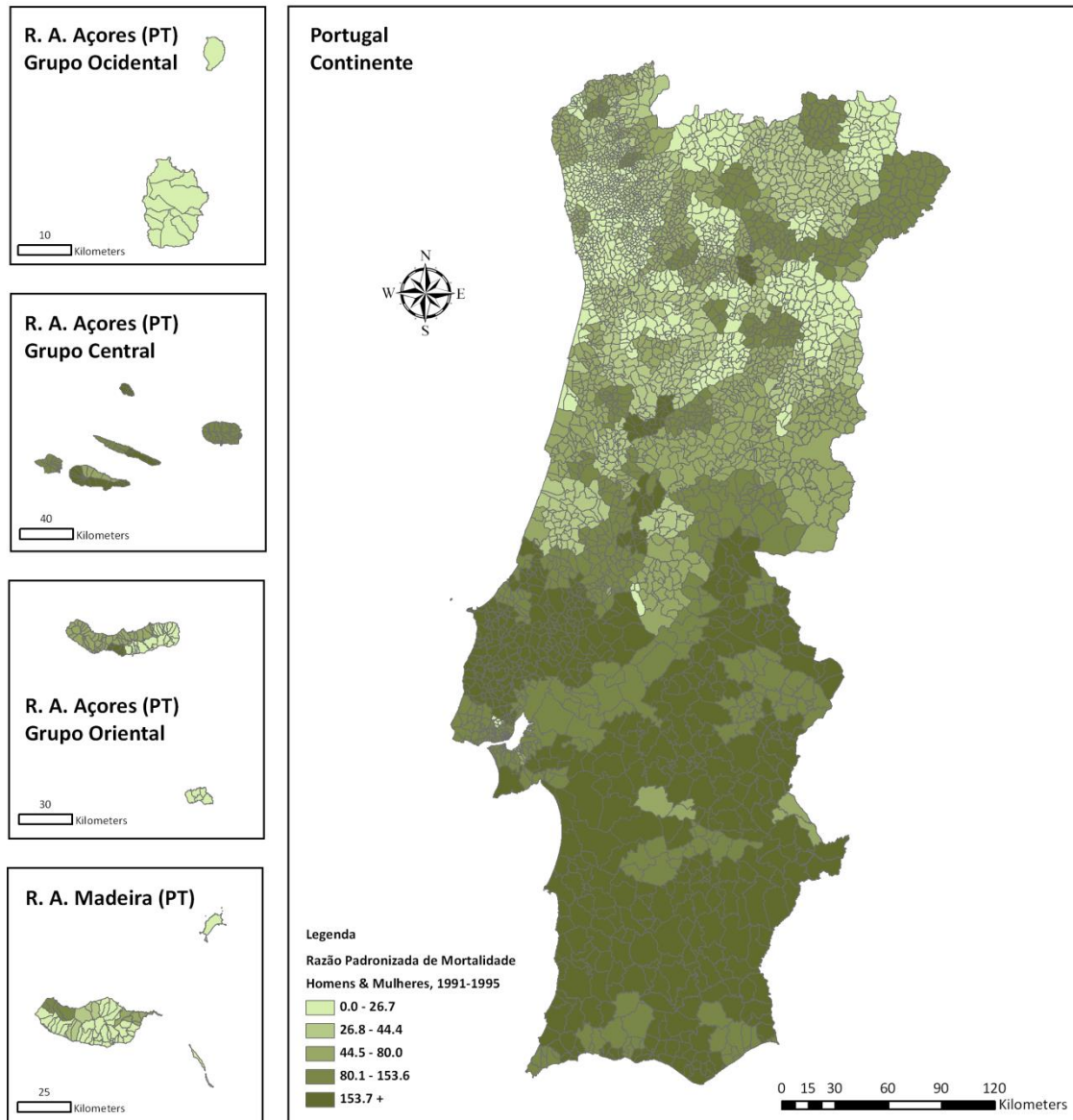


Figura 60. Suicídio em Portugal por Concelhos. Padronização por sexo e grupos etários quinquenais referente ao quinquénio de 91 a 95 calculada pelo método indirecto (%). Taxas específicas de referência: Portugal, 1991 a 1995. Pontos de corte: quintis.

Suicídio em Portugal por Concelhos 1991-1995

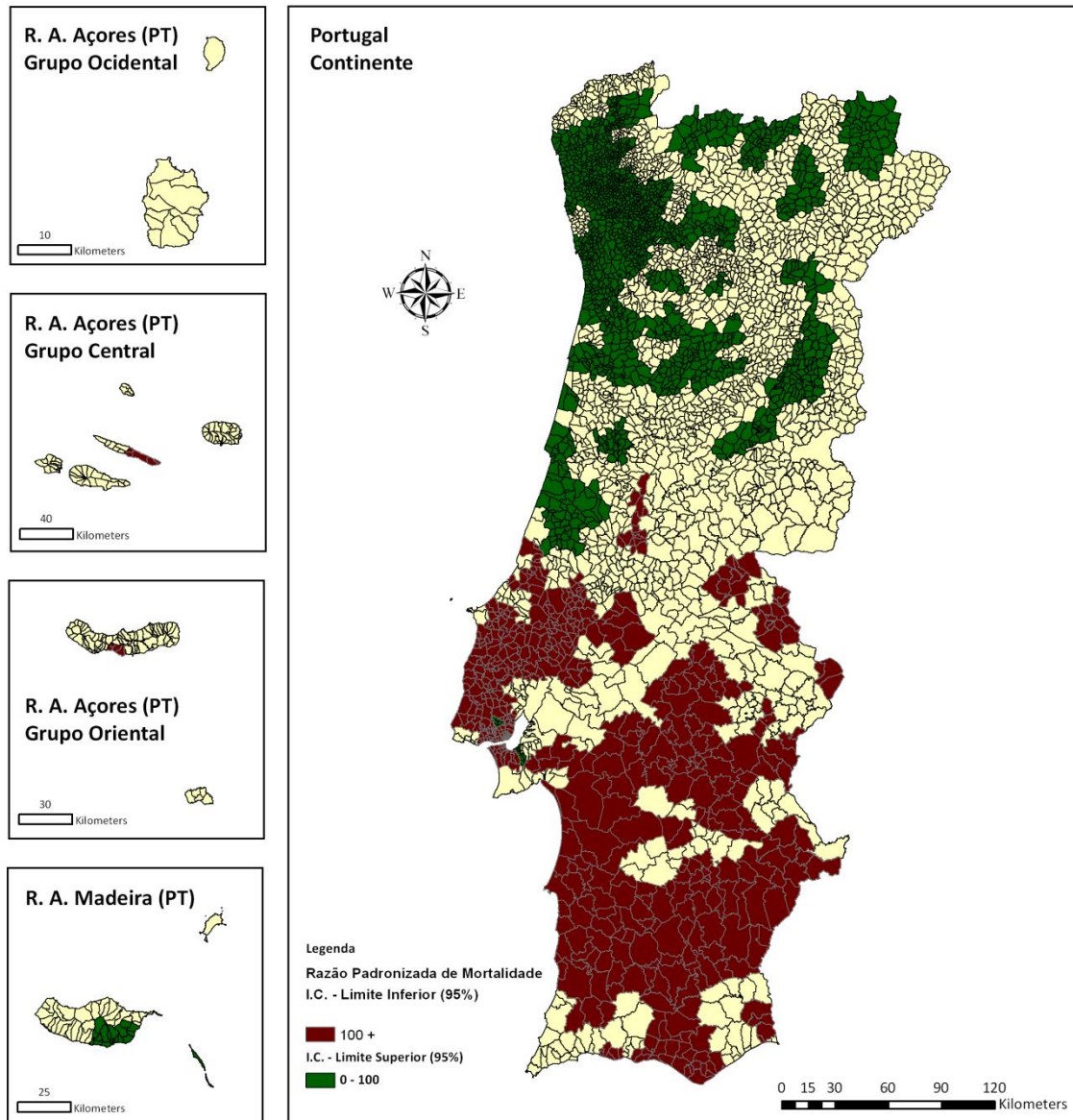


Figura 61. Suicídio em Portugal por Concelhos de 1991-1995. Padronização por sexo e grupos etários quinquenais referente ao quinquénio de 91 a 95 calculada pelo método indirecto (%). Intervalos de confiança calculados pelo método de *Poisson* (95%). Taxas específicas de referência: Portugal, 1991 a 1995.

Anexo IV

Código STATA e Análises Complementares

Estudo Descritivo

As taxas brutas de mortalidade por sexos e para o total foram calculadas no STATA com o seguinte código:

```
local causa = "suic ind desc afogam quedas trans veneno"
foreach c of local causa {
  gen tx`c'10 = (100000 * `c') / pop if sex == 10
  gen tx`c'0 = (100000 * `c') / pop if sex == 0
  gen tx`c'1 = (100000 * `c') / pop if sex == 1
}
```

Padronização pelo Método Directo

As taxas padronizadas pelo método directo foram calculadas através do comando *dstdize* do STATA. Por exemplo:

```
dstdize suic pop age if suic~= . & pop~= . , by(country name refzona refzona_label year sex) using ("C:\who.dta")
```

Padronização pelo Método Indirecto

Ao padronizar pelo método indirecto por mais do que um factor no STATA deparámo-nos com inconsistências nos resultados. Efectivamente, de cada vez que se executava o código obtinha-se uma razão padronizada de mortalidade diferente. Ao observar o código deparámo-nos com um *bug* no programa quando eram computados os óbitos observados por grupos pelo que procedemos às seguintes alterações no ficheiro *ado* relativo à padronização pelo método indirecto, tal como proposto por Javier Sanchez na *Statalist*.

```
istdize.ado
line 163 qui by `Gc': replace `topop'=`topop'[_N]
*****NEW*****
      qui by `Gc': replace `cases'=sum(`cases')
      qui by `Gc': replace `cases'=`cases'[_N]
***** END NEW*****
```

Para nos certificarmos de que os resultados estavam correctos, calculámos a razão padronizada de mortalidade de uma forma semelhante à apresentada em baixo.

```
egen x = group(year nut)
local causa = "suic desc ind"
foreach c of local causa {
  bysort x: gen observed=sum( ob`c'_bysxage )
  bysort x: replace obs`c'=. if _n<_N
  cap drop ex`c'_bysxage
```

```

gen ex `c' _bysxage = stdrate_pt*pop/100000
bysort x: gen expected=sum( ex `c' _bysxage )
bysort x: replace expected=. if _n<_N
cap drop rpm `c'
ge rpm `c' = observed*100/ expected
cap drop observed expected
}

```

Os resultados foram exactamente iguais aos valores obtidos com as alterações ao comando *istdize*.

