



Revista de Saúde Pública

ISSN: 0034-8910

revsp@usp.br

Universidade de São Paulo  
Brasil

Antunes Paes, Neir

Qualidade das estatísticas de óbitos por causas desconhecidas dos Estados brasileiros

Revista de Saúde Pública, vol. 41, núm. 3, junio, 2007, pp. 436-445

Universidade de São Paulo

São Paulo, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=67240160016>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica

Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal

Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

Neir Antunes Paes

# Qualidade das estatísticas de óbitos por causas desconhecidas dos Estados brasileiros

## Quality of death statistics by unknown causes in Brazilian states

---

### RESUMO

**OBJETIVO:** Analisar a qualidade dos registros de óbitos por causas desconhecidas da população adulta e explorar suas relações com outros indicadores.

**MÉTODOS:** Foram analisados dados de óbitos por causas desconhecidas da população adulta de todas as Unidades da Federação do Brasil, de 1990 a 2000. Os dados percentuais das mortes por essas causas foram classificados em quatro categorias quanto à qualidade. Os padrões etários das causas mal definidas foram representados por Estados-típicos e calculados coeficientes de correlação entre essas causas e alguns indicadores, como causas externas e grau de urbanização.

**RESULTADOS:** Verificou-se “boa” qualidade dos registros de óbitos por causas desconhecidas para as regiões Sul-Sudeste e no máximo como “regular” para o Norte-Nordeste. Avanços nas declarações ocorreram para a metade dos estados do País, particularmente para as mulheres. As proporções de mal definidas aumentaram com as idades, associando-se à cobertura dos óbitos, o grau de urbanização e as mortes por causas externas.

**CONCLUSÕES:** Embora tenha havido diminuição na qualidade das declarações das causas básicas de óbitos para vários estados do País, pode-se considerar a qualidade, no mínimo, como satisfatória. Isso significa que é possível resgatar o poder explicativo das estatísticas dos óbitos por causas definidas.

**DESCRIPTORIOS:** Mortalidade. Estatísticas vitais. Causa da morte. Sub-registro. Causas mal definidas. Cobertura dos óbitos.

Departamento de Estatística. Centro de Ciências Exatas e da Natureza. Universidade Federal da Paraíba. João Pessoa, PB, Brasil

**Correspondência | Correspondence:**

Neir Antunes Paes  
Departamento de Estatística - CCEN  
Universidade Federal da Paraíba - Cidade Universitária  
58051-910 João Pessoa, PB, Brasil  
E-mail: antunes@de.ufpb.br

Recebido: 15/3/2006  
Revisado: 16/11/2006  
Aprovado: 28/11/2006

---

## ABSTRACT

**OBJECTIVE:** To evaluate the quality of reported adult deaths by unknown causes and to explore their relationships with some indicators.

**METHOD:** There were evaluated adult deaths by unknown causes for all Brazilian federal units from 1990 to 2000. Criteria were established to categorize the overall proportion of deaths by quality into four groups. The age patterns of ill-defined causes were represented by typical states and correlation coefficients between these causes and other indicators were estimated, such as external causes and urbanization level.

**RESULTS:** "Good" quality data was found in the South-Southeast regions and "fair" quality in the North-Northeast regions. Improvement on reported deaths was seen in half of the states, especially for women. The proportion of ill-defined deaths increased with age and a strong association with death coverage, urbanization level and external causes was verified.

**CONCLUSIONS:** Although lowered quality of reported deaths by basic causes was seen in several Brazilian states, the overall quality can be considered at least as satisfactory. This means the explanatory power of death statistics by defined causes can be recovered.

**KEYWORDS:** Mortality. Vital statistics. Cause of death. Under-registration. Coverage of deaths. Ill-defined causes.

---

## INTRODUÇÃO

As estatísticas de mortalidade são parte do sistema de estatísticas vitais, subutilizadas em vários países da América Latina devido a suas limitações por serem incompletos, desatualizados e dispersos. A subutilização se deve também à crença injustificada de que essas limitações comprometeriam definitivamente qualquer resultado que deles poderiam ser derivados. Uma situação paradoxal ocorre no Brasil: a própria Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), uma das responsáveis oficiais pela compilação, processamento e divulgação dessas estatísticas, as descartam na construção de seus indicadores de mortalidade. Os gastos na sua obtenção demandam uma gigantesca operação e mobilização de recursos humanos e financeiros na geração desses dados, para que depois o seu uso fique aquém do seu potencial explicativo. Sob a premissa dessa não confiabilidade, como já alertado por alguns autores<sup>8,10</sup> cria-se um mecanismo de retroalimentação negativa, onde a limitação dos dados impede o avanço dos sistemas, fortalecendo ao final a "cultura do não-registro".

A preocupação com a qualidade dos dados no Brasil remonta, pelo menos, desde os anos 50, quando começaram a surgir os primeiros trabalhos.<sup>1,5,9,13</sup> Segundo esses estudos, um sério problema emerge quando se deseja caracterizar o perfil da mortalidade quanto à distribuição por causas. As causas de morte no Brasil são registradas com certa imprecisão. Um dos meca-

nismos para avaliá-las é recorrer aos óbitos com causas mal definidas, ou seja, aqueles cujas causas básicas não foram ou não puderam ser identificadas. Essas mortes não são declaradas na certidão de óbito e representam boa parte dos óbitos registrados, ocupando lugar importante no conjunto dessas estatísticas. Níveis elevados de proporções de causas mal definidas permitem discussões a respeito da qualidade das declarações dos óbitos que, no Brasil, pode comprometer a consistência e o uso do registro de óbitos das demais causas para certas unidades geográficas. A qualidade das declarações dos óbitos, muitas vezes, tem levado ao desencorajamento na exploração dessas estatísticas.

