

Neir Antunes Paes^I

Joseilme Fernandes Gouveia^{II}

Recuperação das principais causas de morte do Nordeste do Brasil: impacto na expectativa de vida

Recovery of the main causes of death in the Northeast of Brazil: impact on life expectancy

RESUMO

OBJETIVO: Estimar o impacto na esperança de vida após a eliminação dos principais grupos de causas de morte no Nordeste brasileiro em 2000.

MÉTODOS: Dados sobre os óbitos registrados para os estados do Nordeste do Brasil em 2000 foram extraídos do Sistema de Informações sobre Mortalidade. Foram avaliadas as coberturas dos registros de óbitos menores de dez anos usando procedimentos indiretos. Empregou-se o método de Ledermann de redistribuição das causas de morte mal definidas, segundo o sexo. Construíram-se tábuas de vida de múltiplo decremento para os principais grupos de causas de morte, cujos impactos dos decrementos foram avaliados pela esperança de vida.

RESULTADOS: A eliminação total dos principais grupos de causas na mortalidade geral proporcionou para homens e mulheres, respectivamente, os seguintes ganhos na esperança de vida do Nordeste: doenças infecciosas e parasitárias (1,0 e 0,5 anos), neoplasmas malignos (1,4 e 1,5 anos), doenças do aparelho circulatório (4,0 e 4,0 anos), doenças do aparelho respiratório (1,1 e 0,8 anos) e causas externas (2,9 e 0,3 anos).

CONCLUSÕES: Os níveis das coberturas dos óbitos foram aceitáveis, assim como as redistribuições das causas mal definidas para os estados. Considerando que as estatísticas vitais do Nordeste são pouco utilizadas, devido aos argumentos de que sua qualidade limita a produção de indicadores confiáveis da mortalidade, sua recuperação de forma direta possibilita resultados consistentes.

DESCRITORES: Mortalidade. Causas de Morte. Esperança de vida. Tábuas de vida. Riscos competitivos.

^I Programa de Pós-Graduação em Modelos de Decisão e Saúde. Departamento de Estatística. Universidade Federal da Paraíba. João Pessoa, PB, Brasil

^{II} Programa de Pós-graduação em Biometria e Estatística Aplicada. Universidade Federal Rural de Pernambuco. Recife, PE, Brasil

Correspondência | Correspondence:

Neir Antunes Paes
Depto. Estatística/CCEN, UFPB
Cidade Universitária
58000-000 João Pessoa, PB, Brasil
E-mail: antunes@de.ufpb.br

Recebido: 12/1/2009
Revisado: 22/10/2009
Aprovado: 26/10/2009

ABSTRACT

OBJECTIVE: To estimate the impact on life expectancy after elimination of the main groups of causes of death in the Brazilian Northeast in 2000.

METHODS: Data on deaths recorded for the states of Northeastern Brazil in 2000 were extracted from the Mortality Information System. The coverage of death records of children under ten years of age was assessed using indirect procedures. Ledermann's method was used to reclassify the ill-defined death causes, according to sex. Multiple-decrement life tables were constructed for the main groups of causes of death, whose decrement impacts were assessed through life expectancy.

RESULTS: The total elimination of the main groups of causes in the general mortality resulted in the following gains on the life expectancy of the Northeast for men and women, respectively: infectious and parasitic diseases (1.0 and 0.5 years), malignant neoplasms (1.4 and 1.5 years), circulatory diseases (4.0 and 4.0 years), respiratory diseases (1.1 and 0.8 years), and external causes (2.9 and 0.3 years).

CONCLUSIONS: The levels of death coverage were found satisfactory, as well as the reclassifications of ill-defined causes for the states. Considering the fact that the vital statistics of the Northeast have not been widely used, due to the argument that their quality limits derivation of reliable mortality indicators, their recovery in a direct way yields consistent results.

DESCRIPTORS: Mortality. Cause of Death. Life expectancy. Life tables. Competing risks.

INTRODUÇÃO

Embora a distribuição das causas de morte influencie a esperança de vida ao nascer, seu valor não expressa com clareza tal relação. Mesmo sendo essa distribuição um bom indicador de saúde, ela não é suficiente para indicar caminhos mais específicos para melhorar as condições de saúde. Contudo, o padrão de mortalidade de uma dada região – definido pela mortalidade específica por determinadas causas – pode refletir o grau de qualidade de vida existente e fornecer subsídios para uma política de saúde mais eficiente e eficaz à medida que permite estabelecer normas e metas prioritárias.

Considerando-se que a morte não é um evento repetitivo e nem atribuível a um único fator de risco, devem ser levados em conta os vários riscos concomitantes e competitivos que atuam na vida das pessoas. Neste sentido, a introdução da noção de riscos competitivos, que deu base à construção das Tábuas de Vida de Múltiplo Decremento (TVMD), representa instrumento analítico valioso em epidemiologia e saúde pública, uma vez que as mortes são passíveis de prevenção e as causas antecedentes, de tratamento. Essas tábuas descrevem os efeitos separados e combinados das taxas de mortalidade e permitem medir o impacto em anos na

esperança de vida após a eliminação teórica das causas como fatores de risco de morte de uma população.^{1,5,12} Assim, Chiang³ desenvolveu uma proposta para a construção das TVMD.