Estudo Analítico

Código para estimar variações no suicídio com base nos resultados de Stuckler

```

                                predict.do
1  tsset year, yearly
2
3  cap drop chgunemp_ameco
4  generate chgunemp_ameco = d.unemp_ameco if 1.unemp_ameco !=. & unemp_ameco !=.
5
6  cap drop pm_Adj pM_Adj pC_Adj
7  gen pm_Adj = 0.16 * chgunemp_ameco
8  gen pM_Adj = 1.42 * chgunemp_ameco
9  gen pC_Adj = 0.79 * chgunemp_ameco
10
11 replace pm_Adj = 0.65 * chgunemp_ameco if chgunemp_ameco > 3 | chgunemp_ameco < -3
12 replace pM_Adj = 8.24 * chgunemp_ameco if chgunemp_ameco > 3 | chgunemp_ameco < -3
13 replace pC_Adj = 4.45 * chgunemp_ameco if chgunemp_ameco > 3 | chgunemp_ameco < -3
14
15 local var = "_64less_pt11_64less_si_pt11_641"
16 foreach v of local var {
17
18 cap drop chgAdj`v'
19 gen chgAdj`v' = 100*(Adj`v' - l.Adj`v') / l.Adj`v')
20
21 cap drop pm_Adj`v'_rate pM_Adj`v'_rate pC_Adj`v'_rate
22 gen pm_Adj`v'_rate = l.Adj`v' + ( ( pm_Adj * l.Adj`v' ) / 100 )
23 gen pM_Adj`v'_rate = l.Adj`v' + ( ( pM_Adj * l.Adj`v' ) / 100 )
24 gen pC_Adj`v'_rate = l.Adj`v' + ( ( pC_Adj * l.Adj`v' ) / 100 )
25
26 cap drop pm_Adj`v'_chgrate pM_Adj`v'_chgrate pC_Adj`v'_chgrate
27 gen pm_Adj`v'_chgrate = ( ( pm_Adj * l.Adj`v' ) / 100 )
28 gen pM_Adj`v'_chgrate = ( ( pM_Adj * l.Adj`v' ) / 100 )
29 gen pC_Adj`v'_chgrate = ( ( pC_Adj * l.Adj`v' ) / 100 )
30
31 cap drop pm_Adj`v'_chgdeath pM_Adj`v'_chgdeath pC_Adj`v'_chgdeath
32 gen pm_Adj`v'_chgdeath = ( pm_Adj`v'_chgrate * pop64less ) / 100000
33 gen pM_Adj`v'_chgdeath = ( pM_Adj`v'_chgrate * pop64less ) / 100000
34 gen pC_Adj`v'_chgdeath = ( pC_Adj`v'_chgrate * pop64less ) / 100000
35
36
37 twoway (rarea CIlow`v' CIupp`v' year, sort fcolor("192 192 192") lcolor("129 161 200")) (
line Adj`v' year, sort lcolor("47 65 91") lwidth(medthick) lpattern(solid)) (rcap pm_Adj
`v'_rate pM_Adj`v'_rate year, sort lcolor(black) lwidth(medthick) lpattern(solid) msz(e
medium)) (scatter pC_Adj`v'_rate year, sort mcolor("193 0 42") msz(e medsmall) msymbol(
circle)) if year > 1959, ytitle(Taxa de Suicidio (por 100.000 hab.)) ytitle(, size(small))
ylabel(, lsize(small) angle(horizontal) format(%9.0g) gmin gmax) xtitle(Tempo (Anos))
xtitle(, size(small) margin(small)) xline(1971 1980 2002 2004 2007, lpattern(dash) lcolor(
"192 192 192")) xlabel(1960(10)2010, lsize(small) angle(horizontal) format(%6.0f))
xmtick(1960(1)2011) legend(order(1 "IC 95% (Ajustada)" 2 "Taxa Ajustada " 3 "IC 95%
(Estimada)" 4 "Taxa Estimada") size(small) position(12)) plotregion(lcolor(black))
38
39 graph save Graph "predict_`v'" , replace
40
41 }
42
43

```

Regressão de Séries Temporais

Os programas apresentados (STATA *do files*) permitem reproduzir integralmente as comparações realizadas. A base de dados foi organizada no formato

wide em que cada variável tem apenas uma observação por ano. O cabeçalho do ficheiro *regress.do* pode ser ajustado em função das especificações pretendidas. Para que o código seja operacional devem ser retirados os números indicadores de cada linha.

```

regress.do - Printed on 21-08-2012 23:00:07

1
2 // Carlos Pinhão Ramalheira
3 // Faculdade de Medicina da Universidade de Coimbra
4
5 qui {
6 * -----
7 * INTRODUÇÃO DE DADOS
8 * -----
9 local path = "C:\Users\Carlos Ramalheira\Desktop\REGRESSION\"
10 local file = "MASTER YEAR"
11 local logf = "reg_result.log"
12 local dependente = "txsuic0 txsuic1 txsuic10 txsuicind0 txsuicind1 txsuicind10 txsuicind18_pt11_0
txsuic18_pt11_1 txsuic18_pt11_10 txsuic17_pt11_0 txsuic17_pt11_1 txsuic17_pt11_10 txpsuicind18_pt11_0
txpsuicind18_pt11_1 txpsuicind18_pt11_10"
13 local independente = "unemp_ameco unemp_es unemp_std unemp_bp ltu_act_0 ltu_unem_0 vltu_act_0 ltu_act_1 ltu_unem_1
vltu_act_1 ltu_act_10 ltu_unem_10 vltu_act_10 unemp_es_0_TOTAL unemp_es_10_TOTAL unemp_es_1_TOTAL"
14 local time = "year"
15 local unemp_fy = "1960 1974 1983 1992 1998 2011"
16 local icd_fy = "1931 1941 1952 1955 1971 1980 2002 2004 2007"
17 local printall = "no"
18 local buonf = "no"
19 local sidak = "no"
20 local xx1st = "xx1 xx2 xx3 xx4"
21 local cmdlst = "cmd1 cmd2 cmd3 cmd4 cmd5 cmd6 cmd7 cmd8 cmd9 cmd10 cmd11 cmd12 cmd13 cmd14 cmd15 cmd16 cmd17 cmd18
cmd19"
22 /*
23 -----
24 Help
25 -----
26 xx1 = "`varx' `vary'"
27 xx2 = "`varx' `c_r' `vary' `c_r'"
28 xx3 = "chg`varx' chg`vary'"
29 xx4 = "chg`varx' `c_r' chg`vary' `c_r'"
30 -----
31 local cmd1 = "regress `varxx' `varyy', vce(r)"
32 local cmd2 = "regress `varxx' `varyy', cluster(panel)"
33 local cmd3 = "xi: regress `varxx' `varyy' i.icd i.unemp , vce(r)"
34 local cmd4 = "regress `varxx' `varyy' `time' , vce(r)"
35 local cmd5 = "regress `varxx' `varyy' `time' , cluster(panel)"
36 local cmd6 = "regress `varxx' `varyy' `time' icd , vce(r)"
37 local cmd7 = "regress `varxx' `varyy' `time' unemp , vce(r)"
38 local cmd8 = "regress `varxx' `varyy' `time' icd unemp , vce(r)"
39 local cmd9 = "xi: regress `varxx' `varyy' `time' i.icd i.unemp , vce(r)"
40 local cmd10 = "xi: regress `varxx' `varyy' `time' i.icd i.unemp , cluster(panel)"
41 local cmd11 = "xi: regress `varxx' `varyy' `time' i.icd i.unemp if chg`varx'>-150 & chg`varx'<150 , vce(r)"
42 local cmd12 = "xi: regress `varxx' `varyy' `time' i.icd i.unemp if chg`varx'>-20 & chg`varx'<20 , vce(r)"
43 local cmd13 = "xi: regress `varxx' l1.`varyy' `time' i.icd i.unemp if chg`varx'>-20 & chg`varx'<20 , vce(r)"
44 local cmd14 = "xi: regress `varxx' l2.`varyy' `time' i.icd i.unemp if chg`varx'>-20 & chg`varx'<20 , vce(r)"
45 local cmd15 = "xi: regress `varxx' l3.`varyy' `time' i.icd i.unemp if chg`varx'>-20 & chg`varx'<20 , vce(r)"
46 local cmd16 = "xi: bsqreg `varxx' `varyy' `time'"
47 local cmd17 = "xi: bsqreg `varxx' `varyy' `time' i.icd i.unemp if chg`varx'>-150 & chg`varx'<150"
48 local cmd18 = "bootstrap: regress `varxx' `varyy' `time' , vce(r)"
49 local cmd19 = "bootstrap: regress `varxx' `varyy' `time' i.icd i.unemp if chg`varx'>-150 & chg`varx'<150 , vce(r)"
50 -----
51 */
52
53 set more off
54 set rmsg on
55 local st = "$S_TIME"
56 cd "`path'"
57 use "`file'", clear
58 preserve
59 cap log close _all
60 log using "`logf'", replace text name("Modelos de Regressão")
61 noi di " "
62 noi di "-----"
63 noi di " "
64 noi di " "
65 noi di "----- MODELOS DE REGRESSÃO -----"
66 noi di " "
67 noi di "-----"
68 noi di " "
69 noi di "File in use : $S_FN"
70 noi di "Path : `path'"
71 noi di "Data & Hora : $S_FNDATE"
72 noi di " "
73 noi tsset `time' , yearly
74 noi di " "
75 noi di "Lista de vars x : `dependente'"
76 noi di "Lista de vars y : `independente'"
77 noi di "-----"
78 noi di " "
79
80 local counter = 0
81 local modelsig = 0
82 conf var `dependente'
83 conf var `independente'