Somam-se a este problema os óbitos que não foram registrados e que, conseqüentemente, se desconhecem as causas básicas que levaram esses indivíduos à morte. Dimensionar esses óbitos significa medir a sua cobertura, ou seja, medir o seu sub-registro. Sabe-se que a cobertura é de certo modo, difícil de ser medida e variável regionalmente, diferenciada por sexo e idade. Não há consenso sobre sua magnitude para as regiões e unidades federadas do Brasil e a literatura não registra muitos esforços em sua mensuração. Trabalhos recentes nessa direção foram desenvolvidos por Paes & Albuquerque<sup>10</sup> para 1990 e por Paes<sup>11</sup> para o ano 2000.

A combinação desses dois problemas, no Brasil, resulta em volume expressivo de óbitos com causas básicas

desconhecidas que contribui para dificultar ainda mais o planejamento e administração dos serviços de saúde.

Especula-se que existe associação entre a qualidade deficiente dos registros de óbitos e as condições sociais, econômicas e de saúde das populações. O fato de que a maioria dos Estados do Norte e Nordeste apresente níveis elevados de sub-registro de óbitos e alta proporção de causas mal definidas não é um acaso. É exatamente nessas regiões onde muitos dos indicadores de desenvolvimento são os mais precários do País.

Sabe-se que a cobertura dos óbitos nas primeiras idades é usualmente inferior à dos adultos, o que significa deparar-se com mais restrições no uso desses dados. No entanto, a mortalidade da população brasileira na infância é muito mais estudada do que a adulta. Mesmo a mortalidade adulta possuindo a vantagem de ser mais reportada, a produção do conhecimento sobre o potencial desses dados ainda é limitada, embora seja reconhecida sua importância no encaminhamento de intervenções em diversos campos de atuação. É necessário que se invista mais no resgate do poder explicativo desses registros de óbitos, bem como no de suas causas básicas. Nesse sentido, o presente estudo teve por objetivo avaliar a qualidade dos registros de óbitos por meio dos níveis e padrões das causas básicas desconhecidas da população adulta para todas as unidades da federação do Brasil de 1990 e 2000 e explorar suas relações com outros indicadores.

## MÉTODOS

O Brasil possui duas fontes oficiais responsáveis pela produção contínua das estatísticas de óbitos. A Fundação IBGE publica seus resultados em "Estatísticas do Registro Civil"\* e o Ministério da Saúde disponibiliza seus dados pelo Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM) em "Estatísticas de Mortalidade",<sup>15,\*\*</sup> em seus respectivos sítios institucionais. Há discrepâncias nos resultados dessas duas fontes, mas, somente o Ministério da Saúde processa e divulga os dados classificados por causas de morte. Apesar da apuração e tabulação das informações sobre causas de morte obedecerem às normas internacionais desde 1948, foi somente a partir de 1979 que o Ministério da Saúde padronizou os instrumentos de coleta, tabulou e divulgou os resultados para todas as unidades geográficas do País, seja estadual ou municipal.

Os óbitos registrados no banco de dados SIM se encontram categorizados segundo a nona revisão da Classificação Internacional de Doenças (CID-9) que vigorou até 1995 e, a partir de 1996, a CID-10. Na CID-

10, os óbitos por causas mal definidas correspondem ao Capítulo XVIII e se referem aos "Sintomas, sinais e achados anormais de exames clínicos e de laboratório não classificados em outra parte" e ao Capítulo XVI da CID-9 denominado "Sintomas, sinais e afecções mal definidas".

Foram utilizadas as informações de óbitos por lugar de residência do falecido para cada Unidade da Federação (UF) do Brasil, classificadas por sexo e grupo etário para a média dos triênios 1990/91/92 e 1999/2000/01. Esse cálculo procurou minimizar as eventuais flutuações aleatórias dos dados.

Com os registros de óbitos classificados por idade, o grau de cobertura dos registros de óbitos pode ser estimado por vários métodos. No trabalho de Paes & Albuquerque<sup>10</sup> para o ano 1990 e no de Paes<sup>11</sup> para o ano 2000, foram calculadas as estimativas da cobertura dos óbitos para todas as UF segundo sexo. Ambos os trabalhos fazem uso das mesmas técnicas (Método da Equação do Balanço do Crescimento, desenvolvido por Brass,<sup>2</sup> Método de Preston et al<sup>12</sup> e o de Courbaje & Fargues<sup>4</sup>). Todas elas compartilham de uma característica comum: assumem que a cobertura dos óbitos é constante e é válida para a população adulta e idosa. Esse princípio foi considerado a partir dos dez anos de idade.

Embora as técnicas usadas<sup>10,11</sup> assumam que a cobertura dos óbitos dos adultos também seja válida para os idosos (acima de 64 anos de idade), o mesmo suposto parece não ser válido para as causas mal definidas, particularmente para os idosos, onde há elevação dos percentuais. Essa elevação é um fenômeno comum em todos os países com problemas na definição das causas mal definidas, particularmente nos países em desenvolvimento. Desse modo, o grupo etário considerado é o de dez a 64 anos para o estudo das causas de óbitos mal definidas.

Para quantificar a magnitude das causas mal definidas, calculou-se seu percentual em relação ao total de mortes de cada estado. Utilizou-se a classificação proposta por Chackiel\*\*\* que estabeleceu quatro categorias para os percentuais de óbitos com causas mal definidas para as regiões, de acordo com o seguinte critério: adequado (<10%); pouco adequado (10%–15%); inadequado (16%–30%) e altamente inadequado (>30%). Para fins de compatibilização com a notação usada posteriormente, para as causas desconhecidas, foi adotada respectivamente a seguinte terminologia: boa, satisfatória, pouco confiável ou regular e deficiente.

\* Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Estatísticas do Registro Civil. Rio de Janeiro; 1974 - 2003. Rio de Janeiro; 2003.

\*\* Ministério da Saúde. Sistema de informações sobre mortalidade: 1979-2001 [CD-ROM]. Brasília (DF): Cenepe; 2003.

\*\*\* Chackiel J. Studies of Causes of Death in Latin America Current Situation and Future Perspectives. In: Committee on Comparative Mortality Changes: proceedings of the IUSSP and Institute of Statistic University of Siena; 1986 Jul 7-12; Siena, Itália.

A mortalidade por “causas desconhecidas” representa o resultado da combinação de dois fatores: os óbitos não registrados, cujas causas de morte, conseqüentemente, não são conhecidas, e os óbitos registrados, cujas causas básicas foram mal definidas e que, também, não se conhecem.

A partir de informações sobre o percentual da cobertura dos óbitos e o percentual de causas mal definidas foi possível chegar ao percentual de óbitos com causas básicas desconhecidas, o qual pode ser obtido pela seguinte expressão:

$$O_d = (100 - C) + \left( \frac{C * M_d}{100} \right)$$

onde:

$O_d$ : Percentual de óbitos cuja causa básica é desconhecida.

$C$ : Percentual de cobertura dos óbitos.

$M_d$ : Percentual dos óbitos com causa básica mal definida.

Para entender a diversidade regional, adotou-se uma variante de uma outra classificação proposta por Chackiel<sup>3</sup> para países da América Latina. Estados com informação: boa (<5%); satisfatória (15%–25%); pouco confiável ou regular (25%–40%); deficiente ( $\geq 40\%$ ).

Considerando o ano de 1990 como referência, foram elaborados dois gráficos, um para cada sexo, com todas as unidades federadas visando a analisar o comportamento etário das proporções de causas mal definidas. A diversidade de padrões encontrados foram agrupados em categorias. Adotou-se então a classificação descrita anteriormente\* para as causas mal definidas. Em seguida, para cada uma das quatro categorias, identificou-se o Estado-típico, cujo padrão etário melhor representasse o comportamento dos demais. Este foi o Estado cuja soma das diferenças entre os valores observados e os valores médios do percentual das mal definidas de cada grupo etário quinquenal considerado entre 10-64 anos, fosse mínima, ou seja, aquele com menor EQM (Erro Quadrático Médio). Essa medida-resumo representa uma função que indica a “bondade de ajustamento” definida pela seguinte equação:

$$EQM_j = \sqrt{\frac{\sum_{i=10}^{60} (X_{ij} - \mu_i)^2}{n}}$$

onde:

$n$ : Número de pontos correspondentes aos grupos etários usados na comparação.

$X_{ij}$ : Percentual de óbitos mal definidos observado para o grupo de idade “ $i$ ” do Estado “ $j$ ”.

$\mu_i$ : Média aritmética dos percentuais de óbitos mal definidos do grupo etário “ $i$ ” de todos os Estados envolvidos na análise.

## RESULTADOS

A Tabela 1 apresenta os resultados para todas as UF para a cobertura dos óbitos, percentagem das causas mal definidas e causas desconhecidas para os anos de referências 1990 e 2000. Para o Brasil, em ambos os sexos, verificou-se um discreto ganho quanto à cobertura dos óbitos e praticamente nenhum com respeito ao percentual das causas mal definidas durante o período. Resultante desta combinação, as causas desconhecidas não evidenciaram um ganho na qualidade dos dados em termos percentuais. Para os homens, o percentual estabilizou-se no período em torno de 23% e para as mulheres em 28% para 1990, caindo para 26% em 2000. Ou seja, um em cada quatro óbitos no País ocorreu sem que se saiba qual a causa básica que levou o indivíduo à morte. A pequena redução no percentual das causas desconhecidas para as mulheres foi devida à maior cobertura estimada para 2000.

Os resultados da Tabela 1 mostram que para 1990, apenas sete estados tiveram percentual de causas mal definidas superior para os homens, mas sem ultrapassar o patamar de 3,5 pontos percentuais exceto para o Maranhão (MA). Maior qualidade dessas declarações em favor dos homens foi re-afirmada e ampliada em 2000, com exceção apenas para três estados Minas Gerais (MG), Mato Grosso do Sul (MS) e Goiás (GO) com diferença que não ultrapassou um ponto percentual.

A comparação da proporção das mal definidas\*\* entre 1990 e 2000 revelou que das 28 UF, houve aumento para os homens na metade delas e em 12 UF para as mulheres, atingindo indistintamente todas as regiões do País: Rondônia (RO, homens), Acre (AC), Roraima (RR, homens), Pará (PA), Amapá (AP), MA (mulheres), Piauí (PI, mulheres), Rio Grande do Norte (RN), Paraíba (PB), Alagoas (AL, homens), Bahia (BA), Espírito Santo (ES), Rio de Janeiro (RJ), São Paulo (SP), Santa Catarina (SC, homens) e o Distrito Federal (DF). A Tabela 2 mostra a classificação para os Estados em categorias de acordo com os percentuais de causas mal definidas apresentados na Tabela 1.

\* Chackiel J. Studies of Causes of Death in Latin America Current Situation and Future Perspectives. In: Committee on Comparative Mortality Changes: proceedings of the IUSSP and Institute of Statistic University of Siena; 1986 Jul 7-12; Siena, Itália.

