

Fatores associados aos óbitos neonatais e pós-neonatais em Moçambique

Serafim Adriano Alberto*
Luciana C. de Lima**
Roberto Nascimento Rodrigues***
Carla Jorge Machado****

Este trabalho procura descrever e analisar os fatores associados aos óbitos neonatais e pós-neonatais em Moçambique, entre 1998 e 2003, com base nas informações da Demographic and Health Survey (DHS). Foram utilizadas as distribuições de frequência das características selecionadas, segundo os segmentos neonatal e pós-neonatal. Empregou-se, também, a regressão logística de resposta binária, múltipla, com entrada sequencial das variáveis, de forma a verificar a mudança na magnitude e a significância dos coeficientes. Entre alguns resultados obtidos, destacam-se os fatores que se relacionaram de forma inequívoca ao aumento da chance de mortalidade neonatal e pós-neonatal: ser o primeiro filho; tamanho pequeno ao nascimento; e residência na região Norte. A idade da mãe entre 30 e 34 anos revelou-se elemento protetor do óbito infantil nos dois segmentos, enquanto a faixa de 10 a 19 anos apresentou-se como fator de aumento da chance do óbito pós-neonatal. O tamanho grande ao nascimento mostrou-se protetor no caso do segmento pós-neonatal, assim como a residência na região Sul. Finalmente, o parto domiciliar revelou-se deletério ao óbito pós-neonatal.

Palavras-chave: Moçambique. Mortalidade infantil. Mortalidade neonatal. Mortalidade pós-neonatal.

Introdução

A mortalidade infantil pode ser segmentada em neonatal (óbitos ocorridos nos primeiros 27 dias de vida) e pós-neonatal (óbitos de crianças entre 28 dias e menos de um ano de vida). O primeiro segmento pode também ser dividido em neonatal precoce (do nascimento até o sexto dia de vida) e neonatal tardia (do sétimo ao vigésimo sétimo dia de vida).

Nos países em desenvolvimento ainda persistem altos níveis de mortalidade infantil (ALVES et al., 2008). Em termos quantitativos, mais de 8 milhões de crianças morrem anualmente antes de completarem um ano de vida (WHO, 2006) e três quartos desses óbitos estão concentrados em apenas dez países, todos em desenvolvimento (JEHAN et al., 2009). Outro dado importante é que, das cerca de 130 milhões de crianças que nascem em cada ano no mundo,

* Professor da Universidade Eduardo Mondlane, Moçambique.

** Doutoranda em Demografia pela Universidade Federal de Minas Gerais – UFMG.

*** Professor do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional – Cedeplar/UFMG.

**** Professora do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional – Cedeplar/UFMG.

em torno de 4 milhões morrem antes de completarem 28 dias de vida (JEHAN et al., 2009). De forma geral, o declínio das taxas de mortalidade infantil, em países em desenvolvimento, deve-se ao papel dos serviços e das medidas de saúde pública (CALDEIRA et al., 2000; DUARTE, 2007; FRANÇA; LANSKY, 2008).

A mortalidade infantil também é influenciada por vários fatores. Quanto aos aspectos demográficos, no que tange a idade da mãe, as evidências geralmente apontam que os maiores riscos de morte são registrados para filhos de mulheres nos extremos da idade reprodutiva. Segundo César et al. (2000), a gravidez na adolescência é considerada de alto risco para a mortalidade infantil, em função de aspectos fisiológicos, como peso, estatura, estado nutricional e desenvolvimento do aparelho reprodutivo da mãe. Os riscos biológicos são agravados com as condições socioeconômicas, culturais e psicológicas, uma vez que a maioria das mães adolescentes, em geral, é pobre, de baixa escolaridade e maior desnutrição, com menor acesso aos serviços de saúde (CÉSAR et al., 2000; SHARMA et al., 2008).

Mahy (2003) destaca que, além da idade materna, há diferenciais na mortalidade infantil segundo ordem de nascimentos. Existe uma correlação entre curtos intervalos de nascimentos e as altas ordens de nascimento, pois é mais provável que mulheres com maior número de filhos os tenham gerado em curtos intervalos de nascimentos.