```

```

84 local cruzam = wordcount("`xxlst'")
85 local comand = wordcount("`cmdlst'")
86 local includ = 3
87 local nr_depvt = wordcount("`dependente'")
88 local nr_indepvt = wordcount("`independente'")
89
90 local n_regs = (`includ' * `cruzam' * `comand' * `nr_depvt' * `nr_indepvt')
91
92 * noi di in gr "alfa: " in ye %14.12f `alfa' in gr " <--> nr regs: " in ye `n_regs'
93 * noi di in gr "cruz: " in ye `cruzam' in gr " <--> comand: " in ye `comand'
94
95 * Buonferroni corrected alpha -> n_regs = (includefiles * cruzamentos * modelos * nr_depvt * nr_indepvt)
96
97 if "`buonf'" == "yes" {
98 local alfa = 0.05 / `n_regs'
99 }
100 if "`sidak'" == "yes" {
101 local alfa = 1-(exp(log(1-0.05)/`n_regs'))
102 }
103 else {
104 local alfa = 0.05
105 }
106
107
108
109
110
111 * -----
112
113 * Gerar variáveis "dummy" para as séries de mortalidade e desemprego
114
115 cap drop icd
116 gen icd = 1
117 local x = 2
118 foreach y of local icd_fy {
119 replace icd = `x' if `time' > (`y'-1)
120 local x = `x' + 1
121 }
122
123 cap drop unemp
124 gen unemp = 1
125 local x = 2
126 foreach y of local unemp_fy {
127 replace unemp = `x' if `time' > (`y'-1)
128 local x = `x' + 1
129 }
130
131 cap drop panel
132 egen panel = group(icd unemp)
133
134 include trans_1.do
135 include trans_2.do
136 include trans_3.do
137
138
139 noi di " "
140 noi di "-----"
141 noi di " "
142 noi elapse `st'
143 noi di in ye "Número de regressões : " in wh `counter'
144 noi di in ye "Modelos significativos: " in wh `modelsig' in ye " (" in wh %4.2f ((100* `modelsig')/`counter') in
ye " percent)"
145 noi di "-----"
146 noi di " "
147 log close _all
148 set more on
149 set rmsg off
150 restore
151 beep
152 beep
153 beep
154
155 }
156
157

```

trans_1.do - Printed on 21-08-2012 18:56:42

```

1 noi di " "
2 noi di "----- Modelo 1. Sem Correções -----"
3
4 foreach varx of local dependente {
5 foreach vary of local independente {
6
7 noi di "-----"
8 noi di " "
9 noi di "*" `varx' vs `vary'"
10 noi di "-----"
11 noi di " "
12
13 * center & detrend xvar
14
15 sum `varx' , mean
16 local mean = r(mean)
17 cap drop `varx'_c
18 cap drop `varx'_c_xb
19 cap drop `varx'_c_r

```

```

20 gen `varx'_c = `varx' - `mean'
21 regress `varx'_c `time'
22 predict `varx'_c_xb , xb
23 predict `varx'_c_r , r
24 cap drop chg`varx'
25 cap drop chg`varx'_c
26 cap drop chg`varx'_c_xb
27 cap drop chg`varx'_c_r
28 generate chg`varx' = 100*((`varx' - l.`varx') / l.`varx') if l.`varx' !=. & `varx' !=.
29 sum chg`varx' , mean
30 local mean = r(mean)
31 gen chg`varx'_c = chg`varx' - `mean'
32 regress chg`varx'_c `time'
33 predict chg`varx'_c_xb , xb
34 predict chg`varx'_c_r , r
35
36 * center & detrend yvar
37
38 sum `vary' , mean
39 local mean = r(mean)
40 cap drop `vary'_c
41 cap drop `vary'_c_xb
42 cap drop `vary'_c_r
43 gen `vary'_c = `vary' - `mean'
44 regress `vary'_c `time'
45 predict `vary'_c_xb , xb
46 predict `vary'_c_r , r
47 cap drop chg`vary'
48 cap drop chg`vary'_c
49 cap drop chg`vary'_c_xb
50 cap drop chg`vary'_c_r
51 generate chg`vary' = d.`vary' if l.`vary' !=. & `vary' !=.
52 sum chg`vary' , mean
53 local mean = r(mean)
54 gen chg`vary'_c = chg`vary' - `mean'
55 regress chg`vary'_c `time'
56 predict chg`vary'_c_xb , xb
57 predict chg`vary'_c_r , r
58
59 * Regressões
60
61 include modelos.do
62 }
63 }
64
65

```

```

trans_2.do - Printed on 21-08-2012 18:59:44

1 noi di " _____"
2 noi di " "
3 noi di " ----- Modelo 2. Séries Equilibradas -----"
4
5
6 foreach varx of local dependente {
7 foreach vary of local independente {
8
9 noi di " _____"
10 noi di " "
11 noi di "*" `varx' vs `vary'"
12 noi di " _____"
13 noi di " "
14
15 * center & detrend xvar
16
17 sum `varx' if `varx' ~=. & `vary' ~=. , mean
18 local mean = r(mean)
19 cap drop `varx'_c
20 cap drop `varx'_c_xb
21 cap drop `varx'_c_r
22 gen `varx'_c = `varx' - `mean' if `varx' ~=. & `vary' ~=.
23 regress `varx'_c `time' if `varx' ~=. & `vary' ~=.
24 predict `varx'_c_xb if `varx' ~=. & `vary' ~=. , xb
25 predict `varx'_c_r if `varx' ~=. & `vary' ~=. , r
26 cap drop chg`varx'
27 cap drop chg`varx'_c
28 cap drop chg`varx'_c_xb
29 cap drop chg`varx'_c_r
30 generate chg`varx' = 100*((`varx' - l.`varx') / l.`varx') if l.`varx' !=. & `varx' !=.
31 replace chg`varx' =. if `vary' ==.
32 sum chg`varx' if `varx' ~=. & `vary' ~=. , mean
33 local mean = r(mean)
34 gen chg`varx'_c = chg`varx' - `mean' if `varx' ~=. & `vary' ~=.
35 regress chg`varx'_c `time' if `varx' ~=. & `vary' ~=.
36 predict chg`varx'_c_xb if `varx' ~=. & `vary' ~=. , xb
37 predict chg`varx'_c_r if `varx' ~=. & `vary' ~=. , r
38
39 * center & detrend yvar
40
41 sum `vary' if `varx' ~=. & `vary' ~=. , mean
42 local mean = r(mean)
43 cap drop `vary'_c
44 cap drop `vary'_c_xb
45 cap drop `vary'_c_r
46 gen `vary'_c = `vary' - `mean' if `varx' ~=. & `vary' ~=.
47 regress `vary'_c `time' if `varx' ~=. & `vary' ~=.
48 predict `vary'_c_xb if `varx' ~=. & `vary' ~=. , xb

```

```

49 predict `vary'_c_r if `varx'~= . & `vary' ~= . , r
50 cap drop chg`vary'
51 cap drop chg`vary'_c
52 cap drop chg`vary'_c_xb
53 cap drop chg`vary'_c_r
54 generate chg`vary' = d.`vary' if l.`vary' !=. & `vary' !=.
55 replace chg`vary' = . if `varx' ==.
56 sum chg`vary' if `varx' ~= . & `vary' ~= . , mean
57 local mean = r(mean)
58 gen chg`vary'_c = chg`vary' - `mean' if `varx'~= . & `vary' ~= .
59 regress chg`vary'_c `time' if `varx' ~= . & `vary' ~= .
60 predict chg`vary'_c_xb if `varx' ~= . & `vary' ~= . , xb
61 predict chg`vary'_c_r if `varx' ~= . & `vary' ~= . , r
62
63 * Regressões
64
65 include modelos.do
66 }
67 }
68

```

trans_3.do - Printed on 21-08-2012 19:02:23

```

1 noi di " _____"
2 noi di " "
3 noi di " ----- Modelo 3. Séries Desequilibradas e Ajustadas por Class. -----"
4
5 * center & detrend xvar
6
7 foreach varx of local dependente {
8
9 cap drop `varx'_c
10 gen `varx'_c =.
11 cap drop `varx'_c_xb
12 gen `varx'_c_xb =.
13 cap drop `varx'_c_r
14 gen `varx'_c_r =.
15 cap drop chg`varx'
16 gen chg`varx' = 100*((`varx' - l.`varx') / l.`varx') if l.`varx' !=. & `varx' !=.
17 cap drop chg`varx'_c
18 gen chg`varx'_c =.
19 cap drop chg`varx'_c_xb
20 gen chg`varx'_c_xb =.
21 cap drop chg`varx'_c_r
22 gen chg`varx'_c_r =.
23
24 sum icd
25 local n = 1
26 local x = r(max) + 1
27 while `n' < `x' {
28 sum `varx' if icd == `n'
29 local mean = r(mean)
30 local nobs = r(N)
31 if r(sum) ~= . & `nobs' > 2 {
32 replace `varx'_c = `varx' - `mean' if icd == `n'
33 regress `varx'_c `time' if icd == `n'
34 predict `varx'_c_xb_`n' if icd == `n', xb
35 replace `varx'_c_xb = `varx'_c_xb_`n' if icd == `n'
36 cap drop `varx'_c_xb_`n'
37 predict `varx'_c_r_`n' if icd == `n', r
38 replace `varx'_c_r = `varx'_c_r_`n' if icd == `n'
39 cap drop `varx'_c_r_`n'
40 }
41 sum chg`varx' if icd == `n'
42 local mean = r(mean)
43 local nobs = r(N)
44 if r(sum) ~= . & `nobs' > 2 {
45 replace chg`varx'_c = chg`varx' - `mean' if icd == `n'
46 regress chg`varx'_c `time' if icd == `n'
47 predict chg`varx'_c_xb_`n' if icd == `n', xb
48 replace chg`varx'_c_xb = chg`varx'_c_xb_`n' if icd == `n'
49 cap drop chg`varx'_c_xb_`n'
50 predict chg`varx'_c_r_`n' if icd == `n', r
51 replace chg`varx'_c_r = chg`varx'_c_r_`n' if icd == `n'
52 cap drop chg`varx'_c_r_`n'
53 }
54 local n = `n' + 1
55 }
56
57 * center & detrend yvars
58
59 foreach vary of local independente {
60
61 noi di " _____"
62 noi di " "
63 noi di " * `varx' vs `vary'"
64 noi di " _____"
65 noi di " "
66
67 cap drop `vary'_c
68 gen `vary'_c =.
69 cap drop `vary'_c_xb
70 gen `vary'_c_xb =.
71 cap drop `vary'_c_r
72 gen `vary'_c_r =.
73 cap drop chg`vary'
74 generate chg`vary' = d.`vary' if l.`vary' !=. & `vary' !=.
75 cap drop chg`vary'_c