\*\* Para tornar comparável, procurou-se compatibilizar a definição das causas mal definidas entre a CID 9 e 10. E, para melhor poder discriminatório, as classificações adotadas nas Tabelas 2 e 3, permitem uma leitura dos resultados com uma margem de flexibilidade.

**Tabela 1.** Cobertura dos óbitos, causa mal definida e desconhecida segundo sexo para a população adulta. Brasil, 1990 e 2000.

Estado	Sexo	1990			2000		
		Cobertura (%)*	Causa mal definida (%)	Causa desconhecida (%)	Cobertura (%)**	Causa mal definida (%)	Causa desconhecida (%)
Rondônia (RO)	M	64,9	9,9	41,5	70,1	12,9	38,9
	F	61,0	14,8	48,0	70,4	14,8	40,0
Acre (AC)	M	< 71,4	23,2	45,2	71,4	28,8	49,1
	F	< 66,7	23,1	48,7	74,1	33,2	50,5
Amazonas (AM)	M	71,4	25,4	46,7	73,8	23,7	43,7
	F	69,9	26,6	48,6	71,4	26,2	47,3
Roraima (RR)	M	65,4	6,7	39,1	67,6	7,1	37,3
	F	65,8	13,1	42,8	67,6	9,8	39,1
Pará (PA)	M	62,9	23,1	51,7	72,7	26,8	46,8
	F	< 62,5	22,8	51,8	72,7	27,6	47,4
Amapá (AP)	M	71,4	5,9	32,8	73,3	11,5	35,2
	F	69,4	6,8	35,3	72,5	14,8	38,3
Tocantins (TO)	M	-	-	-	75,2	20,5	40,2
	F	-	-	-	72,5	23,5	44,6
Maranhão (MA)	M	< 64,5	55,5	71,3	71,4	37,8	56,2
	F	< 60,7	31,2	58,2	<70,4	40,1	58,1
Piauí (PI)	M	68,5	33,7	54,6	74,1	28,4	47,0
	F	< 66,7	30,2	53,5	<74,1	33,3	51,3
Ceará (CE)	M	78,1	30,8	45,9	81,3	20,2	35,1
	F	73,0	33,9	51,7	78,7	22,6	39,0
Rio Grande do Norte (RN)	M	73,5	22,2	42,8	80,7	26,8	41,0
	F	69,0	25,6	48,7	76,3	30,7	47,1
Paraíba (PB)	M	80,6	36,1	48,5	82,3	46,2	55,7
	F	78,1	44,5	56,6	79,2	50,8	61,1
Pernambuco (PE)	M	87,7	24,3	33,6	91,7	20,9	27,5
	F	89,3	31,2	38,6	90,9	25,4	32,2
Alagoas (AL)	M	83,3	26,9	39,1	81,3	28,3	41,7
	F	81,3	35,1	47,3	81,0	33,3	46,0
Sergipe (SE)	M	90,9	29,9	36,2	89,3	26,9	34,7
	F	87,0	36,7	45,0	91,7	32,4	38,0
Bahia (BA)	M	87,0	22,4	32,5	89,3	27,3	35,1
	F	82,0	24,6	38,2	88,5	30,5	38,5
Minas Gerais (MG)	M	90,9	16,4	24,0	91,7	15,0	22,0
	F	87,0	16,6	27,5	92,6	14,3	20,6
Espírito Santo (ES)	M	93,5	15,8	21,3	92,6	16,7	22,9
	F	92,6	18,1	24,2	90,9	19,4	26,7
Rio de Janeiro (RJ)	M	93,5	4,0	10,3	97,1	10,4	13,0
	F	90,1	5,1	14,5	96,2	11,9	15,3
São Paulo (SP)	M	96,1	5,8	9,5	94,3	6,6	11,9
	F	95,2	5,7	10,1	96,2	6,6	10,2
Paraná (PR)	M	90,9	11,8	19,8	93,9	5,6	11,3
	F	85,5	12,4	25,1	93,0	5,8	12,4
Santa Catarina (SC)	M	94,3	11,3	16,3	95,7	12,0	15,8
	F	92,6	14,3	20,7	93,5	13,3	19,0
Rio Grande do Sul (RS)	M	90,9	6,8	15,3	93,0	4,6	11,3
	F	89,3	7,3	17,2	93,0	4,9	11,5
Mato Grosso do Sul (MS)	M	83,3	9,2	24,4	87,3	7,9	19,5
	F	79,4	9,2	27,9	82,6	7,4	23,5
Mato Grosso (MT)	M	80,6	12,2	29,2	86,2	7,7	20,5
	F	78,7	15,1	33,2	82,6	8,7	24,5
Goiás (GO)	M	83,3	20,5	33,8	83,3	11,2	26,0
	F	84,8	18,0	30,5	87,3	10,8	22,1
Distrito Federal (DF)	M	96,2	1,8	5,6	89,7	4,6	14,4
	F	96,2	1,9	5,7	96,2	5,2	8,9
Brasil	M	88,5	13,0	23,0	89,0	13,9	23,3
	F	84,0	14,4	28,0	87,0	15,4	26,4

\* Extraída de Paes & Albuquerque<sup>15</sup>\*\* Extraída de Paes<sup>14</sup>



**Tabela 2.** Classificação das causas mal definidas da população adulta por Estado, segundo sexo. Brasil, 1990 e 2000.

Classificação	1990		2000	
	Masculino	Feminino	Masculino	Feminino
Boa (<10%)	RO, RR, AP, RJ, SP, RS, MS, DF.	AP, RJ, SP, RS, MS, DF.	RR, SP, PR, RS, MS, MT, DF.	RR, SP, PR, RS, MS, MT, DF.
Satisfatória (10%–15%)	PR, SC, MT, BR.	RO, RR, PR, SC, BR.	RO, AP, RJ, SC, GO, BR.	RO, AP, MG, RJ, SC, GO, BR.
Regular (16%–30%)	AC, AM, PA, RN, PE, AL, SE, BA, MG, ES, GO*.	AC, AM, PA, RN, BA, MG, ES, MT, GO*.	AC, AM, PA, PI, CE, RN, PE, AL, SE, BA, MG, ES.	AM, PA, TO, CE, PE, AL, ES.
Deficiente (>30%)	MA, PI, CE, PB.	MA, PI, CE, PB, PE, AL, SE.	MA, PB.	AC, MA, PI, RN, PB, SE, BA.

