

# Avaliação da cobertura dos registros de óbitos dos Estados brasileiros em 2000

## Assessment of completeness of death reporting in Brazilian states for the year 2000

Neir Antunes Paes\*

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

---

### Descritores

Mortalidade. Mortalidade diferencial. Mortalidade específica. Estatísticas vitais. Sub-registro. Atestados de óbito. Brasil.

### Keywords

Mortality. Differential mortality. Specific mortality. Vital statistics. Underreporting. Death certificate. Brazil.

### Resumo

#### Objetivo

Calcular e avaliar a cobertura dos registros de óbitos da população adulta das Unidades da Federação brasileira.

#### Métodos

Foram estudadas as estatísticas de óbitos, captadas da Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística e do Ministério da Saúde, de 1999 a 2000, comparadas por sexo. A cobertura dos óbitos dos Estados foi estimada por meio de três técnicas de mensuração do sub-registro de óbitos. A estimativa final seguiu critérios pré-determinados que resultaram na classificação dos Estados em quatro categorias de avaliação.

#### Resultados

Pela primeira vez, a Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística captou menos óbitos do que o Ministério da Saúde. A cobertura dos óbitos foi classificada no mínimo como "satisfatória" para todos os Estados do Sul, Sudeste, Centro-Oeste e parte do Nordeste. Os demais Estados, a partir do Piauí em direção ao Norte, foram classificados como "regular", exceto para Roraima. A cobertura dos óbitos manteve-se mais completa para os homens.

#### Conclusões

Houve aumento da cobertura dos óbitos para todas as regiões do País, particularmente para o Norte e o Nordeste. Mantendo-se esta tendência, é provável que todos os Estados terão superado a marca dos 80% de cobertura até o ano 2010.

### Abstract

#### Objective

To estimate and evaluate the completeness of adult death reporting for all Brazilian states.

#### Methods

Death statistics from the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE) and the Brazilian Ministry of Health for the period between 1999 and 2001 were compared by sex. Three techniques were used to evaluate the extent of death underreporting. The final estimative followed previously set criteria, resulting in four evaluation categories.

---

### Correspondência/ Correspondence:

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

\*Bolsista de pós-doutorado da Fundação Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES - Processo n. BEX2634/03-1) no Department of Population and Family Health Sciences - Johns Hopkins School of Hygiene and Public Health, em 2004-2005.

Recebido em 23/8/2004. Reapresentado em 20/5/2005. Aprovado em 12/7/2005.

### **Results**

*For the first time, the Brazilian Institute of Geography and Statistics reported fewer deaths than the Ministry of Health. Death reporting showed to be at least "satisfactory" in all states in the South, Southeast, Mid-West and part of the Northeast region. The remaining states, from the Northeastern state of Piauí toward the North, were classified as "average" except for the state of Roraima. Fuller death reporting was seen among males.*

### **Conclusions**

*Increased death reporting was seen in all regions, particularly for those in North and Northeast regions. If this trend will continue, all Brazilian states will likely exceed 80% reporting by the year 2010.*

## **INTRODUÇÃO**

A evolução dos registros vitais no Brasil é marcada por fatores políticos e instabilidades administrativas. A história do conhecimento dos eventos vitais, de maneira sistematizada, é relativamente recente no País. Somente a partir da década de 70 que começaram a surgir trabalhos com novas abordagens, exceto por alguns estudos<sup>6,9</sup> esporádicos anteriores. Em 1974, o órgão responsável pelo processamento dos eventos vitais – a Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) – iniciou a série de publicações anuais das estatísticas vitais para todas as Unidades da Federação (UF). Por sua vez, o Ministério da Saúde (MS) desenvolveu e implantou, em 1975, o Sistema de Informação de Mortalidade (SIM), que além de processar dados para o volume de óbitos ocorridos para as UF agrega o tipo de causa de morte, cuja série estatística foi iniciada em 1979.

No entanto, menos de três décadas de produção não foram suficientes para tirar o atraso científico concernente ao conhecimento do comportamento dessas estatísticas. Vários fatores podem ser atribuídos a esse atraso, mas seguramente estão associados às grandes diferenças entre regiões e Estados. Esses fatores têm relação com aspectos sociais, econômicos e com as condições de vida das populações, os quais têm influenciado fortemente a qualidade dos registros vitais.

São comuns os estudos que abordam a mortalidade brasileira por meio de estimativas indiretas, apoiadas em severas restrições quanto ao comportamento demográfico das populações e quanto ao uso de supostos. A Fundação IBGE, por exemplo, descarta as estatísticas vitais e recorre a procedimentos indiretos no cálculo dos indicadores de mortalidade.