```

```

76 gen chg`vary'_c=.
77 cap drop chg`vary'_c_xb
78 gen chg`vary'_c_xb=.
79 cap drop chg`vary'_c_r
80 gen chg`vary'_c_r=.
81
82 sum unemp
83 local x = r(max)
84 forvalues n = 1/\`x' {
85 sum `vary' if unemp == `n'
86 local mean = r(mean)
87 local nobs = r(N)
88 if r(sum) ~=. & `nobs' > 2 {
89 replace `vary'_c = `vary' - `mean' if unemp == `n'
90 regress `vary'_c `time' if unemp == `n'
91 predict `vary'_c_xb `n' if unemp == `n', xb
92 replace `vary'_c_xb = `vary'_c_xb_`n' if unemp== `n'
93 cap drop `vary'_c_xb_`n'
94 predict `vary'_c_r_`n' if unemp == `n', r
95 replace `vary'_c_r = `vary'_c_r_`n' if unemp == `n'
96 cap drop `vary'_c_r_`n'
97 }
98 sum chg`vary' if unemp == `n'
99 local mean = r(mean)
100 local nobs = r(N)
101 if r(sum) ~=. & `nobs' > 2 {
102 replace chg`vary'_c = chg`vary' - `mean' if unemp == `n'
103 regress chg`vary'_c `time' if unemp == `n'
104 predict chg`vary'_c_xb_`n' if unemp == `n', xb
105 replace chg`vary'_c_xb = chg`vary'_c_xb_`n' if unemp == `n'
106 cap drop chg`vary'_c_xb_`n'
107 predict chg`vary'_c_r_`n' if unemp == `n', r
108 replace chg`vary'_c_r = chg`vary'_c_r_`n' if unemp == `n'
109 cap drop chg`vary'_c_r_`n'
110 }
111 }
112
113 * Regressões
114
115 include modelos.do
116 }
117 }
118
119

```

```

                                modelos.do - Printed on 21-08-2012 23:05:55
1 * -----
2 * Lista de cruzamentos de vars a testar
3 * -----
4
5 local xx1 = "`varx' `vary'"
6 local xx2 = "`varx'_c_r `vary'_c_r"
7 local xx3 = "chg`varx' chg`vary'"
8 local xx4 = "chg`varx'_c_r chg`vary'_c_r"
9
10 if "`xx1st'"==" " {
11 local xx1st = "xx1 xx2 xx3 xx4"
12 }
13
14 * -----
15 * Verificação de Lista de modelos a testar
16 * -----
17
18 if "`cmd1st'"==" " {
19 local cmd1st = "cmd1 cmd2 cmd3 cmd4 cmd5 cmd6 cmd7 cmd8 cmd9 cmd10 cmd11 cmd12 cmd13 cmd14 cmd15 cmd16 cmd17 cmd18
cmd19"
20 }
21
22 foreach xx of local xx1st {
23 tokenize "`xx'" , parse(" ")
24 local varxx = "`1'"
25 local varyy = "`2'"
26
27 * -----
28 * !!!!!!!!!!!!!!! Lista de modelos !!!!!!!!!!!!!!!
29 * -----
30 local cmd1 = "regress `varxx' `varyy', vce(r)"
31 local cmd2 = "regress `varxx' `varyy', cluster(panel)"
32 local cmd3 = "xi: regress `varxx' `varyy' i.icd i.unemp , vce(r)"
33 local cmd4 = "regress `varxx' `varyy' `time', vce(r)"
34 local cmd5 = "regress `varxx' `varyy' `time', cluster(panel)"
35 local cmd6 = "regress `varxx' `varyy' `time' icd , vce(r)"
36 local cmd7 = "regress `varxx' `varyy' `time' unemp , vce(r)"
37 local cmd8 = "regress `varxx' `varyy' `time' icd unemp , vce(r)"
38 local cmd9 = "xi: regress `varxx' `varyy' `time' i.icd i.unemp , vce(r)"
39 local cmd10 = "xi: regress `varxx' `varyy' `time' i.icd i.unemp , cluster(panel)"
40 local cmd11 = "xi: regress `varxx' `varyy' `time' i.icd i.unemp if chg`varx'>-150 & chg`varx'<150 , vce(r)"
41 local cmd12 = "xi: regress `varxx' `varyy' `time' i.icd i.unemp if chg`varx'>-20 & chg`varx'<20 , vce(r)"
42 local cmd13 = "xi: regress `varxx' 11.`varyy' `time' i.icd i.unemp if chg`varx'>-20 & chg`varx'<20 , vce(r)"
43 local cmd14 = "xi: regress `varxx' 12.`varyy' `time' i.icd i.unemp if chg`varx'>-20 & chg`varx'<20 , vce(r)"
44 local cmd15 = "xi: regress `varxx' 13.`varyy' `time' i.icd i.unemp if chg`varx'>-20 & chg`varx'<20 , vce(r)"
45 local cmd16 = "xi: bsqreg `varxx' `varyy' `time'"
46 local cmd17 = "xi: bsqreg `varxx' `varyy' `time' i.icd i.unemp if chg`varx'>-150 & chg`varx'<150"
47 local cmd18 = "bootstrap: regress `varxx' `varyy' `time' , vce(r)"
48 local cmd19 = "bootstrap: regress `varxx' `varyy' `time' i.icd i.unemp if chg`varx'>-150 & chg`varx'<150 , vce(r)"
49 * -----
50

```



```

51 noi di " "
52 foreach cmd of local cmdlst {
53 local cmdx = "`cmd'"
54 cap `cmdx'
55 local p = Ftail(e(df_m),e(df_r),e(F))
56 * noi di in bl "ALFA: `alfa' ////////////// p: " %10.9f `p' " ////////////// Ftail(" e(df_m) ", " e(df_r) ", " %7.5f e(F) ")
57 if "`printall'" == "yes" {
58 noi di " "
59 noi di ". `cmdx'"
60 noi di " "
61 noi `cmdx'
62 noi di " "
63 }
64 if "`printall'" ~= "yes" {
65 if `p' < `alfa' {
66 local modelsig = `modelsig' + 1
67 noi di " "
68 noi di ". `cmdx'"
69 noi di " "
70 noi `cmdx'
71 noi di " "
72 }
73 * /*
74 else {
75 noi di in wh ". `cmdx'"
76 }
77 * */
78 }
79 local counter = `counter' + 1
80 }
81 }
82
83

```

Comparação de Modelos Analíticos na Estimação e Descrição do Suicídio

Os modelos foram especificados considerando os números de óbitos por suicídio como variável dependente e controlando a passagem do tempo, alterações de método de registo, sexo, grupo etário (0-19, 20-44, 45-64 e mais de 65 anos) em relação com a respectiva população exposta de cada grupo. As variáveis independentes foram codificadas da seguinte forma:

```

Codificação das Variáveis:

Ano: year

ICD:
local yicd = "1955 1971 1980 2001 2002 2004 2005 2007 2008"
cap drop icd
gen icd = 1
local x = 2
foreach y of local yicd {
    replace icd = `x' if year > ( `y'-1 )
    local x = `x' + 1
}

Mulheres: sex==0
Homens: sex==1

0-19: gretar4_nr==1
20-44: gretar4_nr==2
45-64: gretar4_nr==3
65+: gretar4_nr==4

cap drop panel
gen panel=.
replace panel=1 if sex==0 & gretar4_nr==1
replace panel=1 if sex==0 & gretar4_nr==2
replace panel=1 if sex==0 & gretar4_nr==3
replace panel=1 if sex==0 & gretar4_nr==4
replace panel=1 if sex==1 & gretar4_nr==5
replace panel=1 if sex==1 & gretar4_nr==6
replace panel=1 if sex==1 & gretar4_nr==7
replace panel=1 if sex==1 & gretar4_nr==8

```

No estudo de contagens de fenómenos relativamente raros é frequente recorrer-se ao modelo de *Poisson*. De um ponto de vista descritivo, este método não assume que a distribuição de *Poisson* se verifica, apenas a utiliza como ferramenta para descrever o fenómeno. Porém, esta abordagem apresenta algumas limitações quando se verifica sobre-dispersão (*over-dispersion*) dos valores verificados em relação ao modelo, dado que um dos pressupostos é a média por grupo ser igual à variância, recorrendo-se em alternativa à generalização deste modelo, o binomial negativo. Pelo exposto, comparámos estes dois modelos com recurso ao programa *countfit* para STATA da autoria de J. Scott Long and Jeremy Freese.

```
. poisson suic i.sex i.gretar4_nr year i.icd, irr vce(r) exp(pop)

Iteration 3:  log pseudolikelihood = -3338.9888

Poisson regression                               Number of obs =          560
Wald chi2(14) =          9870.72
Prob > chi2 =              0.0000
Log pseudolikelihood = -3338.9888                Pseudo R2 =              0.9035

-----+-----
      |          |          |          |          |          |          |
      |      su |      IRR | Robust  |      z | P>|z| | [95% Conf. Interval]
      |      |          | Std. Err. |          |          |
-----+-----
      | 1.sex | 3.640802 | .0757463 | 62.11 | 0.000 | 3.495328  3.79233
      |-----|-----|-----|-----|-----|-----|
      | gretar4_nr |
      | 2 | 5.88856 | .3204376 | 32.58 | 0.000 | 5.292846  6.551322
      | 3 | 11.87855 | .6490685 | 45.29 | 0.000 | 10.67215  13.22132
      | 4 | 21.74411 | 1.163032 | 57.57 | 0.000 | 19.58002  24.14738
      |-----|-----|-----|-----|-----|-----|
      | year | .9811025 | .0025734 | -7.27 | 0.000 | .9760716  .9861593
      |-----|-----|-----|-----|-----|-----|
      | icd |
      | 2 | 1.141949 | .0587056 | 2.58 | 0.010 | 1.032495  1.263006
      | 3 | 1.323841 | .1054239 | 3.52 | 0.000 | 1.132532  1.547466
      | 4 | 1.378124 | .1543235 | 2.86 | 0.004 | 1.106548  1.716353
      | 5 | 1.415443 | .2412114 | 2.04 | 0.041 | 1.013528  1.976738
      | 6 | 2.213753 | .335151 | 5.25 | 0.000 | 1.645362  2.978494
      | 7 | 2.284033 | .3624015 | 5.21 | 0.000 | 1.673572  3.117168
      | 8 | 1.712348 | .274477 | 3.36 | 0.001 | 1.250693  2.34441
      | 9 | 1.992936 | .339565 | 4.05 | 0.000 | 1.427125  2.783074
      | 10 | 2.107476 | .3488633 | 4.50 | 0.000 | 1.523555  2.915193
      |-----|-----|-----|-----|-----|-----|
      | _cons | 1.02e+11 | 5.20e+11 | 4.96 | 0.000 | 4517928  2.29e+15
      | ln(pop) | 1 (exposure)
      |-----|-----|-----|-----|-----|-----|

. estat gof

      Deviance goodness-of-fit = 3280.478
      Prob > chi2(545) = 0.0000

      Pearson goodness-of-fit = 3604.037
      Prob > chi2(545) = 0.0000

. mycountfit suic _Isex_1 _Igretar4_n_2 _Igretar4_n_3 _Igretar4_n_4 year _Iicd_2 _Iicd_3 _Iicd_4 _
> _Iicd_5 _Iicd_6 _Iicd_7 _Iicd_8 _Iicd_9 _Iicd_10 , exp(pop) irr nb p noisily maxcount(99)

Iteration 3:  log likelihood = -3338.9888

Poisson regression                               Number of obs =          560
LR chi2(14) =          62531.88
Prob > chi2 =              0.0000
Log likelihood = -3338.9888                       Pseudo R2 =              0.9035

-----+-----
      |      su |      IRR | Std. Err. |      z | P>|z| | [95% Conf. Interval]
      |-----|-----|-----|-----|-----|-----|
      | _Isex_1 | 3.640802 | .0348349 | 135.06 | 0.000 | 3.573163  3.709721
      | _Igretar4_n_2 | 5.88856 | .1175277 | 88.83 | 0.000 | 5.662657  6.123475
      | _Igretar4_n_3 | 11.87855 | .2352915 | 124.94 | 0.000 | 11.42622  12.34878
      | _Igretar4_n_4 | 21.74411 | .4363142 | 153.46 | 0.000 | 20.90555  22.61631
      | year | .9811025 | .0009267 | -20.20 | 0.000 | .9792879  .9829205
      | _Iicd_2 | 1.141949 | .0216729 | 6.99 | 0.000 | 1.100252  1.185227
      | _Iicd_3 | 1.323841 | .0398186 | 9.33 | 0.000 | 1.248053  1.40423
      | _Iicd_4 | 1.378124 | .0575503 | 7.68 | 0.000 | 1.26982  1.495665
      | _Iicd_5 | 1.415443 | .0890816 | 5.52 | 0.000 | 1.251186  1.601265
      | _Iicd_6 | 2.213753 | .1255129 | 14.02 | 0.000 | 1.980928  2.473943
      |-----|-----|-----|-----|-----|-----|
```