\* Para 1990, o Estado de Tocantins foi incluído no Estado de Goiás.

Ver extenso das siglas na Tabela 1.

**Tabela 3.** Classificação do percentual de óbitos com causas desconhecidas da população adulta por Estado, segundo sexo. Brasil, 1990 e 2000.

Classificação	1990		2000	
	Masculino	Feminino	Masculino	Feminino
Boa (<10%)	RJ, SP, DF.	RJ, SP, DF.	RJ, SP, PR, RS, DF.	RJ, SP, PR, RS, DF.
Satisfatória (10%–15%)	MG, ES, PR, SC, RS, MS, BR.	MG, ES, SC, MS, MT, GO*.	MG, ES, SC, MS, MT, GO, BR.	MG, ES, SC, MS, MT, GO.
Regular (16%–30%)	RR, AP, PE, AL, SE, BA, MT, GO*.	AP, PE, BA, MT, GO, BR.	RO, RR, AP, TO, CE, PE, SE, BA.	RO, RR, AP, CE, PE, SE, BA, BR.
Deficiente (>30%)	RO, AC, AM, PA, MA, PI, CE, RN, PB.	RO, AC, AM, RR, PA, MA, PI, CE, RN, PB, AL, SE.	AC, AM, PA, MA, PI, RN, PB, AL.	AC, AM, PA, TO, MA, PI, RN, PB, AL.

\* Para 1990, o Estado de Tocantins foi incluído no Estado de Goiás.

Ver extenso das siglas na Tabela 1.

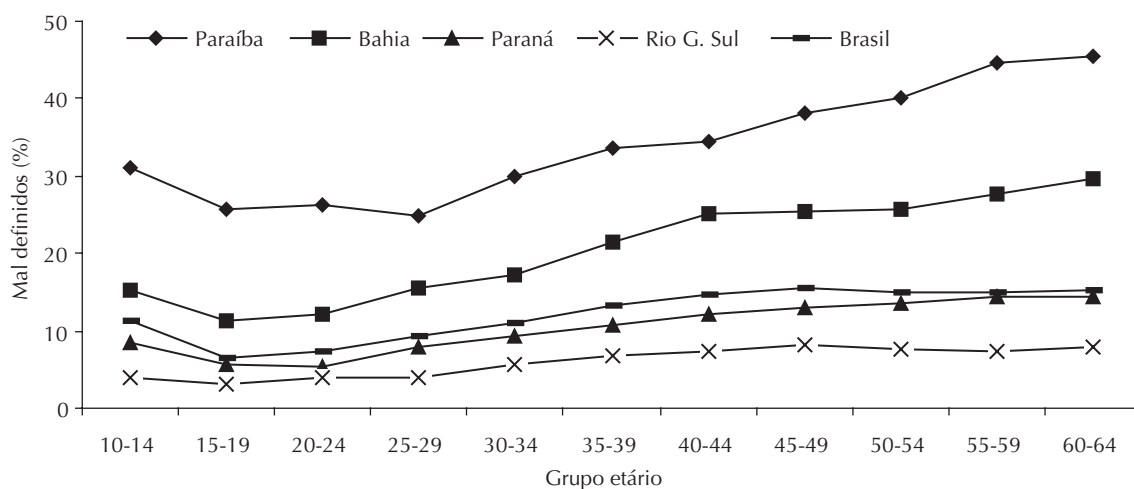
Na Tabela 3 encontram-se dados das UF alocadas segundo a classificação das causas desconhecidas. O Brasil, como um todo, manteve-se para ambos os anos na mesma posição durante o período: “satisfatória” para os homens e “regular” para as mulheres. No entanto, o quadro interno não se manteve inalterado no período. Houve variações regionais em ambos os sexos. Os mais baixos percentuais foram encontrados para o DF, mas por ser eminentemente urbano – diferenciado das demais UF – seus valores serão desconsiderados nas comparações. No ano de 1990, para as mulheres, a amplitude total em percentagem ficou entre 9,4% e 58,2% para São Paulo (SP) e MA respectivamente; e oscilou entre 10,2% e 61,0% para SP e PB respectivamente em 2000. Para os homens, o intervalo em 1990 variou entre 9,4% para SP e 71,3% para MA e em 2000, a variação ficou entre 11,2% para o RS e 56,2% para o MA. Assim, a amplitude total no período para mulheres aumentou de 48,8% para 50,8% e diminuiu drasticamente de 61,9% para 45,0% para os homens, revertendo para este último uma vantagem com um diferencial regional menor.