A literatura é escassa em estudos brasileiros de estimativas de mortalidade baseadas exclusivamente em dados provenientes das estatísticas vitais. Esses estudos geralmente enfocam espaços regionais localizados. Provavelmente, abordagens mais amplas não te-

nam sido realizadas com frequência, devido ao forte temor em lidar com os diferenciais regionais da qualidade dos dados básicos. Esse receio exagerado parece ser extensível a praticamente todas as áreas do País. As estatísticas atuais oferecem um campo de exploração, cujos dados carregam um poder explicativo suficiente para apontar tendências e padrões de comportamento. Ademais, fornecem informações úteis para se entender como se processa a dinâmica da mortalidade brasileira para vários Estados.

Apesar do desenvolvimento de procedimentos que permitem a estimação da cobertura dos óbitos, há poucas pesquisas brasileiras nesta direção. O MS, procurando atender essa necessidade, divulga, em seu sítio na internet, estimativas da cobertura dos óbitos por Estado, cujos cálculos se baseiam na razão simples entre os óbitos observados e estimados. As bases para estas estimativas são muito genéricas e pouco confiáveis. Elas foram fundamentadas nas projeções dos óbitos usadas pelo IBGE nas projeções populacionais quanto ao comportamento da mortalidade em cada unidade federativa da projeção, apoiadas em supostos raramente verificados em populações reais. Apesar das severas restrições, essas estimativas servem como referenciais, mas ainda é preciso investir mais no resgate do poder explicativo desses dados.

Nesse sentido, o trabalho realizado por Paes & Albuquerque<sup>7</sup> avaliou a qualidade dos dados populacionais e da cobertura dos registros de óbitos para as regiões brasileiras para os anos de 1980 e 1990. Com a disponibilidade dos dados censitários de população e dos registros vitais para 2000, parece oportuna a ampliação desse estudo e a incorporação de novos elementos.

Assim, o objetivo do presente trabalho foi calcular e avaliar o nível de cobertura dos registros de óbitos da população adulta do Brasil e de todos os Estados para o ano 2000. Além disso, comparou-se as estatísticas de óbitos divulgadas pela Fundação IBGE e pelo Ministério da Saúde.

## MÉTODOS

Os dados foram obtidos da Fundação IBGE e do MS-SIM. A primeira publica seus resultados em "Estatísticas do Registro Civil"<sup>4</sup> e a segunda em "Estatísticas de Mortalidade",\* também disponíveis em seus respectivos sítios institucionais.

Os óbitos se referem ao lugar de residência do falecido e foram classificados por sexo e grupo etário para os anos de 1999, 2000 e 2001. Calculou-se a média do triênio destes anos em uma tentativa de minimizar as eventuais flutuações aleatórias dos dados. Por sua vez, as populações utilizadas na aplicação das técnicas, para o cálculo do sub-registro de óbitos, foram extraídas do censo demográfico de 2000 conduzido pela Fundação IBGE.<sup>5</sup>

Uma vez que ambas fontes de dados produziram padrões de mortalidade semelhantes, após terem os óbitos corrigidos pelos respectivos fatores de correção para 1980 e 1990, não há necessidade de aplicar os métodos aos dados produzidos por ambas fontes para os Estados brasileiros no triênio em 2000. A opção feita no presente trabalho pelo uso dos dados gerados pelo IBGE é justificada por cobrir historicamente um período maior e representar as estatísticas oficiais nas comparações internacionais. Ademais, convém manter a uniformidade no uso desta mesma fonte já que ela foi utilizada na estimativa da cobertura dos óbitos nos anos anteriores.<sup>7</sup>

Os três métodos empregados requerem como dados básicos a distribuição etária dos óbitos e da população em grupos quinquenais. Este tipo de agrupamento é muito usado nos estudos que envolvem o conhecimento de dados populacionais classificados por idade porque eliminam a maioria das irregularidades devidas à preferência digital. A qualidade dos dados dos últimos censos no Brasil possuem robustez suficiente para não exigir nenhum ajustamento ou suavização na distribuição quinquenal das populações ao nível de Estado.<sup>7</sup> Assim, foram mantidos e usados os dados originais desta forma.