_Iicd_7		2.284033	.1402627	13.45	0.000	2.025023	2.576171
_Iicd_8		1.712348	.1035299	8.90	0.000	1.520995	1.927775
_Iicd_9		1.992936	.1296527	10.60	0.000	1.754355	2.263962
_Iicd_10		2.107476	.1296293	12.12	0.000	1.868125	2.377494
_cons		1.02e+11	1.87e+11	13.78	0.000	2.76e+09	3.74e+12
ln(pop)		1	(exposure)				

Fitting Poisson model:							
Iteration 6: log likelihood = -2566.2472							
Negative binomial regression							
				Number of obs	=	560	
				LR chi2(14)	=	1514.09	
Dispersion = mean				Prob > chi2	=	0.0000	
Log likelihood = -2566.2472				Pseudo R2	=	0.2278	

suic		IRR	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
_Isex_1		3.185509	.0859621	42.93	0.000	3.021404	3.358526
_Igretrar4_n_2		5.167825	.2115234	40.13	0.000	4.76944	5.599486
_Igretrar4_n_3		9.893565	.4042886	56.09	0.000	9.132075	10.71855
_Igretrar4_n_4		17.66034	.7257847	69.87	0.000	16.29361	19.14172
_year		.9752087	.0029759	-8.23	0.000	.9693934	.9810588
_Iicd_2		1.161326	.0711632	2.44	0.015	1.029899	1.309525
_Iicd_3		1.515292	.1464475	4.30	0.000	1.253807	1.83131
_Iicd_4		1.768957	.2352627	4.29	0.000	1.363049	2.295741
_Iicd_5		1.822427	.3648194	3.00	0.003	1.230988	2.698028
_Iicd_6		2.797153	.5216681	5.52	0.000	1.94074	4.031485
_Iicd_7		2.9035	.5966878	5.19	0.000	1.940861	4.343593
_Iicd_8		2.178341	.4250904	3.99	0.000	1.486001	3.19325
_Iicd_9		2.625998	.5620567	4.51	0.000	1.726263	3.994677
_Iicd_10		2.753182	.5499394	5.07	0.000	1.861273	4.072488
_cons		1.67e+16	9.91e+16	6.29	0.000	1.46e+11	1.91e+21
ln(pop)		1	(exposure)				

/lnalpha		-2.528382	.0817199			-2.68855	-2.368214

alpha		.079788	.0065203			.0679795	.0936479

Likelihood-ratio test of alpha=0: chibar2(01) = 1545.48 Prob>=chibar2 = 0.000							

	Variable	PRM	NBRM				
suic							
	sex==1	3.641	3.186				
		135.06	42.93				
	gretrar4_nr==2	5.889	5.168				
		88.83	40.13				
	gretrar4_nr==3	11.879	9.894				
		124.94	56.09				
	gretrar4_nr==4	21.744	17.660				
		153.46	69.87				
	Year	0.981	0.975				
		-20.20	-8.23				
	icd==2	1.142	1.161				
		6.99	2.44				
	icd==3	1.324	1.515				
		9.33	4.30				
	icd==4	1.378	1.769				
		7.68	4.29				
	icd==5	1.415	1.822				
		5.52	3.00				
	icd==6	2.214	2.797				
		14.02	5.52				
	icd==7	2.284	2.903				
		13.45	5.19				
	icd==8	1.712	2.178				
		8.90	3.99				
	icd==9	1.993	2.626				
		10.60	4.51				
	icd==10	2.107	2.753				
		12.12	5.07				
	Constant	1.02e+11	1.67e+16				
		13.78	6.29				

lnalpha							
	Constant		0.080				
			-30.94				

Statistics							
	alpha		0.080				
	N	560	560				
	ll	-3338.989	-2566.247				
	bic	6772.897	5233.741				
	aic	6707.978	5164.494				

legend: b/t							
Comparison of Mean Observed and Predicted Count							
Model	Maximum Difference	At Value	Mean Diff				
PRM	0.012	39	0.004				
NBRM	0.012	39	0.003				

Tests and Fit Statistics						
PRM	BIC= 3229.252	AIC= 11.979	Prefer	Over	Evidence	
vs NBRM	BIC= 1690.097	dif= 1539.155	NBRM	PRM	Very strong	
	AIC= 9.222	dif= 2.756	NBRM	PRM		
	LRX2= 1545.483	prob= 0.000	NBRM	PRM	p=0.000	
NBRM	BIC= 1690.097	AIC= 9.222	Prefer	Over	Evidence	

Os *outputs* apresentados descrevem os resultados de cada regressão com os respectivos testes de verosimilhança de Vuong, bem como tabelas comparando as razões de taxas de incidência obtidas por cada modelo e ilustrando as diferenças entre os resultados preditos e verificados. A regressão binomial negativa é a que melhor descreve o fenómeno, neste contexto (vd. **Figura 1**).

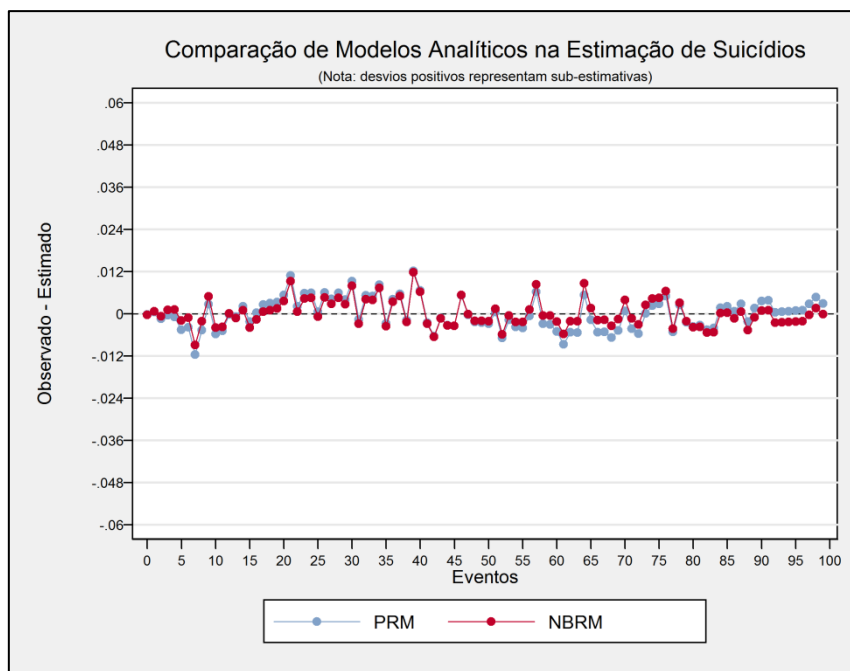


Figura 1. Comparação entre resultados estimados e obtidos pelos diferentes modelos considerados. Poisson, Binomial Negativo.