Quanto ao peso ao nascer, que é uma característica do recém-nascido, nos países desenvolvidos, devido ao avanço tecnológico dos cuidados obstétricos e neonatais (WHO, 2006; ARAÚJO; TANAKA, 2007; ELSHIBLY; SCHMALISCH, 2008), a probabilidade de sobrevivência na idade infantil de um recém-nascido com baixo peso é maior. Já em países em desenvolvimento, em função da inadequada ou limitada assistência médica, a chance de sobrevivência no primeiro ano de vida de uma criança com baixo peso ao nascer é muito menor (ELSHIBLY; SCHMALISCH, 2008).

O sexo do recém-nascido também é importante (REMOALDO, 2002). O sexo mas-

culino é apontado, de forma consistente, como associado a maior risco de morbidade e mortalidade. As evidências indicam que os meninos recém-nascidos, apesar de terem peso médio mais elevado, possuem maior probabilidade de serem imaturos, além de apresentarem características biológicas desfavoráveis (REMOALDO, 2002; TITALEY et al., 2008; BALDIN; NOGUEIRA, 2008).

Fatores socioeconômicos têm sido também apontados como influentes na mortalidade infantil. Estudos mostram forte relação entre educação da mãe e mortalidade no primeiro ano de vida (MAHY, 2003). A escolaridade da mãe capacita a mulher no sentido de prevenir, reconhecer e providenciar o tratamento de doenças em tempo hábil (MAHY, 2003; JOBIM; AERTS, 2008). A variável educação materna tem sido utilizada como indicador das condições socioeconômicas da mãe e da família, estando, assim, relacionada à qualidade dos cuidados com a saúde da criança (JOBIM; AERTS, 2008; HAIDAR et al., 2001; BEZERRA FILHO et al., 2007).

Estudos ainda apontam que a situação da área de residência (urbana ou rural) da mulher afeta indiretamente a mortalidade infantil, pela determinação do seu acesso a serviços de atenção à saúde (MAHY, 2003). Na área urbana, a mulher tem maior probabilidade de encontrar meio de transporte aos postos de serviços de saúde, de adquirir recursos monetários para custear medicamentos, assim como maior oportunidade para a educação e habilidade de alocar, no domicílio, recursos necessários para a saúde das crianças (MAHY, 2003).

Moçambique, um dos países mais pobres do mundo, localizado na África Subsaariana, apresenta elevado nível de mortalidade infantil e com diferenças expressivas quando consideradas as distintas províncias ou regiões do país ou a situação de residência urbana ou rural (GASPAR et al., 1998; INE, 2005). A taxa de mortalidade infantil no país passou de 124 óbitos por mil nascidos vivos, em 2003 (INE, 2005), para 100, em 2005 (PNUD, 2007), e 93, em 2008 (INE, 2009). Contudo, estes patamares ainda podem ser considerados altíssimos. Assim, este estudo se propõe a analisar os

fatores associados à mortalidade neonatal e pós-neonatal em Moçambique.

Material e métodos

Dados

Foi utilizada a base de dados do Inquérito Demográfico e de Saúde 2003 (IDS, 2003) de Moçambique, realizado pelo Instituto Nacional de Estatística (INE) e Ministério da Saúde (Misau), com apoio técnico e financeiro da *Macro Internacional Inc.* Essa pesquisa foi realizada na quarta fase do programa mundial *Measure Demographic and Health Survey* (DHS) (INE, 2005). Assim, o presente estudo tem como base de delineamento o inquérito populacional.

O levantamento, realizado entre agosto e dezembro de 2003, reuniu informações de 12.315 domicílios, tendo sido entrevistadas 12.418 mulheres de 15 a 49 anos (INE, 2005). A amostra foi representativa nos níveis nacional, regional e por área de residência (urbano-rural) (INE, 2005).

Para propósitos deste estudo, selecionaram-se, na amostra da pesquisa, as crianças que nasceram vivas entre agosto de 1998 e julho de 2003. Esta informação constava em três bancos de dados disponibilizados pelo *DHS Measure* (domicílio/pessoas, mulheres e crianças). Portanto, foi necessário juntar os três bancos de dados que estavam separados. Seguindo o procedimento sugerido por Lima (2009), foram excluídos os nascidos vivos antes de 1998, resultando em 11.874 nascidos vivos entre 1998 e 2003. Os nascidos vivos múltiplos foram excluídos da amostra ($n=467$), bem como 983 nascidos vivos antes de agosto de 1998 e 575 depois de julho 2003. O banco de dados final ficou com 9.849 nascidos vivos entre agosto de 1998 e julho de 2003 (FIGURA 1). Descrições mais detalhadas sobre a junção dos bancos encontram-se em Alberto (2010).