Para estimar o grau de cobertura dos óbitos, a literatura mundial registra pelo menos 10 métodos propostos nas três últimas décadas.<sup>9,11</sup> Eles sugerem que mesmo dados deficientes podem ser referências úteis para estimar os níveis e tendências da mortalidade. Contudo, esses métodos diferem quanto às suposições, exigências e graus de precisão. Não há maneira mecânica de usá-los de modo a captar a sensibilidade e tipos de erros presentes nos dados.<sup>9</sup>

Para a estimação da cobertura dos óbitos para o ano 2000 foram utilizados os mesmos métodos aplicados para 1990.<sup>7</sup> Primeiro, por questão de uniformidade metodológica e, segundo, por estes procedimentos manterem-se como os mais factíveis de uso para o caso brasileiro. A escolha dos métodos foi baseada na flexibilidade de uso, suposições e exigências quanto aos dados básicos. Todos compartilham uma característica comum: estimam a cobertura dos óbitos a partir de uma certa idade, no mínimo cinco anos. São eles: o Método da Equação de Balanço do Crescimento de Brass (1975),<sup>1</sup> o Método de Preston et al<sup>8</sup> e o Método de Courbage & Fargues.<sup>3</sup> Os princípios e usos de cada método podem ser facilmente encontrados nas compilações disponíveis no Manual X, elaborado pelas Nações Unidas,<sup>11</sup> ou nas referências específicas de cada procedimento.

Os dois primeiros se baseiam em informações primárias fundamentadas nas relações entre as populações estáveis e fornecem como estimativa a cobertura dos registros de óbitos. Baseados em comparações lineares, possuem a vantagem de permitir a eliminação de pontos que divergem do comportamento regular pela inspeção visual gráfica. Uma vantagem do Método de Courbage & Fargues<sup>3</sup> é não exigir o suposto de estabilidade populacional e população fechada, mas pressupõe que a estrutura etária das taxas de mortalidade observadas seja similar a um conjunto de taxas de mortalidade por idade específica padrão. Para atender a este pressuposto foram feitas simulações com os quatro modelos de Coale & Demeny<sup>2</sup> e os cinco das Nações Unidas.<sup>10</sup>

A idade de início da estimativa da cobertura de óbitos varia com o método usado. Nos dois primeiros métodos, a constância da cobertura etária é assumida a partir dos cinco anos de idade e no de Courbage & Fargues a partir de um ou cinco anos. Como na aplicação do Método de Preston et al<sup>8</sup> a idade mínima assumida para sua validação foi de 15 anos é, pelo menos, a partir desta idade que se inicia a cobertura dos óbitos no presente artigo, ou seja, para os adultos.

Com o propósito de assegurar maior precisão, confiança e consistência dos resultados, selecionou-se um único fator de correção para cada Estado, com base nas três estimativas obtidas pelos métodos. Em vez de recorrer a critérios mais rígidos de seleção, a opção feita foi a de privilegiar as expectativas demográficas e a história da evolução das estatísticas vitais no País. Adotaram-se, assim, os seguintes critérios:

- a) Espera-se que as magnitudes das coberturas sejam superiores às verificadas para 1990.

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

**Tabela 1** - Fator de correção, óbitos observados e esperados por sexo, segundo fontes de dados. Brasil, 1980, 1990 e 2000.

Fator de correção e óbitos	1980*		1990*		2000	
	MS	IBGE	MS	FIBGE	MS**	IBGE***
<b>Masculino</b>						
Fator de correção	1,30	1,17	1,18	1,13	1,11	1,12
Óbitos observados	420795	465268	477599	496801	549483	544480
Óbitos esperados	547033	544364	563567	561385	609926	609818
<b>Feminino</b>						
Fator de correção	1,34	1,27	1,21	1,19	1,14	1,15
Óbitos observados	309832	332349	330715	336816	393255	382819
Óbitos esperados	415175	422083	400165	400811	448311	440242

\*Paes & Albuquerque,<sup>7</sup> 1999

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

\*\*\*IBGE,<sup>5</sup> 2003

MS: Ministério da Saúde; IBGE: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

- b) Considerando que a cobertura completa é o fator de correção de 1,00, calculou-se a média aritmética dos fatores de correção cuja diferença entre si não ultrapassasse 10%.\*
- c) Quando a diferença entre os fatores de correção ultrapassasse 10%, levaram-se em conta os seguintes aspectos: o diferencial por sexo (quanto menor, mais desejável) e o grupo etário no qual o fator de correção vigorou (quanto mais amplo, mais desejável).

A classificação adotada para qualificar os níveis da cobertura dos registros de óbitos adotados segue Paes & Albuquerque.<sup>7</sup> O propósito dessa classificação é sumarizar os resultados, além de que ao se categorizar as coberturas em intervalos, os erros de estimação são minimizados.