Foram poucos os estados considerados com uma qualidade “boa” no País: no ano 2000, a hegemonia na qualidade dos dados pertenceu às Regiões Sul e parte

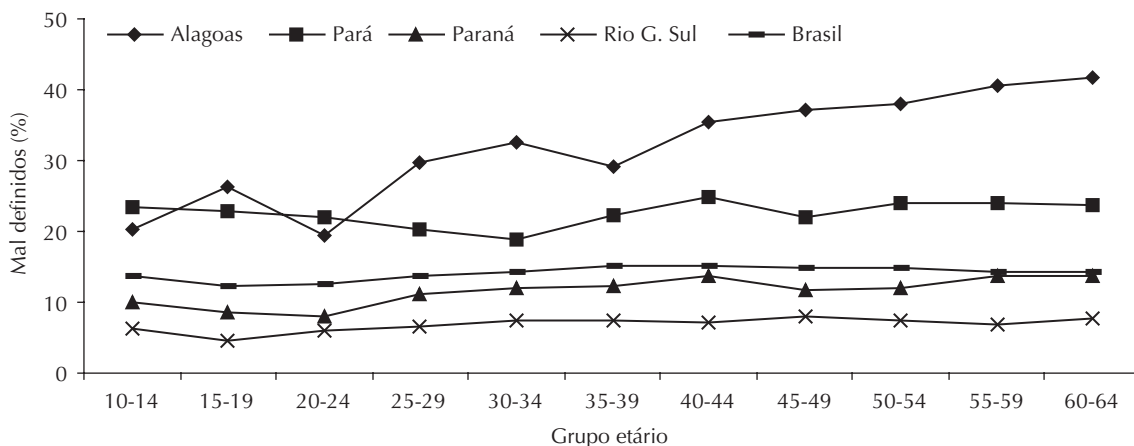
do Sudeste (RJ, SP, Paraná – PR, RS e DF). Os demais estados dessas regiões permaneceram no período na condição de “satisfatória” e os do Centro-Oeste evoluíram de “regular” para “satisfatória” ou permaneceram nesta última condição. Os Estados do Norte e Nordeste não passaram de “regular” e permaneceram na condição de “deficiente” em boa parte deles. Apesar do quadro desfavorável para os Estados do Norte e Nordeste, foi possível verificar avanços, mais notórios para as mulheres.

Alagoas foi o único Estado que perdeu classificação, passando para a posição de “deficiente” para os homens. Isso decorreu em virtude da proximidade dos limites de classificação, o que tem uma importância menor devida à margem de erro inerente nas estimativas.

O perfil etário da mortalidade por causas desconhecidas é derivado basicamente do perfil correspondente das causas mal definidas (já que a cobertura é assumida como sendo constante nas idades). Assim, é por meio deste último perfil que o comportamento etário é examinado. As Figuras 1 e 2, mostram respectivamente para homens e mulheres, o comportamento do padrão etário da mortalidade segundo o percentual dos óbitos com causas mal definidas, para os estados-típicos, para o ano 2000.



**Figura 1.** Dados percentuais dos óbitos mal definidos da população adulta masculina segundo grupos etários para estados selecionados. Brasil, 1990.



**Figura 2.** Dados percentuais dos óbitos mal definidos da população adulta feminina, segundo grupos etários para estados selecionados. Brasil, 1990.

Em geral, a proporção de causas mal definidas foi mais elevada nos extremos etários da população. Para os adultos, os padrões etários das diferentes curvas mostram certa homogeneidade, embora reflitam níveis distintos. Como esperado, as curvas para o PR e o RS se situaram abaixo da do Brasil e o oposto para os demais estados-típicos. O padrão etário em todas as curvas não apresentou comportamento muito diferenciado para os homens. Os níveis descenderam logo após o grupo etário 10-14 anos, atingindo o mínimo no grupo 15-19 e somente ultrapassando os níveis iniciais, nos grupos de 25-29 ou 30-34 anos. Em seguida, a curva manteve sua ascensão de modo moderado para PR e RS e mais acelerado para PB e BA. O Brasil, neste contexto, manteve-se em posição intermediária entre os dois blocos de Estados.

O comportamento etário para as mulheres não apresentou curvatura típica como aquela para os homens.

Os níveis apresentaram oscilações durante todo o conjunto etário, mas sem maiores variações, exceto para AL que, apesar das oscilações, exibiu tendência ascendente quase linear.

Para os blocos que representam os estados menos desenvolvidos do País (PB e BA para os homens e AL e PA para as mulheres) os padrões de comportamento foram de rápida ascendência a partir dos 25-29 ou 30-34 anos. Essa tendência representa maior deficiência das informações à medida que os grupos etários avançam. Enquanto que, para o bloco que representa os Estados mais desenvolvidos (PR e RS para ambos os sexos), essa elevação foi discreta, revelando melhor qualidade nos dados.

Conforme revelam as Figuras 1 e 2 para o Brasil e para todos os estados-típicos, a proporção de óbitos mal definidos foi menor para os homens e nas idades jovem-



adultas foi menor ainda, exibindo uma concavidade. A associação entre o percentual de óbitos com causas mal definidas e os óbitos por causas externas para os grupos etários adultos (10-64 anos) para o Brasil em 1990 revelou um coeficiente de correlação negativo da ordem de -0,82 e de -0,97 para as mulheres e homens respectivamente. Para o ano 2000, o coeficiente foi da ordem de -0,96 para as mulheres e de -0,99 para os homens.

O grau do relacionamento entre o grau de cobertura e a proporção das causas mal definidas, como esperado, mostrou relação inversa. Depois de excluídos os pontos destoantes (PB, RO, RR, AP) para o ano 2000, os coeficientes de correlação foram da ordem de -0,72 e -0,65, respectivamente para os homens e mulheres. Para 1990, foi de -0,71 para os homens e de -0,57 para as mulheres.

A associação entre as causas mal definidas e a cobertura dos óbitos não diferiu entre os sexos. Para 2000, o coeficiente de correlação entre os sexos para as coberturas dos estados foi da ordem de 0,96 e para as causas mal definidas, de 0,99. Esse fato se deve à forte correlação existente entre os sexos para ambos os indicadores.