Variáveis utilizadas e análise dos dados

Foram duas as variáveis dependentes construídas para o estudo: óbito no período neonatal e óbito no período pós-neonatal.

Como variáveis independentes, englobando aspectos demográficos, características do recém-nascido, *proxies* de condições socioeconômicas e atenção à saúde materno-infantil, selecionaram-se: idade da mãe ao ter o filho (10 a 19, 20 a 29, 30 a 34 e 35 a 49 anos); ordem de nascimento (primeiro, segundo ou terceiro filho e quatro filhos ou ordem superior); tamanho da criança ao nascer, categorizado em tamanho grande, médio e pequeno; escolaridade materna (até quatro anos, cinco anos e mais); área de residência (rural, urbana); facilidade de sanitário (possui, não possui); fonte de água (não canalizada, canalizada); região de residência (Norte, Centro, Sul); e atenção ao parto (se foi domiciliar ou institucional).

A análise descritiva foi estratificada por componente neonatal e pós-neonatal – por meio da distribuição de frequências e percentuais das categorias de cada variável dependente. Já no caso da análise logística múltipla de resposta binária, as variáveis explicativas assumiram o valor um (1), no caso de ocorrência do óbito, e zero (0), caso contrário. Para cada variável dependente originalmente descrita foram criadas variáveis indicadoras (*dummies*).

Para análise dos dados utilizou-se o *software Statistical Package for the Social Science* (SPSS), versão 13.0. Primeiro procedeu-se à análise logística simples, essencial para inclusão das variáveis no modelo multivariado. As variáveis independentes que apresentaram valor de p inferior a 0,25 foram consideradas elegíveis para comporem os modelos de regressão logística multivariados. Segundo Hosmer e Lemeshow (2000), é aconselhável trabalhar com um ponto de corte elevado para evitar a exclusão de variáveis que possam se tornar significativas na presença de outras, caso incluídas em um modelo mais completo.

A interpretação dos parâmetros dos modelos de regressão logística foi apresentada na forma de razões de chance (*odds ratio*). Para efeito da análise, foram considerados significativos os resultados que apresentaram valores de p inferiores ou iguais a 0,05 ou 0,10. Essas diferenciações de significância foram denotadas nas tabelas por meio de asteriscos.

Foram criados vários modelos, para cada variável resposta, no intuito de melhor verificar a mudança de significância das variáveis, até que se chegasse a um modelo final. Iniciaram-se os modelos com as variáveis demográficas (idade materna e sexo), chegando, paulatinamente, a um modelo mais completo, em que a última variável incluída referiu-se aos serviços de saúde.

Finalmente, com o objetivo de aferir o ajuste dos vários modelos aninhados obtidos, foi calculada a estatística *Deviance* (D), com base no logaritmo da razão da verossimilhança e dos graus de liberdade de cada modelo obtido (HOSMER; LEMESHOW, 2000).