Modelos sem a inclusão da variável indicadora de série para a mortalidade

```

. nbreg suic i.sex i.gretar4_nr year , irr vce(r) exp(pop)

Fitting Poisson model:
Iteration 3: log pseudolikelihood = -3630.8046

Fitting constant-only model:
Iteration 4: log pseudolikelihood = -3323.2939

Fitting full model:
Iteration 6: log pseudolikelihood = -2591.1419

Negative binomial regression
Dispersion = mean
Log pseudolikelihood = -2591.1419
Number of obs = 560
Wald chi2(5) = 4613.12
Prob > chi2 = 0.0000

-----
suic |          Robust
      |          IRR   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
1.sex | 3.160738   .0969585    37.51  0.000   2.976303   3.356603
    
```

```

gretar4_nr |
  2 | 5.129546 .3111548 26.95 0.000 4.554551 5.777131
  3 | 9.819214 .6042155 37.12 0.000 8.703599 11.07783
  4 | 17.46623 1.084366 46.07 0.000 15.46513 19.72626
year | .9899646 .0007112 -14.04 0.000 .9885715 .9913596
_cons | 3273.014 4670.012 5.67 0.000 199.7257 53636.67
ln(pop) | 1 (exposure)
-----
/lnalpha | -2.401949 .1014821 -2.60085 -2.203048
alpha | .0905413 .0091883 .0742105 .110466
-----

. fitstat

Measures of Fit for nbreg of suic

Log-Lik Intercept Only: -3323.294 Log-Lik Full Model: -2591.142
D(553): 5182.284 LR(5): 1464.304
Prob > LR: 0.000
McFadden's R2: 0.220 McFadden's Adj R2: 0.218
ML (Cox-Snell) R2: 0.927 Cragg-Uhler(Nagelkerke) R2: 0.927
AIC: 9.279 AIC*n: 5196.284
BIC: 1682.935 BIC': -1432.664
BIC used by Stata: 5226.579 AIC used by Stata: 5196.284

. nbreg suic i.sex##i.gretar4_nr year , irr vce(r) exp(pop)

Fitting Poisson model:
Iteration 3: log pseudolikelihood = -3100.0629
Fitting constant-only model:
Iteration 4: log pseudolikelihood = -3323.2939
Fitting full model:
Iteration 7: log pseudolikelihood = -2412.9212

Negative binomial regression          Number of obs = 560
Dispersion = mean                    Wald chi2(8) = 14018.76
Log pseudolikelihood = -2412.9212    Prob > chi2 = 0.0000
-----
suic |          Robust
      |          IRR Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
1.sex | 1.261637   .0808656     3.63  0.000   1.112695   1.430517
gretar4_nr |
  2 | 3.239354   .1927705    19.75  0.000   2.882732   3.640093
  3 | 5.443036   .3191432    28.90  0.000   4.85213    6.105904
  4 | 8.782624   .5170272    36.91  0.000   7.825545   9.856754
sex#gretar4_nr |
  1 2 | 2.498152   .1857538    12.31  0.000   2.159367   2.890089
  1 3 | 3.168484   .2362563    15.47  0.000   2.737676   3.667084
  1 4 | 3.737011   .2689239    18.32  0.000   3.245413   4.303074
year | .9907765   .0005287   -17.37  0.000   .9897408   .9918132
_cons | 1027.743   1077.039     6.62  0.000   131.7817   8015.192
ln(pop) | 1 (exposure)
-----
/lnalpha | -3.187428   .1036118   -3.390503 -2.984353
alpha | .0412779   .0042769   .0336917 .0505722
-----

. fitstat

Measures of Fit for nbreg of suic

Log-Lik Intercept Only: -3323.294 Log-Lik Full Model: -2412.921
D(550): 4825.842 LR(8): 1820.745
Prob > LR: 0.000
McFadden's R2: 0.274 McFadden's Adj R2: 0.271
ML (Cox-Snell) R2: 0.961 Cragg-Uhler(Nagelkerke) R2: 0.961
AIC: 8.653 AIC*n: 4845.842
BIC: 1345.477 BIC': -1770.122
BIC used by Stata: 4889.122 AIC used by Stata: 4845.842

. nbreg suic i.sex##i.gretar4_nr year ameco if year > 1959 , irr vce(r) exp(pop)

Fitting Poisson model:
Iteration 3: log pseudolikelihood = -2289.1123
Fitting constant-only model:
Iteration 3: log pseudolikelihood = -2413.7396
Fitting full model:
Iteration 7: log pseudolikelihood = -1744.0213

Negative binomial regression          Number of obs = 408
Dispersion = mean                    Wald chi2(9) = 9110.03
Log pseudolikelihood = -1744.0213    Prob > chi2 = 0.0000
-----
suic |          Robust
      |          IRR Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
1.sex | 1.347293   .1015549     3.95  0.000   1.162254   1.561792
gretar4_nr |
  2 | 3.556222   .2468954    18.27  0.000   3.103795   4.074597
  3 | 6.375125   .4361137    27.08  0.000   5.575184   7.289845

```

```

4 | 10.53646 .7099482 34.95 0.000 9.232951 12.02399
sex#gretar4_nr |
1 2 | 2.475809 .2179942 10.30 0.000 2.083383 2.942152
1 3 | 2.752927 .2427565 11.48 0.000 2.31598 3.272312
1 4 | 3.337905 .2825163 14.24 0.000 2.827674 3.940204
year | .984019 .0014035 -11.30 0.000 .9812721 .9867736
ameco | 1.055375 .0076317 7.45 0.000 1.040523 1.070439
_cons | 5.32e+08 1.49e+09 7.18 0.000 2208536 1.28e+11
ln(pop) | 1 (exposure)
-----
/lnalpha | -3.187035 .1079951 -3.398702 -2.975369
-----
alpha | .0412941 .0044596 .0334166 .0510286
-----
. fitstat
Measures of Fit for nbreg of suic
Log-Lik Intercept Only: -2413.740 Log-Lik Full Model: -1744.021
D(397): 3488.043 LR(9): 1339.437
Prob > LR: 0.000
McFadden's R2: 0.277 McFadden's Adj R2: 0.273
ML (Cox-Snell) R2: 0.962 Cragg-Uhler(Nagelkerke) R2: 0.962
AIC: 8.603 AIC*n: 3510.043
BIC: 1101.570 BIC': -1285.335
BIC used by Stata: 3554.167 AIC used by Stata: 3510.043

```

Modelos de associação com desemprego adicionais

```

. nbreg suic i.sex##i.gretar4_nr year i.icd#i.panel ameco if year > 1959 , irr vce(r) exp(pop)
Fitting Poisson model:
Iteration 4: log pseudolikelihood = -1737.9837
Fitting constant-only model:
Iteration 3: log pseudolikelihood = -2413.7396
Fitting full model:
Iteration 8: log pseudolikelihood = -1622.3185
Negative binomial regression          Number of obs =      408
Dispersion = mean                    Wald chi2(50) =      .
Log pseudolikelihood = -1622.3185    Prob > chi2 =      .
-----
suic |          IRR      Robust      z      P>|z|      [95% Conf. Interval]
-----+-----
1.sex | 2.507887      .3632645      6.35      0.000      1.888045      3.331222
gretar4_nr |
2 | 6.375217      1.048924      11.26      0.000      4.61791      8.801252
3 | 12.97896      1.888516      17.62      0.000      9.758547      17.26215
4 | 23.4122      3.640574      20.28      0.000      17.2616      31.75434
sex#gretar4_nr |
1 2 | 1.498944      .2539606      2.39      0.017      1.075399      2.089303
1 3 | 1.437427      .2159278      2.42      0.016      1.070828      1.929532
1 4 | 1.71928      .2777556      3.35      0.001      1.252657      2.359724
year | .9736813      .0027074      -9.59      0.000      .9683893      .9790023
icd#panel |
2 2 | .6307349      .1000133      -2.91      0.004      .462248      .8606344
2 3 | .5108554      .068291      -5.02      0.000      .393106      .6638751
2 4 | .4532202      .0695433      -5.16      0.000      .3355047      .6122374
2 5 | .5262444      .0756574      -4.47      0.000      .3970192      .697531
2 6 | .5223628      .0699244      -4.85      0.000      .4018176      .6790716
2 7 | .7136855      .0954415      -2.52      0.012      .5491301      .9275524
2 8 | .5780733      .0779336      -4.07      0.000      .4438408      .7529024
3 1 | 1.482719      .1910458      3.06      0.002      1.151816      1.908687
3 2 | .6941028      .1023453      -2.48      0.013      .5198934      .9266875
3 3 | .6162873      .0652037      -4.58      0.000      .5008704      .7583001
3 4 | .5196664      .0645907      -5.27      0.000      .4073114      .6630139
3 5 | .726895      .0983735      -2.36      0.018      .557539      .9476938
3 6 | .5548539      .0630506      -5.18      0.000      .4440713      .6932735
3 7 | .6990602      .0732533      -3.42      0.001      .5692704      .858441
3 8 | .6086583      .0669553      -4.51      0.000      .4906111      .7551092
4 1 | 1.735569      .222196      4.31      0.000      1.350414      2.230575
4 2 | .8365103      .10161      -1.47      0.142      .6592903      1.061368
4 3 | .6976388      .0608734      -4.13      0.000      .5879738      .8277578
4 4 | .667712      .0592708      -4.55      0.000      .5610874      .7945987
4 5 | .8744617      .088235      -1.33      0.184      .717551      1.065685
4 6 | .7209989      .0506214      -4.66      0.000      .6283067      .8273658
4 7 | .6121653      .0457156      -6.57      0.000      .5288132      .7086554
4 8 | .6075516      .0414717      -7.30      0.000      .5314714      .6945227
5 1 | 1.083298      .1270279      0.68      0.495      .8608661      1.363201
5 2 | .7750228      .0732623      -2.70      0.007      .6439483      .9327773
5 3 | .8267346      .0437877      -3.59      0.000      .7452167      .9171696