Para construir uma tábua de vida deve-se dispor de dados confiáveis sobre os óbitos; no caso da TVMD esses dados são as causas de morte. No entanto, sabe-se que a cobertura dos óbitos para os estados do Nordeste não é completa¹² e apresenta elevados percentuais de causas mal definidas. Portanto, esses dois problemas devem ser considerados antes de qualquer tentativa de estudar os níveis e padrões de mortalidade do Nordeste, além de serem os maiores entraves na construção de indicadores de mortalidade de forma direta.

Estimativas das coberturas dos óbitos para os adultos (maiores de dez anos de idade) para todos os estados brasileiros estão disponíveis,¹² mas as coberturas para os menores de dez anos não são muito conhecidas. Por sua vez, os percentuais das causas de morte mal definidas podem ser facilmente conhecidos pelo Sistema de Informações de Mortalidade (SIM) do Ministério

de Saúde.^a Sabendo-se que o número de óbitos por causas mal definidas não é satisfatório para nenhum estado do Nordeste,¹² torna-se necessário dimensionar sua magnitude e buscar metodologias que as redistribuam em causas definidas para precisar seus impactos na mortalidade. Não há consenso sobre como lidar com este problema, pois não há muitas metodologias disponíveis. Ainda assim, o ano censitário 2000 é uma possibilidade de estudo, ao oferecer maiores consistências dos dados populacionais necessários para a construção das TVMD.

Nesse sentido, o presente trabalho teve por objetivo estimar o impacto na esperança de vida após a eliminação dos principais grupos de causas de morte dos estados do Nordeste em 2000.

MÉTODOS

Trata-se de um estudo ecológico transversal analítico. Dados sobre óbitos de residentes dos estados do Nordeste foram extraídos do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) do Ministério da Saúde. Esses dados estão classificados por sexo e grupos etários para os anos de 1999, 2000 e 2001. A média do triênio foi utilizada a fim de minimizar eventuais flutuações dos dados. A estrutura das populações dos estados, por sexo e grupos etários, utilizada para a construção das TVMD foi extraída do censo demográfico de 2000.^b Os montantes populacionais foram ajustados para o meio do ano, segundo o método geométrico de crescimento. As causas de morte foram classificadas de acordo com a Décima Revisão da Classificação Internacional de Doenças (CID-10).^c

Para estimar os níveis de cobertura de óbitos, utilizou-se a estimativa da cobertura dos óbitos mais plausível para cada estado do Nordeste, calculada por Paes.^{11,12} Tais estimativas se basearam no uso de três métodos que melhor satisfazem aos critérios e exigências para os dados brasileiros: Equação de Balanço do Crescimento de Brass, o Método de Preston e colaboradores e o método de Coubarge & Fargues. No entanto, estas coberturas são válidas apenas para as populações a partir dos dez anos. Deste modo, a cobertura para os óbitos de menores de um ano de idade (${}_1C_0$) foi estimada da seguinte forma:^{10,16,18}

$${}_1C_0 = \frac{\text{Óbitos observados}}{\text{Óbitos esperados}} \cdot 100$$

em que

$$\text{Óbitos Esperados} = NV_{est} \cdot TMI$$

A Taxa de Mortalidade Infantil (TMI) foi extraída das estimativas do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) em 2000.^d O total dos nascidos vivos foi estimado como segue:

$$NV_{est} = \sum_{i=15}^{50} TEF_i \cdot TM_i \text{ em que,}$$

TEF_i = Taxa específica de fecundidade na faixa etária i .

TM_i = Total de mulheres na faixa etária i .

i = idades quinquenais de 15 a 49 anos.

As taxas específicas de fecundidade dos estados foram estimadas pela aplicação da técnica indireta da razão de parturição desenvolvida por Brass.²

Para os grupos etários de um a quatro anos e de cinco a nove anos de idade foram admitidas como estimativas da cobertura a média aritmética entre a cobertura de zero a um ano de idade e a de dez anos e mais.^{11,12}

Um procedimento para redistribuir as causas mal definidas em causas definidas foi proposto por Ledermann⁷ e aplicado por Vallin.^e Ele propôs uma regressão linear simples entre a proporção de uma causa específica de morte (definida como variável dependente) e a proporção de causas mal definidas de morte (definida como variável independente ou explanatória). O coeficiente angular da regressão, o qual pode ser estimado pelo Método dos Mínimos Quadrados⁴ (MMQ), fornece uma estimativa da proporção das causas mal definidas de morte que deverá ser atribuída à causa específica de morte ou grupo de causas. A soma das proporções derivadas pelos coeficientes angulares geradas para cada causa de morte, deverá ser igual a menos um. Por sua vez, a soma dos coeficientes lineares deverá igualar-se a zero. Desta forma, o coeficiente angular fornece um fator de redistribuição das causas mal definidas para cada causa definida envolvida. Uma metodologia alternativa para este tipo de redistribuição são modelos lineares generalizados, seguindo a mesma idéia proposta por Ledermann.⁷ Assim, o MMQ adequa-se melhor por apresentar menor desvio residual e critério de informação de Akaike.⁴