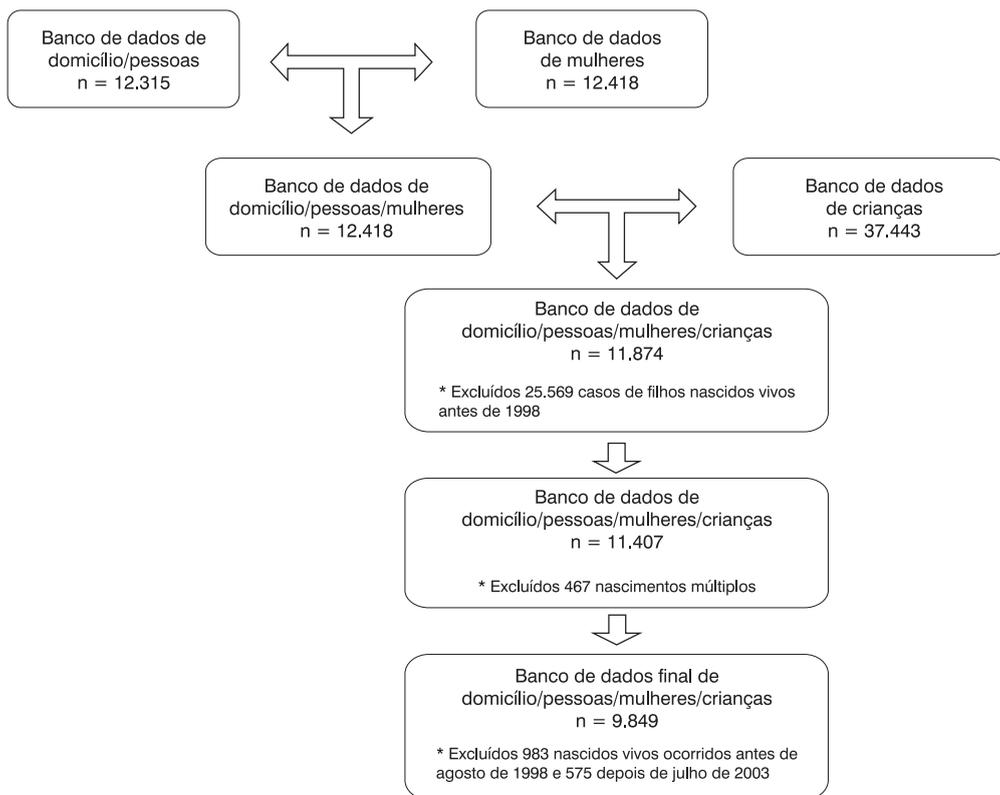
Resultados

Análise descritiva

A Tabela 1 indica os recém-nascidos segundo categoria de exposição à mortalidade infantil (neonatal e pós-neonatal). A maior proporção ocorreu para mães com 20 a 29 anos. Há um percentual relativamente elevado de mães que tiveram filhos em idades inferiores a 20 anos (23,3% e 23,4%, respectivamente, para mortalidade neonatal e pós-neonatal).

Pouco mais da metade dos nascimentos na amostra foi constituída por crianças do sexo feminino, para os expostos tanto à

FIGURA 1
Fluxograma de junção de banco de dados de domicílio/pessoas, mulheres e crianças do Inquérito Demográfico e de Saúde 2003 (IDS 2003), Moçambique



Fonte: INE (2005).

TABELA 1
Distribuição de crianças expostas à mortalidade neonatal e pós-neonatal, segundo variáveis selecionadas Moçambique – 2003

Variáveis selecionadas (1)	Neonatal		Pós-neonatal	
	N. abs.	%	N. abs.	%
Idade materna				
10 a 19 anos	2.298	23,3	2.014	23,4
20 a 29 anos	4.924	50,0	4.281	49,8
30 a 34 anos	1.337	13,6	1.171	13,6
35 anos e mais	1.290	13,1	1.137	13,2
Sexo da criança				
Masculino	4.868	49,4	4.249	49,4
Feminino	4.981	50,6	4.354	50,6
Ordem de nascimento				
Primeiro filho	2.315	23,5	2.021	23,5
Segundo ou terceiro filho	3.427	34,8	2.989	34,7
Quatro filhos ou ordem superior	4.107	41,7	3.593	41,8
Tamanho da criança ao nascer				
Grande	4.746	48,2	4.113	47,8
Médio	2.868	29,1	2.480	28,8
Pequeno	1.701	17,3	1.478	17,2
Escolaridade da mãe				
0 a 4 anos	7.611	77,3	6.665	77,5
5 anos e mais	2.238	22,7	1.938	22,5
Área de residência				
Rural	6.369	64,7	5.549	64,5
Urbano	3.480	35,3	3.054	35,5
Fonte de água				
Não canalizada	8.570	87,0	7.486	87,0
Canalizada	1.273	12,9	1.112	12,9
Facilidade de sanitário				
Não tem facilidade	4.511	45,8	3.907	45,4
Tem facilidade	5.333	54,1	4.692	54,5
Região de residência				
Norte	2.728	27,7	2.362	27,5
Centro	4.085	41,5	3.570	41,5
Sul	3.036	30,8	2.671	31,0
Atenção ao parto				
Domiciliar	4.400	44,7	3.822	44,4
Institucional	4.932	50,1	4.266	49,6

Fonte: IDS 2003 (INE, 2005).