## RESULTADOS

A Tabela 1 mostra os fatores de correção estimados para ambos os sexos, com os valores observados e esperados para o País. A diferença entre os óbitos observados nas duas fontes diminuiu até que em 2000, o MS registrou cerca de 10.500 óbitos a mais para as mulheres.

As duas fontes revelam ainda que houve um diferencial por sexo, sendo os homens menos sub-registrados do que as mulheres. A coerência dos resultados provenientes das duas fontes também pode ser constatada pela magnitude dos óbitos esperados para ambos sexos, com a ressalva de que o fator de correção seja válido para todas as idades. As diferenças absolutas não ultrapassaram 8.100 óbitos esperados, que ocorreu para mulheres no ano 2000, ou seja, 1,8%, valor que recai numa margem de tolerância aceitável.

As diferenças absolutas entre os resultados produzidos pelas duas fontes de dados não foram suficientes para produzir padrões de mortalidade diferencia-

dos. Na aplicação do método de Courbage & Fargues<sup>3</sup> faz-se necessário o uso de modelos de tábuas de vida. Nas simulações feitas com os modelos testados,<sup>2,10</sup> o Modelo de tabuas de vida Latino Americano produzido pelas Nações Unidas<sup>10</sup> foi o que melhor se ajustou aos dados observados de mortalidade por sexo para todos os Estados brasileiros e para o Brasil. Assim, utilizando os dados do IBGE, produziram-se os resultados exibidos na Tabela 2, com os fatores de correção segundo os grupos etários e sexo.

Em algumas situações, apesar da diferença entre os fatores de correção ser inferior a 10%, prevaleceu o critério "a" e/ou o diferencial por sexo. Isso ocorreu nos Estados do AC (feminino), BA, MG, RJ e DF (masculino) e SP (ambos sexos).

O único Estado que fugiu aos critérios estabelecidos foi o da Paraíba (ambos sexos). Embora as diferenças entre os fatores de correção ultrapassassem 10%, calculou-se a média a fim de atender ao critério "a", evitando-se atribuir estimativas demasiadas baixas.

A Tabela 3 mostra os métodos utilizados na definição do fator de correção selecionado e o fator de correção selecionado com a respectiva cobertura de óbitos em percentagem, segundo sexo, para todas as UF e o Brasil. Observam-se também, para fins de comparação, as estimativas das coberturas para o ano 1990.<sup>7</sup>

As estimativas finais dos fatores de correção resultaram em torno de 1,13 para o sexo masculino e de 1,15 para o feminino, as quais corresponderam a 89,0% e 87,0% respectivamente de cobertura dos registros de óbitos. Embora os resultados apontem para aumento na cobertura de óbitos do sexo feminino em comparação com 1990, o diferencial entre sexos ainda permaneceu. Esse diferencial em favor dos homens foi verificado em praticamente todas as Unidades da Federação, o que poderia ser favorecido pela maior mortalidade do sexo masculino.

\*Paes & Albuquerque<sup>7</sup> calcularam que um aumento de 0,05 na magnitude do fator de correção, em populações com expectativa de vida ao nascer entre 45 e 70 anos, implica decréscimo em torno de 5% na expectativa de vida.

A comparação entre as coberturas para 1990 e 2000 está apresentada na Tabela 4. De acordo com esta classificação, o Brasil manteve para ambos os sexos em 2000, a mesma posição observada em 1990 como “satisfatória”, notando-se pequena melhora na cobertura, próximo ao limite superior de 90% na categoria.

Com relação a óbitos do sexo masculino, todos os Estados da região Sul e Sudeste do País, o Distrito Federal e o Estado de PE revelaram “boa” cobertura, ou seja, igual ou superior a 90% em 2000. Na direção contrária, como “regular” situaram-se os Estados do MA e PI e todos os da região Norte exceto

RR, classificado como “deficiente”. Os demais Estados da região Nordeste e todos do Centro-Oeste, foram categorizados na situação de “satisfatória”. A classificação dos Estados para obtidos do sexo feminino em 2000 foi praticamente a mesma daquela verificada para o sexo masculino e até melhor, com os Estados do PI e SE classificados em categorias mais privilegiadas.

O grande saldo comparativo de 1990 para 2000 deveu-se aos Estados do Norte do País. Exceto para RR, os Estados que estavam na condição de “deficiente” passaram para “regular”. Nesse mesmo sentido,

Tabela 2 - Fatores de correção para grupos etários da população adulta, segundo métodos e sexo. Brasil e Estados, 2000.