^a Ministério da Saúde. Sistema de Informações de Mortalidade do Ministério da Saúde. [citado 2007 mar 03]. Disponível em: <http://w3.datasus.gov.br/datasus/index.php?area=0205&VObj=http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/deftohtm.exe?sim/cnv/obt>

^b Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Censo demográfico brasileiro de 2000. [citado 2007 mar 03]. Disponível em http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/censo2000/defaulttab_regioes.shtm

^c Ministério da Saúde. Sistema de Informações de Mortalidade. [citado 2007 mar 25]. Disponível em <http://www.datasus.gov.br/cid10/webhelp/cid10.htm>

^d Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. [citado 2007 mar 16]. Disponível em <http://www.ibge.gov.br/home/presidencia/noticias/20122002censo.shtm>

^e Vallin J. Seminário sobre causas de muerte: aplicación al caso de Francia, Santiago: Celade; 1987. (Série E, 31).

A redistribuição dos óbitos mal definidos foi realizada em quatro etapas:

1. Foi aplicado o método de Ledermann⁷ para os nove estados do Nordeste no triênio 1999/2000/2001 segundo sexo usando para cada estado suas respectivas microrregiões como elementos da regressão. O Nordeste como um todo em 2000 era formado por um conjunto de 188 microrregiões.

2. Foram estimados os coeficientes de distribuição (β) para cinco grupos de causas básicas de morte (Classificação Internacional de Doenças, 10ª Revisão): Cap 1 - Algumas doenças infecciosas e parasitárias; Cap 2 - Neoplasias; Cap 9 - Doenças do aparelho circulatório; Cap 10 - Doenças do aparelho respiratório. Foi criada uma categoria chamada “demais causas” da qual foi excluído o grupo do Cap 20 - Causas externas de morbidade e mortalidade por serem consideradas aqui como bem registradas. Usou-se ainda o Cap 18 - Sintomas, sinais e achados anormais de exames clínicos e de laboratório não classificados em outro capítulo (mal definidas).

3. Os coeficientes de redistribuição obtidos foram aplicados respectivamente nas causas mal definidas para os cinco grupos de causas em cada estado, obtendo-se o resgate dos “verdadeiros” óbitos absolutos por causas. Admitiu-se que estes coeficientes foram os mesmos para cada microrregião pertencente a um mesmo estado e constantes para todas as faixas etárias.

4. Mesmo após a redistribuição dos óbitos por causas mal definidas, houve ainda outro volume de óbitos: aqueles não-registrados e sem conhecimento das causas básicas associadas. Todas essas mortes foram assumidas como mal definidas. A partir da cobertura dos óbitos estimados, é possível saber a quantidade dos óbitos que não foram registrados. Desta forma, as mesmas proporções das mal definidas, estimadas para cada causa pelo método de Ledermann,⁷ foram reaplicadas aos óbitos não registrados, conhecendo-se assim suas causas básicas.

Para a construção das TVMD foi adotada a metodologia proposta por Chiang.³ Sua construção diverge da tábua de vida clássica^{8,14} somente pela coluna q_x que é substituída pela probabilidade de morte que é líquida q_x^* , ou seja, aceita-se que uma determinada causa ou conjunto de causas tenha sido excluída da população. Para a construção das tábuas de vida foram usados os fatores de separação a_i' disponíveis em Preston et al.¹⁴

RESULTADOS

A Tabela 1 mostra as coberturas de óbitos e das causas mal definidas dos estados do Nordeste em 2000, para três faixas etárias e sexo. As estimativas finais das coberturas dos óbitos para os de idade ≥ 10 anos (adultos), para ambos os sexos, apresentaram uma

Tabela 1. Cobertura dos óbitos e das causas mal definidas, segundo faixa etária e sexo. Nordeste do Brasil, 2000.

Estado	Sexo	Cobertura das idades (%)			Causas Mal Definidas (%) ^a
		0 a 1	1 a 9	$\geq 10^a$	
Maranhão	M	59,4	64,9	70,4	37,8
	F	59,4	65,0	70,4	40,1
Piauí	M	63,1	68,6	74,1	28,4
	F ^b	63,1	68,6	74,1	33,3
Ceará	M	71,8	76,6	81,3	20,2
	F	69,2	74,0	78,7	22,6
Rio Grande do Norte	M	70,2	75,4	80,6	26,8
	F	65,8	71,1	76,3	30,7
Paraíba	M	69,4	75,9	82,3	46,2
	F	66,3	72,7	79,2	50,8
Pernambuco	M	81,6	86,7	91,7	20,9
	F	80,8	85,9	90,9	25,4
Alagoas	M	68,3	74,8	81,3	28,3
	F	68,0	74,5	81,0	33,3
Sergipe	M	80,1	84,7	89,3	26,9
	F	82,5	87,1	91,7	32,4
Bahia	M	80,4	84,8	89,3	27,3
	F	79,6	84,1	88,5	30,5