```

```

5 4 | .7957249 .0596153 -3.05 0.002 .6870549 .9215831
5 5 | .9909243 .0505167 -0.18 0.858 .8966991 1.095051
5 6 | 1.086797 .0535124 1.69 0.091 .9868162 1.196907
5 7 | .6381421 .0289366 -9.91 0.000 .5838746 .6974534
5 8 | .7808621 .0415052 -4.65 0.000 .7036074 .8665992
6 1 | 1.587346 .571098 1.28 0.199 .7841968 3.213056
6 2 | 1.216565 .1230213 1.94 0.053 .9978381 1.483236
6 3 | 1.305766 .0737445 4.72 0.000 1.168942 1.458605
6 4 | .9909526 .0695831 -0.13 0.897 .8635407 1.137163
6 5 | .9250061 .101485 -0.71 0.477 .7460311 1.146918
6 6 | 1.409659 .1032184 4.69 0.000 1.221201 1.6272
6 7 | 1.150255 .0535642 3.01 0.003 1.049919 1.260179
6 8 | 1.130044 .0640692 2.16 0.031 1.011196 1.26286
7 1 | 1.270953 .1602156 1.90 0.057 .9927221 1.627165
7 2 | 1.323013 .1171764 3.16 0.002 1.11218 1.573813
7 3 | 1.272929 .0508328 6.04 0.000 1.177098 1.376563
7 4 | 1.214056 .0798053 2.95 0.003 1.067297 1.380995
7 5 | .6436243 .023905 -11.86 0.000 .598436 .6922248
7 6 | 1.36248 .047429 8.89 0.000 1.272621 1.458683
7 7 | 1.070318 .0314303 2.31 0.021 1.010455 1.133727
7 8 | 1.128394 .0450303 3.03 0.002 1.043499 1.220195
8 1 | .317922 .0826674 -4.41 0.000 .1909799 .529241
8 2 | .7971586 .0820344 -2.20 0.028 .6515517 .9753053
8 3 | .8923339 .0406039 -2.50 0.012 .8161973 .9755728
8 4 | .8763823 .0609007 -1.90 0.058 .7647909 1.004256
8 5 | .924737 .1355598 -0.53 0.594 .6938062 1.232532
8 6 | .9457122 .0469512 -1.12 0.261 .8580249 1.042361
8 7 | .7635144 .0189661 -10.86 0.000 .727232 .8016069
8 8 | .8699095 .0347553 -3.49 0.000 .8043893 .9407666
9 1 | 1.316245 .1773365 2.04 0.041 1.010777 1.71403
9 2 | 1.096815 .0952446 1.06 0.287 .9251613 1.300318
9 3 | 1.186353 .0415611 4.88 0.000 1.107629 1.270673
9 4 | 1.097573 .0686138 1.49 0.136 .9710048 1.24064
9 5 | .4996918 .0158598 -21.86 0.000 .4695543 .5317636
9 6 | .8791614 .0255207 -4.44 0.000 .8305381 .9306314
9 7 | .9296933 .0208643 -3.25 0.001 .8896863 .9714993
9 8 | 1.03132 .0359136 0.89 0.376 .9632788 1.104167
10 1 | .8038925 .122254 -1.44 0.151 .5966908 1.083045
-----
ameco | 1.045377 .0067387 6.88 0.000 1.032252 1.058668
_cons | 5.02e+17 2.74e+18 7.46 0.000 1.13e+13 2.24e+22
ln(pop) | 1 (exposure)
-----
/lnalpha | -4.193913 .15978 -4.507076 -3.88075
-----
alpha | .0150871 .0024106 .0110307 .0206353
-----

. xtgee suíc i.sex##i.gretar4_nr year i.icd ameco if year > 1959 , eform vce(r) exp(pop) family(nb
>) c(ar 1)

Iteration 12: tolerance = 5.669e-07

GEE population-averaged model
Group and time vars: panel year Number of obs = 408
Link: log Number of groups = 8
Family: negative binomial(k=1) Obs per group: min = 51
Correlation: AR(1) avg = 51.0
Scale parameter: 1 max = 51
Wald chi2(7) =
Prob > chi2 =

(Std. Err. adjusted for clustering on panel)
-----
suíc | IRR Std. Err. z P>|z| [95% Conf. Interval]
-----+-----
1.sex | 1.412699 .0005802 841.26 0.000 1.411562 1.413837
gretar4_nr |
2 | 3.759899 .0045533 1093.62 0.000 3.750985 3.768834
3 | 6.700869 .0083994 1517.56 0.000 6.684427 6.717352
4 | 11.0608 .0149512 1778.02 0.000 11.03153 11.09014
sex#gretar4_nr |
1 2 | 2.339503 .0007501 2650.77 0.000 2.338033 2.340973
1 3 | 2.631808 .0009204 2767.07 0.000 2.630005 2.633613
1 4 | 3.201879 .0013397 2781.42 0.000 3.199254 3.204506
year | .9770527 .0060366 -3.76 0.000 .9652926 .9889562
icd |
3 | 1.091481 .0429176 2.23 0.026 1.010523 1.178924
4 | 1.05109 .1077516 0.49 0.627 .8597649 1.284991
5 | 1.355544 .1575703 2.62 0.009 1.079366 1.702388
6 | 1.782668 .2903637 3.55 0.000 1.295464 2.453101
7 | 1.704742 .2931334 3.10 0.002 1.217007 2.387945
8 | 1.187163 .1308859 1.56 0.120 .9564551 1.473521
9 | 1.405107 .2583279 1.85 0.064 .9799784 2.014662
10 | 1.374049 .18816 2.32 0.020 1.050606 1.797067
ameco | 1.052848 .0153304 3.54 0.000 1.023226 1.083328
_cons | 6.07e+14 7.37e+15 2.81 0.005 28426.82 1.30e+25
ln(pop) | 1 (exposure)
-----

. xtgee suíc i.sex##i.gretar4_nr year i.icd#i.panel ameco if year > 1959 , eform vce(r) exp(pop) f
> amily(nb) c(ar 1)

Iteration 16: tolerance = 4.519e-07

GEE population-averaged model
Group and time vars: panel year Number of obs = 408
Number of groups = 8

```

Link:	log	Obs per group: min =	51			
Family:	negative binomial(k=1)	avg =	51.0			
Correlation:	AR(1)	max =	51			
Scale parameter:	1	Wald chi2(2)	=			
		Prob > chi2	=			
(Std. Err. adjusted for clustering on panel)						
suic	IRR	Semirobust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
1.sex	2.087457	.3732688	4.12	0.000	1.470313	2.963638
gretar4_nr						
2	5.411959	.9678495	9.44	0.000	3.811795	7.683859
3	10.88168	1.946038	13.35	0.000	7.664265	15.44976
4	19.73954	3.530168	16.68	0.000	13.90306	28.02617
sex#gretar4_nr						
1 2	1.764773	.3155621	3.18	0.001	1.243037	2.505496
1 3	1.679932	.3003923	2.90	0.004	1.183277	2.385047
1 4	2.034511	.3637974	3.97	0.000	1.433026	2.888458
year	.9743039	.005526	-4.59	0.000	.9635331	.9851952
icd#panel						
2 2	.7022945	.1255397	-1.98	0.048	.4947223	.9969584
2 3	.5692589	.1017515	-3.15	0.002	.401017	.8080847
2 4	.5133297	.0917474	-3.73	0.000	.3616273	.7286713
2 5	.6127781	.1095565	-2.74	0.006	.4316382	.8699346
2 6	.5918641	.1057896	-2.93	0.003	.4169448	.8401667
2 7	.7892975	.1410727	-1.32	0.186	.5560371	1.120412
2 8	.6398359	.1143567	-2.50	0.012	.4507491	.9082435
3 1	1.190908	.0470518	4.42	0.000	1.102168	1.286793
3 2	.749382	.1046204	-2.07	0.039	.5699909	.9852323
3 3	.6733027	.0940004	-2.83	0.005	.5121219	.8852122
3 4	.5625281	.0785223	-4.12	0.000	.4278844	.7395405
3 5	.8245142	.1151549	-1.38	0.167	.6270699	1.084127
3 6	.6257396	.0873591	-3.36	0.001	.4759462	.8226769
3 7	.7901401	.1103183	-1.69	0.092	.6009806	1.038838
3 8	.6866407	.0958612	-2.69	0.007	.5222689	.9027445
4 1	1.345579	.1348911	2.96	0.003	1.10555	1.637722
4 2	.8150873	.0637518	-2.61	0.009	.6992423	.9501247
4 3	.7007777	.0548013	-4.55	0.000	.6011955	.8168548
4 4	.6646277	.0519289	-5.23	0.000	.5702589	.7746131
4 5	.8386281	.0661008	-2.23	0.026	.718584	.9787262
4 6	.7252618	.0566597	-4.11	0.000	.6222951	.8452658
4 7	.6460854	.0504741	-5.59	0.000	.5543596	.7529884
4 8	.6312262	.0492999	-5.89	0.000	.5416339	.735638
5 1	1.039811	.1491339	0.27	0.785	.7850037	1.377328
5 2	1.040396	.0531884	0.77	0.439	.9412015	1.150045
5 3	.9768822	.0499357	-0.46	0.647	.883753	1.079825
5 4	.878618	.0449079	-2.53	0.011	.7948653	.9711955
5 5	1.02227	.0523655	0.43	0.667	.9246193	1.130233
5 6	1.147152	.0586361	2.69	0.007	1.037797	1.26803
5 7	.771058	.0394153	-5.09	0.000	.6975493	.8523132
5 8	.7783404	.0397852	-4.90	0.000	.7041416	.8603579
6 1	1.484523	.2376085	2.47	0.014	1.084791	2.031551
6 2	1.319369	.0491033	7.45	0.000	1.226555	1.419207
6 3	1.404677	.0522768	9.13	0.000	1.305864	1.510967
6 4	1.029927	.0383219	0.79	0.428	.9574907	1.107843
6 5	.9504527	.0354214	-1.36	0.173	.8835029	1.022476
6 6	1.470863	.0547224	10.37	0.000	1.367426	1.582124
6 7	1.276414	.047488	6.56	0.000	1.186651	1.372966
6 8	1.160954	.0431905	4.01	0.000	1.079315	1.248768
7 1	1.270641	.2128951	1.43	0.153	.9149651	1.764579
7 2	1.300188	.0381585	8.94	0.000	1.22751	1.37717
7 3	1.327054	.0389441	9.64	0.000	1.252879	1.405621
7 4	1.218594	.0357489	6.74	0.000	1.150504	1.290714
7 5	.6508087	.0191456	-14.60	0.000	.6143454	.6894363
7 6	1.420099	.0416514	11.96	0.000	1.340766	1.504126
7 7	1.166597	.0342155	5.25	0.000	1.101427	1.235623
7 8	1.186097	.034785	5.82	0.000	1.119842	1.256272
8 1	.3025666	.0509858	-7.09	0.000	.2174624	.4209765
8 2	.7961256	.0125245	-14.49	0.000	.7719527	.8210554
8 3	.9018534	.0141859	-6.57	0.000	.8744738	.9300902
8 4	.8583792	.0134974	-9.71	0.000	.8323282	.8852455
8 5	.955431	.0150848	-2.89	0.004	.926318	.9854589
8 6	.9577169	.0150557	-2.75	0.006	.9286582	.9876848
8 7	.7932868	.0124698	-14.73	0.000	.769219	.8181075
8 8	.8747286	.0137493	-8.51	0.000	.8481914	.9020961
9 1	1.341494	.2324617	1.70	0.090	.955185	1.884038
9 2	1.142329	.0083384	18.23	0.000	1.126102	1.158789
9 3	1.188077	.0086692	23.62	0.000	1.171207	1.205191
9 4	1.039187	.0075773	5.27	0.000	1.024442	1.054145
9 5	.5567905	.0040269	-80.97	0.000	.5489536	.5647392
9 6	.8781277	.0063996	-17.83	0.000	.8656739	.8907608
9 7	.9415395	.0068618	-8.27	0.000	.9281861	.9550849
9 8	.9963463	.0072612	-0.50	0.615	.9822158	1.01068
10 1	.6757369	.1208168	-2.19	0.028	.4759804	.959326
ameco	1.058328	.0158202	3.79	0.000	1.027771	1.089793
_cons	1.49e+17	1.66e+18	3.56	0.000	5.10e+07	4.37e+26
ln(pop)	1	(exposure)				