Estado	Sexo	Fator de correção			Grupo etário		
		Brass <sup>1</sup> (1975)	Preston <sup>2</sup> (1980)	Courbaje & Fargues <sup>3</sup> (1979)	Brass <sup>1</sup> (1975)	Preston <sup>2</sup> (1980)	Courbaje & Fargues <sup>3</sup> (1979)
RO	M	1,41	1,46	1,41	45-70	15-65	1-50
	F	1,47	1,69	1,37	35-70	15-65	5-50
AC	M	*	1,26	1,40	*	15-65	1-50
	F	1,21	1,35	1,25	20-55	15-65	1-50
AM	M	1,40	1,26	1,31	30-50	15-65	1-50
	F	1,39	1,41	1,30	30-50	15-65	1-50
RR	M	1,48	1,84	*	35-65	15-65	*
	F	1,48	2,17	*	30-70	15-65	*
PA	M	1,37	1,53	1,38	25-40	15-65	1-50
	F	1,36	1,62	1,39	25-55	15-65	1-50
AP	M	1,37	1,22	1,36	25-50	15-65	5-50
	F	1,42	1,26	1,34	20-50	15-65	5-50
TO	M	1,33	1,58	1,57	30-60	15-65	1-50
	F	1,38	1,79	1,43	30-60	15-65	1-50
MA	M	1,42	1,98	*	25-55	15-65	*
	F	*	*	*	*	*	*
PI	M	1,35	1,51	1,54	30-65	15-65	1-50
	F	1,64	1,96	1,65	35-65	15-65	1-50
CE	M	*	1,23	1,48	*	15-65	1-50
	F	1,27	1,48	1,46	35-60	15-65	1-50
RN	M	*	1,24	1,52	*	15-65	1-50
	F	1,31	1,65	1,58	40-70	15-65	1-50
PB	M	*	1,13	1,30	*	15-65	1-50
	F	1,15	1,31	1,33	35-65	15-65	1-50
PE	M	*	1,09	1,31	*	15-65	1-50
	F	1,10	1,33	1,16	35-60	15-65	1-50
AL	M	1,19	1,23	1,27	25-50	15-65	1-50
	F	1,21	1,72	1,26	35-60	15-65	1-50
SE	M	1,12	1,13	1,28	25-50	15-65	1-50
	F	1,09	1,50	1,24	30-50	15-65	1-50
BA	M	1,12	1,38	1,38	35-55	15-65	1-50
	F	1,13	*	1,45	35-55	*	1-50
MG	M	1,09	1,24	1,13	35-65	15-65	1-50
	F	1,08	1,48	1,24	35-60	15-65	1-50
ES	M	1,08	1,20	1,30	25-60	15-65	1-50
	F	1,10	1,39	1,23	30-60	15-65	1-50
RJ	M	1,03	1,21	1,13	35-65	15-65	1-50
	F	1,04	1,50	1,21	40-65	15-65	1-50
SP	M	1,06	*	1,17	30-65	*	1-50
	F	1,04	*	1,13	35-65	*	1-50
PR	M	1,06	1,19	1,07	45-65	15-65	1-50
	F	1,04	1,39	1,11	40-55	15-65	1-50
SC	M	1,01	1,06	1,08	35-70	15-65	5-50
	F	1,05	1,29	1,09	35-65	15-65	1-50
RS	M	1,06	1,18	1,09	45-70	15-65	1-50
	F	1,05	1,40	1,10	40-65	15-65	5-50
MS	M	1,16	1,36	1,13	35-70	15-65	1-50
	F	1,21	1,54	1,26	35-60	15-65	1-50
MT	M	1,16	1,51	1,39	40-60	15-65	1-50
	F	1,21	*	1,29	40-55	*	1-50
GO	M	1,20	1,30	1,20	30-60	15-65	1-50
	F	1,18	1,47	1,11	35-60	15-65	1-50
DF	M	1,13	1,17	1,10	40-70	15-65	1-50
	F	1,05	1,27	1,03	35-70	15-65	1-50
Brasil	M	1,08	1,16	1,17	35-70	15-65	1-50
	F	1,10	1,55	1,20	35-60	15-65	1-50

\*Significa que a técnica não se aplicou

também os Estados do MA e PI melhoraram sua classificação, sendo maior para as mulheres neste último Estado. Para os demais Estados do Nordeste, os destaques ficaram por conta do CE, RN e PB que elevaram sua condição anterior para “satisfatória” e PE, como “boa”. Melhoras também ocorreram no Sul-Sudeste para os Estados do MG, PR e RS, cuja cobertura do sexo feminino passou para a categoria de “boa”. No Centro-Oeste, o quadro permaneceu estabilizado ao nível de “satisfatório”, com os registros femininos no MT subindo um nível.