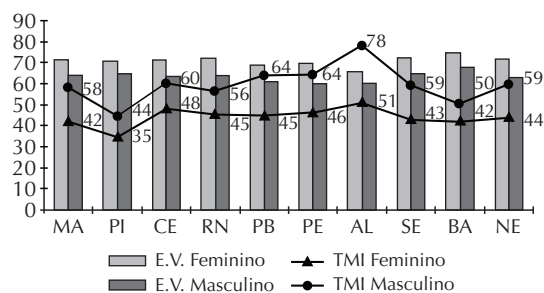
^a Extraída de Paes¹⁰

^b Admitiu-se a mesma cobertura do masculino.

amplitude total entre 70% e 92% e foram superiores às coberturas obtidas para as demais idades. Nota-se um diferencial em favor do sexo masculino em praticamente todos os estados, exceto Sergipe. Os estados que apresentaram as mais elevadas coberturas dos óbitos adultos foram Pernambuco, Sergipe e Bahia, os quais atingiram um teto de 90%. Por outro lado, os estados do Piauí e do Maranhão apresentaram a mais baixa cobertura do Nordeste (aproximadamente 70% para ambos os sexos no Maranhão). A amplitude total das coberturas para os menores de um ano de idade variou entre 59% e 83%. Com relação ao grupo etário de um a nove anos, a amplitude variou entre 64% e 87%. Para todos os grupos etários, os estados obedeceram praticamente à mesma hierarquia em ordem de grandeza de magnitude.

As porcentagens das causas mal definidas para 2000 para todas as idades variaram de 20% a 40% exceto o estado da Paraíba (46% para homens e 51% para as mulheres), com valores mais baixos para o sexo masculino.

A Figura mostra a expectativa de vida por sexo para o Nordeste e seus estados em 2000, atingindo 71,8 anos para o sexo feminino e 64,0 para o masculino. O diferencial por sexo ficou em torno de sete anos para a maioria dos estados do Nordeste, e mostra a sobre-mortalidade masculina. Os estados da Bahia e Sergipe apresentaram as expectativas de vida mais elevadas. Os níveis mais baixos foram encontrados em Alagoas, e para os homens em Pernambuco. A TMI (Figura) do Nordeste foi de 59 e de 44 mortes para cada 1.000 nascidos vivos para homens e mulheres, respectivamente. Alagoas apresentou as taxas mais elevadas.



MA: Maranhão, PI: Piauí, CE: Ceará, RN: Rio Grande do Norte, PB: Paraíba, PE: Pernambuco, AL: Alagoas, SE: Sergipe, BA: Bahia, NE: Nordeste

EV: Expectativa de Vida

TMI: Taxa de Mortalidade Infantil por 1000 nascidos vivos.

Figura. Expectativa de vida e taxa de mortalidade infantil, segundo sexo. Nordeste do Brasil, 2000.

A aplicação do método de Ledermann⁷ produziu coeficientes de redistribuição (beta) negativos para todas as causas de morte em ambos os sexos em 2000 e somatório igual a -1 para todos os estados do Nordeste (Tabela 2).

Os coeficientes de determinação (R^2) das análises de regressão realizadas foram interpretados como a proporção das causas de morte explicada pela regressão. Eles foram altos, variando entre 60% e 95% para a maioria das causas de morte. Valores baixos foram encontrados para as doenças infecciosas e parasitárias em todos os estados.

Tabela 2. Coeficiente de redistribuição beta calculado pelo Método de Ledermann, segundo sexo. Nordeste do Brasil, 2000.

Grupo de causas	Beta								
	MA	PI	CE	RN	PB	AL	PE	SE	BA
Masculino									
Doenças infecciosas e parasitárias	-0,04	-0,11	-0,09	-0,07	-0,05	-0,06	-0,02	-0,03	-0,08
Neoplasmas	-0,09	-0,16	-0,15	-0,16	-0,17	-0,13	-0,08	-0,17	-0,12
Doenças do aparelho circulatório	-0,42	-0,27	-0,33	-0,33	-0,36	-0,31	-0,20	-0,27	-0,38
Doenças do aparelho respiratório	-0,09	-0,13	-0,11	-0,16	-0,13	-0,13	-0,06	-0,06	-0,12
Demais causas ^a	-0,36	-0,33	-0,32	-0,28	-0,29	-0,37	-0,64	-0,47	-0,30
Total	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1
Feminino									
Doenças infecciosas e parasitárias	-0,06	-0,12	-0,02	-0,04	-0,05	-0,05	-0,05	-0,05	-0,10
Neoplasmas	-0,14	-0,14	-0,14	-0,22	-0,17	-0,15	-0,16	-0,20	-0,10
Doenças do aparelho circulatório	-0,50	-0,34	-0,41	-0,12	-0,39	-0,43	-0,39	-0,33	-0,40
Doenças do aparelho respiratório	-0,02	-0,14	-0,11	-0,05	-0,16	-0,05	-0,09	-0,11	-0,10
Demais causas ^a	-0,28	-0,26	-0,32	-0,57	-0,23	-0,32	-0,31	-0,31	-0,30
Total	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1