A relação entre a percentagem de urbanização com a percentagem de cobertura dos óbitos dos estados brasileiros para 1990 mostrou-se positiva com coeficiente de correlação de 0,69 e 0,71 para homens e mulheres, respectivamente. Sua relação com o percentual das mal definidas, apontou coeficiente com sinal inverso, da ordem de -0,77 para homens e de -0,69 para mulheres.

Para 1990, entre os Estados com mais de 90% de cobertura de óbitos (Tabela 1), considerada como de qualidade boa, a variação do percentual das causas mal definidas ficou entre 1,8% (DF, homens) e 29,9% (Sergipe – SE, homens). No extremo oposto, para os estados com menos de 80% de cobertura (regular ou deficiente) a variação ficou entre 5,9% (AP, homens) e 55,5% (MA, homens). Para 2000, o intervalo de variação diminuiu em função de um aumento nos limites inferiores e diminuição dos superiores. Na primeira categoria, o intervalo variou entre 4,6% (DF e RS, homens) e 25,4% (Pernambuco – PE, mulheres), e na segunda, entre 7,1% (RR, homens) e 50,8% (PB, mulheres).

## DISCUSSÃO

A análise do indicador cobertura revelou melhoras importantes para a maioria dos estados, particularmente para aqueles do Norte e do Nordeste, mais especificamente para as mulheres. Por sua vez, a análise do indicador “mal definidas” o identificou como um freio

no avanço à melhoria da qualidade geral das estatísticas de óbitos.

Como os aumentos na proporção das causas mal definidas ocorreram em quase metade das UF, poder-se-ia indagar se houve alguma mudança na nomenclatura das causas mal definidas nas distintas revisões da CID-9 e 10 que pudesse justificar esses aumentos. Usando apenas a CID-9, Aidar\* observou que em nove Estados houve aumento relativo para as mulheres entre 1980 e 1994, variando entre 8,2% e 127,0% no PA e RJ, respectivamente. Ou seja, os aumentos antecederam ao ano em que a décima revisão passou a vigorar, em 1996. Contudo, a evolução do sistema das estatísticas vitais no País sugeriu o contrário: com o aumento das coberturas dos óbitos em todo o País,<sup>11</sup> seria esperado que o percentual das causas mal definidas tendesse à diminuição.

Em estudo realizado para o Estado de São Paulo, por meio de seleção amostral das mortes ocorridas em 1992, Santo<sup>14</sup> avaliou a comparabilidade entre a causa básica e as causas múltiplas de morte codificadas segundo as regras e disposições correlatas das nona e da décima revisão. Santo observou que o Capítulo XVI, que trata das mal definidas na CID-9, incluíam-se os diagnósticos de insuficiência respiratória e choque séptico, transferidos na CID-10, para outros capítulos com causas definidas. Estas duas causas, segundo o autor, foram as principais responsáveis pela diminuição das menções incluídas como afecções mal definidas de 1.258 casos, verificados na nona revisão, para 974 na décima revisão. Se esses resultados são extensivos a outras unidades do País, é possível especular que essas transferências poderiam favorecer a diminuição das menções mal definidas na CID-10. Assim, seria possível atribuir a esse fato, no mínimo, parte da explicação para o decréscimo nos percentuais das mal definidas para quase a metade dos estados. Mesmo considerando essa hipótese, não se pode deixar de atribuir para esses estados uma melhora real na declaração das causas de morte. Para a outra metade dos estados brasileiros que tiveram aumento, os indícios parecem apontar real deterioração na qualidade das declarações das causas básicas de óbitos durante a década de 90.

Utilizando estatísticas vitais na América Latina, Jarpers-Fajier & Orellana<sup>6</sup> observaram que existe uma correspondência entre o grau de cobertura e a proporção das causas mal definidas. Os resultados obtidos no presente estudo confirmam esse hipótese, evidenciada pela associação negativa de intensidade razoável. Na mesma linha de investigação, Aidar\* em estudo com mulheres de todas as UF, com dados entre 1990 e 1994, constatou uma variabilidade dos índices de causas mal definidas

\* Aidar T. Registro de óbitos com causas mal definidas: atenção especial para o caso da população feminina: Brasil 1979 a 1995. In: Anais do XII Encontro Nacional de Estudos Populacionais. Associação Brasileira de Estudos Populacionais; 2000 out; Caxambu, MG. Disponível em URL: [http://abep.org.br/usuario/GerenciaNavegacao.php?caderno\\_id=186&nivel=2](http://abep.org.br/usuario/GerenciaNavegacao.php?caderno_id=186&nivel=2) [Acesso em 17 jul 2004]

que aumentavam significativamente quanto maiores fossem os níveis de sub-registro. Tal variação foi muito mais elevada para os estados das regiões do Norte e Nordeste, onde os níveis de sub-registro eram os mais elevados. Os resultados encontrados no presente estudo revelaram que durante o período houve aumento geral nos limites inferiores de variação dos percentuais das causas mal definidas, particularmente para os estados mais bem posicionados no início da década. Como o intervalo de variação das mal definidas foi mais amplo para os estados com qualidade mais precária, sugere-se, assim, a validade da assertiva.

Embora sem comprovações empíricas, Jarpers-Faijer & Orellana<sup>6</sup> observaram que o grau de urbanização é normalmente associado com a qualidade dos dados. O argumento é o de que os residentes nas zonas urbanas têm uma situação socioeconômica mais favorável e contam com mais acesso à assistência médica e hospitalar. As associações encontradas para o Brasil durante a década apontam favoráveis e sugestivas relações com o grau de urbanização dos Estados: maior grau de urbanização sugere maior percentual da cobertura dos óbitos e menor das causas mal definidas.