## DISCUSSÃO

Paes & Albuquerque<sup>7</sup> calcularam as taxas de mortalidade específicas por grupos etários, as quais foram ajustadas pelos fatores de correção correspondentes a cada sexo, utilizando as duas fontes para fins comparativos em 1980 e 1990. A mesma análise foi realizada para 2000. A conclusão foi que o padrão etário da mortalidade no Brasil gerado pelas duas fontes praticamente não apresentou discrepância para esses anos, porque a pequena diferença no volume total

**Tabela 3** - Técnicas selecionadas, fator de correção e cobertura segundo sexo, para a população adulta dos Estados do Brasil, 1990 e 2000.

Estado	Sexo	Média das técnicas	2000 Fator correção	Cobertura (%)	1990* Cobertura (%)
RO	M	B/P/CF	1,43	70,1	64,9
	F	B/CF	1,42	70,4	61,0
AC	M	CF	1,40	71,4	<71,4
	F	P	1,35	74,1	<66,7
AM	M	B/CF	1,36	73,8	71,4
	F	B/P	1,40	71,4	69,9
RR	M	B	1,48	67,6	65,4
	F	B	1,48	67,6	65,8
PA	M	B/CF	1,38	72,7	62,9
	F	B/CF	1,38	72,7	< 62,5
AP	M	B/CF	1,37	73,3	71,4
	F	B/CF	1,38	72,5	69,4
TO	M	B	1,33	75,2	-
	F	B/P	1,40	71,4	-
MA	M	B	1,42	70,4	<64,5
	F	**	>1,42	<70,4	<60,7
PI	M	B	1,35	74,1	68,5
	F	**	>1,35	<74,1	<66,7
CE	M	P	1,23	81,3	78,1
	F	B	1,27	78,7	73,0
RN	M	P	1,24	80,7	73,5
	F	B	1,31	76,3	68,8
PB	M	P/CF	1,22	82,3	80,6
	F	B/P/CF	1,26	79,2	78,1
PE	M	P	1,09	91,7	87,7
	F	B	1,10	90,9	89,3
AL	M	B/P/CF	1,23	81,3	83,3
	F	B/CF	1,24	81,0	81,3
SE	M	B	1,12	89,3	90,9
	F	B	1,09	91,7	87,0
BA	M	B	1,12	89,3	87,0
	F	B	1,13	88,5	82,0
MG	M	B	1,09	91,7	90,9
	F	B	1,08	92,6	87,0
ES	M	B	1,08	92,6	93,5
	F	B	1,10	90,9	92,6
RJ	M	B	1,03	97,1	93,5
	F	B	1,04	96,2	90,1
SP	M	B	1,06	94,3	96,1
	F	B	1,04	96,2	95,2
PR	M	B/CF	1,07	93,9	90,9
	F	B/CF	1,08	93,0	85,5
SC	M	B/P/CF	1,05	95,7	94,3
	F	B/CF	1,07	93,5	92,6
RS	M	B/CF	1,08	93,0	90,9
	F	B/CF	1,08	93,0	89,3
MS	M	B/CF	1,15	87,3	83,3
	F	B	1,21	82,6	79,4
MT	M	B	1,16	86,2	80,6
	F	B	1,21	82,6	78,7
GO	M	B/CF	1,20	83,3	83,3
	F	B/CF	1,15	87,3	84,8
DF	M	B/CF	1,12	89,7	96,1
	F	B/CF	1,04	96,2	96,1
Brasil	M	B/P/CF	1,13	88,5	88,5
	F	B/CF	1,15	87,0	84,0

B: Brass<sup>1</sup>; P: Preston<sup>8</sup>; CF: Courbage & Fargues<sup>3</sup>

\*Extraída de Paes & Albuquerque<sup>8</sup>

\*\*Baseado na estimativa para o sexo masculino

**Tabela 4** - Classificação do grau de cobertura dos óbitos da população adulta por Estado, segundo sexo. Brasil, 1990 e 2000.