^a Exceto causas externas

MA: Maranhão, PI: Piauí, CE: Ceará, RN: Rio Grande do Norte, PB: Paraíba, PE: Pernambuco, AL: Alagoas, SE: Sergipe, BA: Bahia

Tabela 3. Proporções das causas de morte antes e depois da redistribuição das causas mal definidas, segundo sexo. Nordeste do Brasil, 2000.

Estado	Situação	Feminino				Masculino			
		DIP	NEO	CIR	RESP	DIP	NEO	CIR	RESP
MA	Antes	0,044	0,081	0,202	0,058	0,048	0,054	0,175	0,049
	Depois	0,064	0,192	0,392	0,069	0,059	0,086	0,327	0,082
PI	Antes	0,046	0,087	0,237	0,065	0,050	0,067	0,235	0,056
	Depois	0,088	0,134	0,336	0,108	0,083	0,112	0,310	0,094
CE	Antes	0,051	0,134	0,264	0,090	0,052	0,104	0,214	0,075
	Depois	0,056	0,164	0,352	0,113	0,069	0,133	0,277	0,095
RN	Antes	0,037	0,113	0,228	0,073	0,042	0,084	0,197	0,065
	Depois	0,019	0,082	0,500	0,048	0,061	0,134	0,298	0,109
PB	Antes	0,031	0,053	0,176	0,068	0,038	0,044	0,148	0,055
	Depois	0,057	0,136	0,369	0,148	0,058	0,121	0,306	0,114
PE	Antes	0,047	0,106	0,268	0,081	0,051	0,072	0,209	0,064
	Depois	0,062	0,153	0,385	0,110	0,059	0,094	0,265	0,080
AL	Antes	0,006	0,008	0,022	0,009	0,006	0,005	0,018	0,007
	Depois	0,077	0,135	0,374	0,107	0,083	0,088	0,285	0,109
SE	Antes	0,035	0,085	0,192	0,059	0,005	0,006	0,016	0,005
	Depois	0,056	0,148	0,289	0,068	0,057	0,115	0,251	0,073
BA	Antes	0,047	0,088	0,238	0,075	0,055	0,074	0,193	0,067
	Depois	0,066	0,132	0,363	0,116	0,078	0,108	0,301	0,100

MA: Maranhão, PI: Piauí, CE: Ceará, RN: Rio Grande do Norte, PB: Paraíba, PE: Pernambuco, AL: Alagoas, SE: Sergipe, BA: Bahia

DIP: Doenças infecciosas e parasitárias; NEO: Neoplasmas; CIR: Doenças do aparelho circulatório; RESP: Doenças do aparelho respiratório.

A Tabela 3 ilustra para ambos os sexos o perfil e a magnitude dos ganhos em termos percentuais para as principais causas de morte antes e depois da redistribuição das causas mal definidas. Houve aumento para as taxas referentes às mulheres, sobretudo Rio Grande do Norte e Alagoas; para homens, maior aumento foi no estado de Alagoas. Os maiores ganhos ocorreram para as doenças do aparelho circulatório e os menores para as doenças infecciosas e parasitárias. O alto ganho na proporção de mortes pelo aparelho circulatório para o Rio Grande do Norte reduziu os ganhos nas proporções das demais causas.

A Tabela 4 mostra as diferenças absolutas entre as esperanças de vida observadas e aquelas obtidas após a eliminação das causas de morte para os estados do Nordeste em 2000, segundo sexo. Em todas as situações, os maiores impactos ocorreram nas idades entre 15 e 40 anos, atingindo valor máximo aos 15 anos.

O principal grupo de causas na mortalidade geral foram as doenças do aparelho circulatório. Quando eliminado, causaram os maiores impactos na esperança de vida em ambos os sexos: em média 4,0 anos para todos os estados e faixas etárias. No Rio Grande do Norte, o ganho médio foi de 5,5 anos para o sexo feminino e no Piauí, 4,8 anos para o masculino.

O grupo das causas externas representou a segunda causa em volume e em ganhos para todos os estados do Nordeste para o sexo masculino e a quinta para o feminino. A exclusão desta causa provocou ganhos expressivos para os homens, chegando a atingir um acréscimo aproximado de cinco anos no início das idades jovem-adultas em Pernambuco.

Ao eliminar o grupo das doenças infecciosas e parasitárias, houve ganho maior para o sexo masculino, em todos os estados. Em geral, os ganhos na esperança de vida ao nascer foram inferiores aos das demais idades.