(1) Em cada variável específica foram excluídos os casos para os quais a pessoa entrevistada não forneceu a informação correspondente (categoria "sem informação").

mortalidade neonatal quanto à pós-neonatal (50,4% nos dois segmentos). A maior parte das crianças era de quarta ordem ou superior (41,7% e 41,8% para os segmentos neonatal e pós-neonatal, respectivamente) e a menor proporção foi de filhos primogê-

nitos (23,5% para ambas as componentes). Ainda observou-se que, de acordo com a percepção das mães, 48,2% das crianças nasceram com tamanho grande, ao passo que 17,3% avaliaram que seu filho nasceu pequeno.

Quanto à escolaridade da mãe, mais de 3/4 das mães, em ambas as componentes, disseram que tinham estudado, no máximo, durante quatro anos, o que corresponde ao nível primário.

Apenas 12,9% das mães entrevistadas tinham acesso à água canalizada e quase 50% residiam em domicílio sem facilidade de sanitário. A região Centro, composta pelas províncias de Zambézia, Tete, Manica e Sofala concentrou o maior percentual de mulheres entrevistadas, ao passo que a região Norte, que agrega as províncias de Cabo Delgado, Niassa e Nampula, respondeu pela menor fração das mulheres entrevistadas.

A proporção de partos domiciliares (sem assistência de médico, enfermeira ou parteira qualificada) representou quase 50% em ambas as componentes, em consonância com o maior percentual de população residindo na área rural.

Análise de regressão logística múltipla

Mortalidade neonatal

Após a análise univariada, foram ajustados sete modelos múltiplos. Os modelos 1 e 2 incluíram variáveis demográficas. No modelo 3 foi adicionada a característica do recém-nascido, ou seja, o tamanho da criança ao nascer. Nos modelos 4 a 6 foram incluídas as variáveis relacionadas às condições socioeconômicas: escolaridade materna, facilidade de sanitário e área de residência. Por fim, no modelo 7 inseriu-se a variável independente atenção ao parto.

Crianças nascidas de mães com menos de 20 anos apresentam maior chance de morte neonatal (Tabela 2) em relação aos filhos de mães com idades entre 20 e 29 anos (categoria de referência) até o modelo 3. A partir do modelo 4, a probabilidade de mortalidade neonatal de recém-nascidos de mulheres com idades abaixo de 20 anos não mais se mostrou significativa ($p > 0,10$). Já no que se refere aos filhos de mulheres com 30 a 34 anos, a razão de chances mostrou-se inferior a 1,00 em todos os modelos ($OR < 1,0$; $p < 0,10$), indicando efeito protetor da idade materna entre 30 e 34 anos comparativamente à categoria de referência.

No tocante à ordem de nascimento da criança, a associação significativa ($p < 0,05$) do filho primogênito manteve-se de forma sustentada até o último modelo, tendo o segundo ou terceiro filho como a criança de referência. No modelo 7, após inclusão de todas as variáveis elegíveis, a razão das chances foi igual a 1,77.

A chance de óbito neonatal de uma criança de tamanho pequeno ao nascer foi mais de duas vezes a observada para uma criança de tamanho médio, em todos os modelos, sempre com significância de 95% ($RC > 2,4$ em todos os modelos; $p < 0,05$).

Recém-nascidos de mães com até quatro anos de estudo apresentaram maior chance de óbito neonatal em todos os modelos, quando comparados com os de mães com cinco anos de escolaridade ou mais, muito embora tenha havido perda de significância estatística ao longo da inclusão das variáveis (Tabela 2). No modelo 7, a chance de óbito neonatal para os recém-nascidos cujas mães tinham até quatro anos de estudo foi 35,5% maior comparativamente àqueles cujas mães tinham cinco anos ou mais de estudo ($p < 0,10$).