Estados	Masculino								Feminino							
	1990				2000				1990				2000			
	Boa	Sat	Reg	Def	Boa	Sat	Reg	Def	Boa	Sat	Reg	Def	Boa	Sat	Reg	Def
RO				x				x								x
AC				x				x				x				x
AM			x					x				x				x
RR				x					x			x				
PA				x				x				x				x
AP			x					x				x				x
TO			*	*				x				*				x
MA				x				x				x				x
PI				x				x				x				
CE			x				x				x				x	
RN			x				x				x				x	
PB		x					x				x				x	
PE		x			x					x			x			
AL		x					x			x					x	
SE	x						x			x			x			
BA		x					x			x					x	
MG	x				x					x			x			
ES	x				x				x				x			
RJ	x				x				x				x			
SP	x				x				x				x			
PR	x				x					x			x			
SC	x				x				x				x			
RS	x				x					x			x			
MS		x					x			x					x	
MT		x					x				x				x	
GO		x					x			x					x	
DF	x				x				x				x			
BR		x					x			x					x	

\*Incluído no Estado de Goiás

Classificação da cobertura: Boa: ≥90; Satisfatório: 80-89; Regular: 70-79; Deficiente: <70

entre elas se dissolve ao longo da distribuição etária. Mais ainda, o comportamento das curvas correspondentes aos padrões etários de mortalidade não apontou irregularidades que sugiram modificações ou suavizamentos. As taxas de mortalidade, uma vez corrigidas, possibilitam construir tábuas de vida, fornecendo razoáveis estimativas de indicadores importantes, como a esperança de vida ao nascer e a taxa de mortalidade infantil para qualquer uma das fontes consideradas.

Embora, o MS tenha registrado em 2000 mais óbitos do que o IBGE, esta diferença não foi muito expressiva. No entanto, essa tendência sugere uma deterioração do sistema de coleta dos óbitos pelo IBGE, quando na verdade os dois sistemas deveriam produzir as mesmas magnitudes. Se esta tendência persistir, isto pode significar uma preferência no uso dos dados gerados pelo MS, mesmo porque ele agrega a informação da causa básica, não captada pelo IBGE. Tal fato requer, portanto, um posicionamento mais atento na captação dos óbitos pelo sistema de coleta de dados do IBGE.

Deve-se ressaltar os erros inerentes a todo resultado derivado de uma estimação, presentes em todas as estimativas obtidas. Destaca-se o não cumprimento dos rígidos supostos implícitos em cada uma das três técnicas usadas. Por exemplo, a exigência de população estável requerida pelos métodos de Brass e de

**Tabela 5** - Percentual da cobertura dos óbitos da população adulta e diferencial por sexo. Brasil, 1959, 1980, 1990 e 2000.

Ano	Cobertura (%)		Diferença (%)
	Masculino	Feminino	
1959	63,0	61,0	2,0
1980	85,0	79,0	6,0
1990	88,5	84,0	4,5
2000	89,0	87,0	2,0

Preston et al não é cumprida para nenhuma UF. Todas as populações estão afetadas por reduções importantes nos níveis da fecundidade, mortalidade e por movimentos migratórios internos, que desestabilizam a denominada "população estável". No entanto, evidências mostram que, mesmo em situações de não cumprimento total dos pressupostos, os resultados podem ser satisfatórios.<sup>8,\*</sup> Um dos recursos utilizados para contornar essa limitação foi a da flexibilização na escolha dos intervalos etários em que as estimativas da cobertura foram baseadas.

Os resultados gerados pelos métodos de Brass<sup>1</sup> e Courbaje & Fargues<sup>3</sup> para o Brasil, ficaram relativamente próximos para as mulheres e para os homens em 2000. Houve boa concordância entre os métodos, abaixo de 10%, de forma que a média aritmética foi extraída (Tabela 3).

Em geral, os métodos de Brass<sup>1</sup> e Courbaje & Fargues<sup>3</sup> produziram os resultados mais próximos para os Estados em 2000. Esses dois métodos foram con-

\*Paes NA. Model life representation for Brazilian mortality [tese de doutorado]. London: London School of Hygiene and Tropical Medicine, University of London; 1993.

cordantes para todos os Estados da região Sul e a maioria dos pertencentes ao Centro-Oeste e Norte do País. O método de Brass foi o único que sistematicamente predominou nos Estados da região Sudeste e a maioria do Nordeste. A supremacia do método de Brass se deve à sua maior flexibilidade de uso em relação aos demais métodos, uma vez que permite eliminar pontos indesejáveis por meio da inspeção visual. Embora também seja possível tal mecanismo ao usar o método de Preston et al,<sup>8</sup> os resultados são extremamente sensíveis à taxa de crescimento populacional, um dos parâmetros exigidos para sua aplicação. Alguns fatores podem ter afetado a taxa de crescimento populacional de tal modo que o uso do método de Preston et al<sup>8</sup> gerou estimativas implausíveis para a maioria dos Estados brasileiros. Por exemplo, cita-se a redução das taxas de fecundidade desencadeada no final dos anos 60 e consolidada de modo extensivo em todo o País durante a década de 90, com conseqüente mudança diferenciada na estrutura etária populacional.