Em termos de representatividade na mortalidade geral e de aumento na esperança e vida, as neoplasias ocuparam o segundo posto para o sexo feminino e o terceiro para o masculino. A eliminação das neoplasias refletiu em aumento da esperança de vida para as mulheres por quase todo ciclo de vida, exceto aos 60 anos. A média geral de ganhos foi em torno de 1,8 anos para as mulheres e 1,5 para os homens.

O grupo das doenças respiratórias foi responsável pelo quarto maior impacto na esperança de vida do Nordeste, com ganhos superiores para os homens em todas as idades e estados.

Tabela 4. Diferença absoluta entre a esperança de vida observada e aquela obtida após a eliminação das causas de morte, segundo idade e sexo. Nordeste do Brasil, 2000.

Estado	Esperança de vida	Feminino					Masculino				
		DIP	NEO	CIR	RESP	EXT	DIP	NEO	CIR	RESP	EXT
NE	e ₀	0,44	1,53	4,02	0,74	0,33	0,94	1,38	3,98	1,11	2,91
	e ₁₅	0,89	2,25	4,70	1,23	0,99	1,33	2,11	4,79	1,59	3,66
	e ₄₀	0,80	2,08	4,46	1,10	0,72	1,17	2,06	4,72	1,52	1,62
	e ₆₀	0,65	1,44	3,40	0,91	0,56	0,91	1,67	3,70	1,29	0,87
MA	e ₀	0,28	1,82	3,95	0,28	0,22	0,62	0,94	4,16	0,79	2,10
	e ₁₅	0,97	2,50	4,74	1,00	0,98	1,30	1,74	5,04	1,50	2,90
	e ₄₀	0,83	2,27	4,44	0,91	0,71	1,10	1,72	4,84	1,44	1,46
	e ₆₀	0,69	1,61	3,41	0,76	0,56	0,92	1,49	3,82	1,26	0,88
PI	e ₀	0,82	1,51	3,62	0,78	0,23	1,26	1,49	4,70	1,15	2,59
	e ₁₅	1,22	2,27	4,39	1,37	0,92	1,66	2,22	5,62	1,73	3,36
	e ₄₀	1,09	2,13	4,19	1,28	0,64	1,41	2,12	5,50	1,59	1,60
	e ₆₀	0,87	1,45	3,18	1,09	0,51	1,12	1,78	4,32	1,38	0,92
CE	e ₀	0,27	1,59	3,17	0,71	0,25	1,16	1,69	3,53	1,12	3,13
	e ₁₅	0,65	2,34	3,94	1,15	0,87	1,29	2,37	4,29	1,45	3,86
	e ₄₀	0,58	2,16	3,77	1,09	0,60	1,11	2,30	4,21	1,36	1,69
	e ₆₀	0,49	1,45	2,99	0,92	0,46	0,84	1,84	3,37	1,14	0,86
RN	e ₀	0,01	1,16	6,60	0,84	1,46	0,59	1,62	3,55	0,97	3,30
	e ₁₅	0,67	1,97	6,84	1,16	2,28	1,09	2,40	4,53	1,54	3,97
	e ₄₀	0,61	1,79	6,21	1,05	2,07	1,00	2,34	4,50	1,53	1,78
	e ₆₀	0,51	1,26	4,17	0,87	1,49	0,83	1,84	3,43	1,30	0,93
PB	e ₀	0,50	1,61	4,15	1,46	0,16	0,88	2,00	4,75	1,65	2,70
	e ₁₅	0,93	2,24	4,67	1,86	0,82	1,26	2,59	5,29	2,06	3,53
	e ₄₀	0,86	2,05	4,40	1,73	0,62	1,13	2,42	5,01	1,92	1,49
	e ₆₀	0,72	1,41	3,34	1,38	0,54	0,93	1,85	3,76	1,52	0,85
PE	e ₀	0,61	1,60	3,85	0,42	0,44	0,94	1,18	3,38	0,97	4,19
	e ₁₅	0,96	2,32	4,58	1,01	1,02	1,33	1,90	4,28	1,47	5,04
	e ₄₀	0,85	2,16	4,43	0,69	0,70	1,20	1,93	4,45	1,43	1,88
	e ₆₀	0,71	1,52	3,42	0,55	0,55	0,93	1,60	3,48	1,25	0,95
AL	e ₀	0,82	1,73	4,61	0,86	0,59	1,42	1,35	4,08	1,65	3,35
	e ₁₅	1,13	2,42	5,38	1,30	1,15	1,42	1,88	4,82	1,78	3,94
	e ₄₀	1,03	2,25	5,17	1,22	0,85	1,23	1,86	4,78	1,73	1,81
	e ₆₀	0,88	1,54	4,07	1,07	0,68	0,96	1,54	3,79	1,51	0,98
SE	e ₀	0,34	1,49	2,77	0,48	0,27	0,66	1,43	3,15	0,77	3,00
	e ₁₅	0,81	2,21	3,44	0,98	0,85	1,10	2,15	4,00	1,31	3,77
	e ₄₀	0,73	2,02	3,27	0,93	0,61	1,00	2,10	3,93	1,29	1,71
	e ₆₀	0,63	1,40	2,63	0,80	0,46	0,82	1,62	3,17	1,16	0,90
BA	e ₀	0,48	1,26	3,83	0,96	0,19	0,97	1,28	4,30	1,15	2,24
	e ₁₅	0,91	1,96	4,42	1,35	0,82	1,43	2,02	5,00	1,65	2,96
	e ₄₀	0,81	1,83	4,21	1,24	0,58	1,27	1,97	4,88	1,56	1,46
	e ₆₀	0,63	1,30	3,17	1,02	0,44	0,95	1,57	3,80	1,31	0,79