A melhor qualidade na informação, em favor dos homens (particularmente no intervalo entre dez e 25 anos), já foi motivo de investigação em outros países Latino-Americanos. A explicação estaria associada com altas incidências das causas externas,<sup>6</sup> com forte associação entre estes dois componentes. Os elevados coeficientes encontrados para os estados brasileiros também apontam essa direção: quanto maior a proporção dos óbitos por causas externas, menor a das causas mal definidas. As mortes violentas são geralmente acompanhadas por processo policial e laudos de necrópsia e portanto, têm identificação mais provável. Como cerca de 70% dos óbitos masculinos adultos na década foram devidos às causas externas é exatamente nas idades jovem-adultas onde os níveis destas causas são os mais elevados.

Se o aumento das causas externas foi unanimidade no País inteiro na década de 90, poder-se-ia especular sobre diminuição de registros de causas mal definidas

nesse período, devido ao forte relacionamento negativo entre eles. No entanto, não é isso o que os resultados apontam em quase metade dos estados. As especulações apontam que o aumento relativo das causas mal definidas nos estados deve-se, provavelmente, a uma deterioração no correto diagnóstico das demais causas. Esse indicio se manifesta mesmo na presença de duas contra-evidências: o fato de que as causas externas aumentaram suas proporções no período e as mudanças de classificação das causas de morte entre as duas revisões da CID, que supostamente favoreceriam a diminuição das declarações mal definidas.

Como os avanços na década de 90 na cobertura dos óbitos foram mais evidenciados do que as declarações das causas mal definidas, poder-se-ia pensar em como redistribuir estas últimas em mortes com causas definidas para aquelas áreas com proporções elevadas. Uma solução imediata seria a redistribuição proporcional em cada um dos capítulos com causas bem definidas, embora não pareça ser uma saída justa. Alternativas têm sido utilizadas por alguns autores ao procurar resgatar essas causas com métodos como o da “recuperação de informação” que consiste em visitas a domicílios, hospitais, institutos de medicina legal e unidades de saúde.<sup>7,8</sup> Um outro método, de caráter mais teórico, foi proposto por Lederman, citado por Vallin,<sup>\*</sup> ao usar regressão linear simples, cuja aplicação foi realizada para regiões da França.

Mesmo diante da provável queda na qualidade das causas mal definidas para algumas UF das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, é possível sugerir que, durante a década de 90, a qualidade das causas desconhecidas pode ser considerada no mínimo como satisfatória. Isso significa que é possível resgatar o poder explicativo das estatísticas com causas definidas de morte e, assim, obter desenhos dos níveis e padrões etários da mortalidade para entender a dinâmica demográfico-epidemiológica para estas regiões. Quanto aos estados do Norte e Nordeste, particularmente, para os de qualidade regular, é possível trabalhar a mortalidade com as devidas restrições.

---

\* Vallin J. Seminário sobre causas de muerte: aplicación al caso de Francia. Santiago: CELADE, 1987. (Serie E, 31).

## REFERÊNCIAS

1. Altman AMG, Ferreira CEC. A situação dos registros dos fatos vitais no Brasil. *Inf Demogr.* 1982;(7):1-24.
2. Brass W. Methods for estimating fertility and mortality from limited and defective data. Chapel Hill: International Program of Laboratories for Population Statistics; 1975.
3. Chackiel J. La investigación sobre causas de muerte en la América Latina. *Notas Población.* 1987;(44):9-30.
4. Courbaje Y, Fargues P. A method for deriving mortality estimates from incomplete vital statistics. *Popul Stud.* 1979;33(1):165-80.
5. Frias LAM. Comentários sobre os resultados do registro civil – 1974 a 1979. *Boletim Demográfico.* 1981;12(2):5-14.
6. Jasper-Faijer D, Orellana H. Evaluación del uso de las estadísticas vitales para estudios de causas de muerte en America Latina. *Notas Poblacion.* 1994;(60):47-77.
7. Jorge MHPM, Gotlieb SLD, Laurenti R. O sistema de informações sobre mortalidade: problemas e propostas para o seu enfrentamento II - Mortes por causas externas. *Rev Bras Epidemiol.* 2002;5(2):212-23.
8. Marconi E. Use of vital statistics on maternal deaths in Argentina. In: Timaeus IM, Chackiel J, Ruzicka L, organizadores. *Adult Mortality in Latin America.* Oxford: Clarendon Press Oxford; IUSSP; 1996. p. 69-86.
9. Mortara G. Incógnitas da mortalidade no Brasil. *Rev Bra Estat.* 1957;69/70:1-17.
10. Paes NA, Albuquerque MEE. Avaliação da qualidade dos dados populacionais e cobertura dos registros de óbitos para as regiões brasileiras. *Rev Saude Publica.* 1999;33(1):33-43.
11. Paes NA. Avaliação da cobertura dos registros de óbitos dos Estados brasileiros em 2000. *Rev Saude Publica.* 2005;39(6):882-90.
12. Preston S, Coale AJ, Trussell J, Weinstein M. Estimating the completeness of reporting of adult deaths in populations that are approximately stable. *Popul Index* 1980;46(2):179-202.
13. Rocha MV. A mortalidade no Brasil. *Rev Bra Estat.* 1954;60:273-81.
14. Santo AH. Equivalência entre revisões das Classificações Internacionais de Doenças: causas de morte. *Rev Saude Publica.* 2000;34(1):21-8.
15. Vasconcelos, AMN. A qualidade das estatísticas de óbito no Brasil. *Rev Bras Estudos Pop.* 1998;15(1):115-24.