Com exceção dos Estados do Norte e do MA e PI, o restante do País apresentou cobertura com qualidade de dados no mínimo “satisfatória” para ambos os sexos em 2000. Esse patamar sugere que as estatísticas de óbitos para a maioria dos Estados brasileiros cumpriram seu papel em fornecer referências para estimar níveis de mortalidade e provavelmente captaram os padrões de mortalidade de modo no mínimo satisfatório.

O avanço na cobertura dos óbitos no Brasil é histórico. Pelo menos a partir de 1959 essa evolução já havia sido detectada.<sup>7,\*</sup> A Tabela 5 mostra essa evolução em relação ao sexo. É notório o diferencial entre os sexos que favoreceu uma maior cobertura para os homens. O maior salto nas coberturas possivelmente ocorreu durante o período de 1959 a 1980. Durante todo o período, de 1959 a 2000, o aumento para ambos os sexos foi da ordem de 26%, ou seja, um crescimento médio de 0,63% ao ano. Apesar de a cobertura ser melhor para os homens, a tendência sugere uma aproximação ao longo do tempo.

## REFERÊNCIAS

1. Brass W. Methods for estimating fertility and mortality from limited and defective data. Chapel Hill (NC): International Program of Laboratories for Population Statistics; 1975.
2. Coale AJ, Demeny P. Regional model life tables and stable populations. New Jersey: Princeton University Press; 1955.
3. Courbage Y, Fargues P. A method for deriving mortality estimates from incomplete vital statistics. *Popul Stud (Camb)* 1979;33(1):165-80.
4. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Estatísticas do registro civil. Rio de Janeiro; 2001-2003.

Os resultados obtidos guardam uma certa relação com o grau de desenvolvimento regional. Porém essa associação não é nenhum achado novo. Ela já foi detectada desde que a demografia-estatística se voltou para os países do mundo em desenvolvimento, pelo menos desde os anos 60, com os trabalhos pioneiros de Brass & Coale, citados pela United Nations.<sup>11</sup> É muito clara a verticalização do aumento de magnitude da cobertura dos óbitos no sentido Norte-Sul do País.

Embora a universalização dos registros seja uma meta alcançável, é também sabido que à medida que os níveis da cobertura aumentam, adicionais aumentos exigem cada vez mais tempo. Mesmo que a cobertura dos óbitos femininos tenha atingido o patamar mínimo de 90% em 2000, nos Estados do Sul-Sudeste do País, não se verificou grande avanço para os homens. Sem perder a perspectiva da universalização dos registros de óbitos em todo o Brasil, é no Norte e Nordeste que o foco prioritário das atenções deve ser dirigido. Há ainda muito que melhorar nessas regiões.

O atraso científico desse tipo de estudo no Brasil, bem como os investimentos na captação dos registros de óbitos pelos sistemas, parece estar sendo vencido a passos largos. Se a tendência de melhora observada durante as últimas décadas se mantiver, é possível que no ano censitário 2010 todos os Estados da Federação tenham atingido o patamar mínimo de “satisfatório”, com 80% de cobertura para a população adulta. Com a consolidação das coberturas para o Sul-Sudeste do País, já se poderia pensar em aproveitamento das estatísticas vitais para a construção de indicadores de mortalidade sem usar os artifícios indiretos usuais.

## AGRADECIMENTOS

A João Batista Carvalho, bolsista do Programa de Iniciação Científica da Universidade Federal da Paraíba, pela colaboração na obtenção e tratamento dos dados.

\*Paes NA. Model life representation for Brazilian mortality [tese de doutorado]. London: London School of Hygiene and Tropical Medicine, University of London; 1993.

5. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Censo demográfico (Brasil e Estados): XI recenseamento geral do Brasil, 2000. Rio de Janeiro; 2003.
6. Mortara G. Incógnitas da mortalidade no Brasil. *Rev Bras Estat* 1957;69/70:1-17.
7. Paes NA, Albuquerque ME. Avaliação da qualidade dos dados populacionais e cobertura dos registros de óbitos para as regiões brasileiras. *Rev Saúde Pública* 1999;33(1):33-43.
8. Preston S, Coale AJ, Trussell J, Wenstein M. Estimating the completeness of reporting of adult deaths in populations that are approximately stable. *Popul Index* 1980;46(2):179-202.
9. Rocha MV. A mortalidade no Brasil. *Rev Bras Estat* 1954;60:273-81.
10. United Nations (UN). Model life tables for developing countries. New York; 1982. (Population Studies, 77).
11. United Nations (UN). Manual X, indirect techniques for demographic estimation. New York; 1983. (Population Studies, 81).