DIP: Doenças infecciosas e parasitárias; NEO: Neoplasmas; CIR: Doenças do aparelho circulatório; RESP: Doenças do aparelho respiratório; EXP: Causas externas.

MA: Maranhão, PI: Piauí, CE: Ceará, RN: Rio Grande do Norte, PB: Paraíba, PE: Pernambuco, AL: Alagoas, SE: Sergipe, BA: Bahia, NE: Nordeste

DISCUSSÃO

De modo geral, as coberturas dos óbitos do sexo masculino mostraram-se superiores às do feminino e seus níveis apresentaram magnitudes satisfatórias para quase todos os estados do Nordeste. Uma das principais justificativas para esta superioridade deve-se ao maior volume de mortes por causas externas entre os homens, as quais são usualmente mais bem informadas e declaradas.⁶

Depreende-se que as coberturas dos óbitos seguiram uma tendência de aumento à medida que os estados se situam ao sul do Nordeste do Brasil, exceto o estado de Alagoas. Já os percentuais apresentados pelas causas mal definidas para os estados não seguiram esta mesma tendência de relacionamento regional.

Alguns autores^{13,17} consideraram que uma percentagem de cobertura de óbitos acima de 75% seria estatisticamente suficiente para extrair conclusões satisfatórias sobre os níveis de mortalidade. Atingindo tais níveis de cobertura, espera-se um percentual baixo dos níveis das causas de morte mal definidas.^{6,12} O percentual das causas mal definidas foi elevado inclusive para estados onde o percentual da cobertura dos óbitos foi razoavelmente alto. É o caso dos estados de Pernambuco, Sergipe e Bahia, onde as coberturas ficaram acima de 80% em todas as faixas etárias, com percentuais de óbitos de causas mal definidas variando entre 20% e 33%, para ambos os sexos. Mesmo considerando os erros inerentes às estimações, estes resultados não esclareceram a associação entre estes dois componentes para os estados do Nordeste em 2000.

O percentual de óbitos por causas mal definidas ficou acima de 10% para todos os estados, o que justifica o uso do método de redistribuição⁷ dessas causas utilizado no presente trabalho. Apesar dos ajustes para as doenças infecciosas e parasitárias, não terem sido considerados bons pelo método de Ledermann por fornecerem baixos coeficientes de determinação R^2 , os coeficientes de redistribuição (beta) foram mantidos e considerados válidos, uma vez que os ajustes para as demais causas foram considerados bons. O método de Ledermann⁷ mostrou-se eficaz para contornar o problema dos óbitos registrados como mal definidos permitindo assim, calcular taxas e índices de mortalidade mais próximos da realidade.

Do ponto de vista regional, identificou-se que em todos os estados do Nordeste os mesmos grupos de causas seriam responsáveis pelos maiores ganhos. O exercício de simulação de eliminação completa das doenças mostra que é possível que haja ganhos na esperança de vida, postergando-se as mortes ou evitando-as em

algumas situações.^{3,5,9,15} Para o controle da ocorrência desses grupos de doenças existem tratamento, rastreo e diagnóstico precoce, medidas imprescindíveis para ganhar mais anos de vida. As causas externas são plenamente evitáveis ou minimizáveis e sua eliminação significaria economia para os estados e aumento na esperança de vida das pessoas.^a

Em geral, os anos de esperança de vida e as estimativas da mortalidade infantil obtidos para os estados do Nordeste se aproximaram dos estimados pelo IBGE.^b Essas divergências devem-se principalmente às diferentes metodologias empregadas. No presente trabalho, as tábuas de vida foram construídas com o uso das estatísticas vitais corrigidas, enquanto o IBGE^b usou métodos indiretos de estimação por meio de projeções populacionais. As diferenças para a maioria dos estados não ultrapassou 1,5 anos para a esperança de vida e 4 mortes por mil nascidos vivos para a mortalidade infantil. Para o Nordeste como um todo, o IBGE estimou uma esperança de vida ao nascer de 70,9 para as mulheres e de 63,6 para os homens.^b Os resultados no presente trabalho foram um pouco mais elevados: 0,9 anos para as mulheres e 0,4 anos para os homens. A taxa de mortalidade infantil encontrada pelo IBGE foi estimada em 44,3 e 58,1 óbitos por mil nascidos vivos, respectivamente para mulheres e homens.