Modelos analíticos com restrição amostral

```
. nbreg suic i.sex##i.gretar4_nr year i.icd ameco if year > 1975 & year<1995 , irr vce(r) exp(pop)

Fitting Poisson model:
Iteration 3: log pseudolikelihood = -678.45911

Fitting constant-only model:
Iteration 4: log pseudolikelihood = -903.50202

Fitting full model:
Iteration 7: log pseudolikelihood = -625.56683

Negative binomial regression          Number of obs =       152
Dispersion = mean                    Wald chi2(10) =    5127.13
Log pseudolikelihood = -625.56683    Prob > chi2 =     0.0000

-----+-----
          |          |          Robust
          |          |          Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      1.sex |          |          1.215551    .1181309    2.01   0.045    1.004733    1.470603
          |          |          +-----+
gretar4_nr |          |          |          |          |          |          |
      2     |          |          2.880761    .2523371   12.08   0.000    2.426314    3.420324
      3     |          |          4.713394    .4050549   18.04   0.000    3.982759    5.578064
      4     |          |          7.644221    .6382732   24.36   0.000    6.49023    9.003398
sex#gretar4_nr |          |          |          |          |          |          |
  1 2     |          |          2.497031    .2822607    8.10   0.000    2.000808    3.116324
  1 3     |          |          2.775275    .3006105    9.42   0.000    2.24443    3.431673
  1 4     |          |          3.312956    .3552202   11.17   0.000    2.685026    4.087735
          |          |          +-----+
      year |          |          .9937824    .005359   -1.16   0.247    .9833342    1.004341
      4.icd |          |          .9419324    .0496992   -1.13   0.257    .8493912    1.044556
      ameco |          |          1.047978    .0132763    3.70   0.000    1.022278    1.074325
      _cons |          |          2.440555    26.16731    0.08   0.934    1.82e-09    3.27e+09
ln(pop)    |          |          1 (exposure)
-----+-----
  /lnalpha |          |          -4.115645    .1862907            -4.480768    -3.750522
-----+-----
      alpha |          |          .0163154    .0030394            .0113247    .0235055
-----+-----

.
. fitstat

Measures of Fit for nbreg of suic

Log-Lik Intercept Only:      -903.502    Log-Lik Full Model:      -625.567
D(140):                       1251.134    LR(10):                   555.870
                               Prob > LR:                   0.000
McFadden's R2:                 0.308    McFadden's Adj R2:       0.294
ML (Cox-Snell) R2:             0.974    Cragg-Uhler (Nagelkerke) R2: 0.974
AIC:                           8.389    AIC*n:                   1275.134
BIC:                           547.790    BIC':                    -505.632
BIC used by Stata:             1311.420    AIC used by Stata:       1275.134

.
. nbreg suic i.sex##i.gretar4_nr year i.icd ameco if year > 1959 & year<1995, irr vce(r) exp(pop)

Fitting Poisson model:
Iteration 3: log pseudolikelihood = -1294.2201

Fitting constant-only model:
Iteration 4: log pseudolikelihood = -1667.1237

Fitting full model:
Iteration 9: log pseudolikelihood = -1150.0762

Negative binomial regression          Number of obs =       280
Dispersion = mean                    Wald chi2(11) =    8440.63
Log pseudolikelihood = -1150.0762    Prob > chi2 =     0.0000

-----+-----
          |          |          Robust
          |          |          Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      1.sex |          |          1.255449    .1021929    2.79   0.005    1.070315    1.472605
          |          |          +-----+
gretar4_nr |          |          |          |          |          |          |
      2     |          |          3.299811    .2353466   16.74   0.000    2.869328    3.794877
      3     |          |          5.557409    .3817202   24.97   0.000    4.857425    6.358264
      4     |          |          8.842782    .6150431   31.34   0.000    7.715875   10.13427
sex#gretar4_nr |          |          |          |          |          |          |
  1 2     |          |          2.43064    .2212651    9.76   0.000    2.033454    2.905407
  1 3     |          |          3.159958    .2868769   12.67   0.000    2.644874    3.775354
  1 4     |          |          3.673297    .330401    14.47   0.000    3.079593    4.38146
-----+-----
```

```

year | .9919299 .0035266 -2.28 0.023 .9850419 .998866
icd |
  3 | .9304283 .0434862 -1.54 0.123 .8489842 1.019685
  4 | .8812184 .0751569 -1.48 0.138 .745567 1.041551
ameco | 1.042702 .0072023 6.05 0.000 1.028681 1.056914
_cons | 91.84191 641.7998 0.65 0.518 .0001035 8.15e+07
ln(pop) | 1 (exposure)
-----
/lnalpha | -3.845174 .124225 -4.088651 -3.601698
-----
alpha | .0213827 .0026563 .0167618 .0272774
-----

.
. fitstat

Measures of Fit for nbreg of suic
Log-Lik Intercept Only: -1667.124 Log-Lik Full Model: -1150.076
D(267): 2300.152 LR(11): 1034.095
Prob > LR: 0.000
McFadden's R2: 0.310 McFadden's Adj R2: 0.302
ML (Cox-Snell) R2: 0.975 Cragg-Uhler (Nagelkerke) R2: 0.975
AIC: 8.308 AIC*n: 2326.152
BIC: 795.664 BIC': -972.112
BIC used by Stata: 2373.405 AIC used by Stata: 2326.152

.
. nbreg suic i.sex##i.gretar4_nr year i.icd chgameco if year > 1975 & year<1995 , irr vce(r) exp(p
> op)

Fitting Poisson model:
Iteration 3: log pseudolikelihood = -695.3916

Fitting constant-only model:
Iteration 4: log pseudolikelihood = -903.50202

Fitting full model:
Iteration 8: log pseudolikelihood = -632.85054

Negative binomial regression Number of obs = 152
Dispersion = mean Wald chi2(10) = 5230.73
Log pseudolikelihood = -632.85054 Prob > chi2 = 0.0000

-----
suic | IRR Robust z P>|z| [95% Conf. Interval]
-----+-----
1.sex | 1.216121 .1260785 1.89 0.059 .9925003 1.490127
gretar4_nr |
  2 | 2.880952 .2673882 11.40 0.000 2.401784 3.455716
  3 | 4.710727 .4277544 17.07 0.000 3.942713 5.628345
  4 | 7.651815 .6892382 22.59 0.000 6.41346 9.129281
sex#gretar4_nr |
  1 2 | 2.496146 .2988024 7.64 0.000 1.974133 3.156192
  1 3 | 2.775687 .319831 8.86 0.000 2.214573 3.478972
  1 4 | 3.300772 .3758657 10.49 0.000 2.640508 4.126137
year | .9819162 .0041601 -4.31 0.000 .9737962 .9901038
4.icd | 1.015287 .0587807 0.26 0.793 .9063753 1.137286
chgameco | .9887984 .0168813 -0.66 0.509 .9562591 1.022445
_cons | 7.21e+10 6.03e+11 2.99 0.003 5430.689 9.56e+17
ln(pop) | 1 (exposure)
-----
/lnalpha | -3.964525 .1802058 -4.317722 -3.611328
-----
alpha | .0189771 .0034198 .0133302 .0270159
-----

.
. fitstat

Measures of Fit for nbreg of suic
Log-Lik Intercept Only: -903.502 Log-Lik Full Model: -632.851
D(140): 1265.701 LR(10): 541.303
Prob > LR: 0.000
McFadden's R2: 0.300 McFadden's Adj R2: 0.286
ML (Cox-Snell) R2: 0.972 Cragg-Uhler (Nagelkerke) R2: 0.972
AIC: 8.485 AIC*n: 1289.701
BIC: 562.358 BIC': -491.064
BIC used by Stata: 1325.988 AIC used by Stata: 1289.701

.
. nbreg suic i.sex##i.gretar4_nr year i.icd chgameco if year > 1959 & year<1995, irr vce(r) exp(po
> p)

Fitting Poisson model:
Iteration 3: log pseudolikelihood = -1290.1457

Fitting constant-only model:
Iteration 4: log pseudolikelihood = -1619.7578

Fitting full model:
Iteration 7: log pseudolikelihood = -1136.3754

Negative binomial regression Number of obs = 272
Dispersion = mean Wald chi2(11) = 8090.78

```

```

Log pseudolikelihood = -1136.3754          Prob > chi2          =      0.0000
-----
      |           |           |           |           |           |           |
      |   suic   |           | Robust   |           |           |           |
      |           |           | Std. Err.|           |           | [95% Conf. Interval] |
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----
      | 1.sex   | 1.25807  | .1179716 | 2.45   | 0.014   | 1.046853  | 1.511901 |
      | gretar4_nr |           |           |           |           |           |           |
      | 2       | 3.288893 | .2699194 | 14.51  | 0.000   | 2.800217  | 3.86285  |
      | 3       | 5.538494 | .4343427 | 21.83  | 0.000   | 4.749395  | 6.458699 |
      | 4       | 8.854786 | .7049    | 27.40  | 0.000   | 7.575595  | 10.34998 |
      | sex#gretar4_nr |           |           |           |           |           |           |
      | 1 2     | 2.433409 | .2530665 | 8.55   | 0.000   | 1.984691  | 2.983577 |
      | 1 3     | 3.121424 | .3196803 | 11.11  | 0.000   | 2.553742  | 3.815298 |
      | 1 4     | 3.623211 | .3670651 | 12.71  | 0.000   | 2.970701  | 4.419044 |
      | year    | .9895813 | .0038111 | -2.72  | 0.007   | .9821398  | .9970791 |
      | icd     |           |           |           |           |           |           |
      | 3       | 1.049845 | .0490939 | 1.04   | 0.298   | .9579003  | 1.150615 |
      | 4       | 1.110237 | .1025969 | 1.13   | 0.258   | .9263096  | 1.330685 |
      | chgameco | 1.003443 | .0151157 | 0.23   | 0.819   | .9742503  | 1.033511 |
      | _cons   | 10810.18 | 81891.54 | 1.23   | 0.220   | .0038515  | 3.03e+10 |
      | ln(pop) |           | 1 (exposure) |           |           |           |           |
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----
      | /lnalpha | -3.707569 | .1344833 |           |           | -3.971151 | -3.443987 |
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----
      | alpha   | .0245371 | .0032998 |           |           | .0188517  | .0319371 |
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----
.
. fitstat
Measures of Fit for nbreg of suic
Log-Lik Intercept Only:    -1619.758    Log-Lik Full Model:      -1136.375
D(259):                   2272.751    LR(11):                  966.765
                           Prob > LR:          0.000
McFadden's R2:            0.298    McFadden's Adj R2:      0.290
ML (Cox-Snell) R2:       0.971    Cragg-Uhler(Nagelkerke) R2: 0.971
AIC:                      8.451    AIC*n:                   2298.751
BIC:                      820.848    BIC':                    -905.101
BIC used by Stata:       2345.626    AIC used by Stata:      2298.751
.

```