Os padrões etários das probabilidades em termos logaritmos para o Nordeste, obtidos a partir da eliminação total observada dos óbitos referentes a cada causa de morte, revelaram que a maior redução nas primeiras idades, idades jovem-adultas e para as idades mais avançadas deve-se, respectivamente, à eliminação das doenças infecciosas e parasitárias, das causas externas e das doenças circulatórias. Entre as idades avançadas observaram-se aumentos em anos de vida decorrentes da eliminação das neoplasias e das doenças respiratórias na probabilidade de morte.

Enfoques e explorações adicionais podem ser feitos com os dados do presente estudo. Por exemplo: simular reduções parciais das causas de morte; aplicar a teoria dos riscos competitivos para causas específicas como tuberculose, Aids ou diabetes; relacionar os custos das doenças com os ganhos obtidos pela sua eliminação.

Considerando que as estatísticas vitais são pouco utilizadas devido ao usual argumento de sua deficiência para produzir indicadores confiáveis da mortalidade, o ajuste destas estatísticas explorou um caminho de reabilitação, cujos resultados parecem plausíveis. A proximidade das estimativas das esperanças de vida encontradas no presente trabalho com aquelas estimadas indiretamente pelo IBGE sinaliza boas

^a Camargo AM. Mortalidade por causas externas no estado de São Paulo e suas regiões [tese de doutorado]. São Paulo: Faculdade de Saúde Pública da USP; 2002.

^b Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. DPE/Coordenação de População e Indicadores Sociais – COPI. Brasil: indicadores sociodemográficos-prospectivos 1991-2030. Rio de Janeiro; 2006.

perspectivas de uso dos dados diretos dos estados do Nordeste, após as devidas correções.

Conclui-se que a metodologia empregada para o resgate do poder explicativo desses dados de forma direta tenha

produzido resultados consistentes, de forma que eles possam contribuir no entendimento do impacto que as principais doenças possuem nos padrões epidemiológicos e da saúde da população nordestina.

REFERÊNCIAS

1. Barboni AR, Gotlieb SLD. Impacto de causas básicas de morte na esperança de vida em Salvador e São Paulo, 1996. *Rev Saude Publica*. 2004;38(1):16-23. DOI:10.1590/S0034-89102004000100003
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. Chiang CL. Introduction to stochastic processes in biostatistics. New York: John Willey; 1968.
4. Drapper NR, Smith H. Applied regression analysis. New York: Jonh Wiley; 1981.
5. Gotlieb SLD. Mortalidade diferencial por causas, São Paulo, Brasil, 1970: tábuas de vida de múltiplo decremento. *Rev Saude Publica*. 1981;15(4):401-17. DOI:10.1590/S0034-89101981000400006
6. Jasper-Faijjer 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. Ledermann S. La répartition de décès de causa indeterminée. *Rev Inst Int Stat*. 1955;23(1/3):47-57. DOI:10.2307/1402010
8. Namboodiri K, Suchindran CM. Life table techniques and their applications. Orlando: Academic Press; 1987.
9. Paes NA. Mortalidade em Recife: aplicação de um modelo de riscos competitivos. *Rev Saude Publica*. 1985;19(3):251-62. DOI:10.1590/S0034-89101985000300006
10. Paes NA. Um olhar sobre as estimativas da mortalidade infantil no nordeste provenientes de fontes tradicionais e do PACS. In: Teixeira P, organizador. Mortalidade infantil: fontes, metodologias e resultados. Recife: Massangana; 1998. p. 143-64.
11. Paes NA. Avaliação da cobertura dos registros de óbitos dos estados brasileiros em 2000. *Rev Saude Publica*. 2005;39(6):882-90. DOI:10.1590/S0034-89102005000600003
12. Paes NA. Qualidade das estatísticas de óbitos por causas desconhecidas dos Estados brasileiros. *Rev Saude Publica*. 2007;41(3):436-45. DOI:10.1590/S0034-89102007000300016
13. 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. DOI:10.2307/2736122
14. Preston S, Heuveline P, Guillot M. Demography: measuring and modeling population processes. Oxford: Blackwell; 2001.
15. Silva MGC. Ganhos potenciais em esperança de vida com a exclusão das mortes por neoplasias malignas em Fortaleza, 1993-95. *Rev Bras Cancerologia*. 2001;47(4):413-24.
16. Simões CCS. Aspectos metodológicos das estimativas de mortalidade infantil no Brasil. In: Teixeira P, organizador. Mortalidade infantil: fontes, metodologias e resultados. Recife: Massangana; 1998. p. 143-164.
17. United Nations. Department of International Economic and Social Affairs. Model life tables for developing countries. New York; 1982. (Population studies, 77).
18. United Nations. Department of International Economic and Social Affairs. Manual X, indirect techniques for demographic estimation. New York; 1983. (Population studies, 81).

Os autores declaram não haver conflito de interesses.