A chance associada à residência na região Norte (a de piores indicadores socioeconômicos de Moçambique) foi o dobro daquela verificada em crianças residentes na região Sul (de melhores indicadores socioeconômicos) ($OR = 2,0$; $p < 0,05$).

Quanto ao ajustamento dos modelos obtidos, houve melhoria sucessiva do ajustamento, comparando-se os modelos 1 ao 2; 2 ao 3; 3 ao 4; e 5 ao 6 ($p < 0,10$).

Mortalidade pós-neonatal

Após as análises univariadas foram construídos oito modelos múltiplos. Nos modelos 1 e 2 foram adicionadas variáveis demográficas; no 3 foi incluída a característica do recém-nascido tamanho ao nascer; nos modelos 4 a 7 adicionaram-se as variáveis independentes relativas às condições socioeconômicas; e, no 8, inseriu-se a variável relativa à indicação da atenção à saúde materno-infantil.

Em comparação aos filhos cujas mães tinham entre 20 e 29 anos, houve associação

TABELA 2
Estimativas dos modelos de regressão logística múltipla para o óbito neonatal, segundo variáveis selecionadas Moçambique – 2003

Variáveis selecionadas	Razões de Chance (RC)						
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7
Idade materna							
10 a 19 anos	1,737**	1,369*	1,351*	1,332	1,334	1,244	1,244
20 a 29 anos	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
30 a 34 anos	0,609**	0,595**	0,617*	0,612*	0,614*	0,632*	0,631*
35 anos e mais	1,223	1,184	1,209	1,172	1,178	1,238	1,240
Sexo da criança							
Masculino	1,035	1,040	1,111	1,100	1,100	1,120	1,121
Feminino	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
Ordem de nascimento							
Primeiro filho		1,699**	1,553**	1,653**	1,655**	1,751**	1,766**
Segundo ou terceiro filho		1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
Quatro filhos ou ordem superior		1,215	1,196	1,147	1,145	1,072	1,068
Tamanho da criança ao nascer							
Grande			1,030	1,018	1,019	0,973	0,977
Médio			1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
Pequeno			2,659**	2,597**	2,596**	2,449**	2,442**
Escolaridade da mãe							
0 a 4 anos				1,661**	1,621**	1,408*	1,355*
5 anos e mais				1,000	1,000	1,000	1,000
Facilidade de sanitário							
Não tem facilidade					1,064	1,036	1,004
Tem facilidade					1,000	1,000	1,000
Região de residência							
Norte						2,021**	1,985**
Centro						1,191	1,180
Sul						1,000	1,000
Atenção ao parto							
Domiciliar							1,138
Institucional							1,000
Ajustamento dos modelos							
-2 log verossimilhança	2445,76	2436,60	2386,31	2376,13	2375,93	2353,98	2353,10
Graus de liberdade	5	7	9	10	11	13	14
Estatística D		9,122	50,325	10,183	0,201	21,950	0,890
Valor de P		0,010	<0,001	0,001	0,654	<0,001	0,345

Fonte: IDS 2003 (INE, 2005).

* p < 0,10.

** p < 0,05.

entre o óbito pós-neonatal e mães adolescentes (RC > 1,0; p < 0,05) e em idade igual ou superior a 35 anos, em todos os modelos (RC < 1,0; p < 0,05). Enquanto no primeiro caso (mães de 10 a 19 anos) as razões de chance superaram 1,0, com o valor da RC

igual a 1,4, no modelo 7 esta cifra foi de 0,59 no segundo caso (mães de 35 anos ou mais), revelando efeito deletério da idade da mãe abaixo de 20 anos e protetor da idade da mãe igual ou superior a 35 anos, sempre em comparação à faixa etária de 20 a 29 anos.

Ser filho primogênito esteve associado à maior chance de mortalidade pós-neonatal em relação às crianças da segunda e terceira ordens. Essa associação positiva se manteve estatisticamente significativa em todos os modelos (exceto no 3). No modelo 7, a RC foi igual a 1,37 ($p < 0,05$) (Tabela 3).

Em relação a crianças de tamanho médio ao nascer (categoria de referência), recém-nascidos considerados grandes apresentaram chance de mortalidade pós-neonatal menor (no modelo 7: RC=0,81; $p < 0,10$). Relação inversa foi verificada quando a comparação é feita entre a categoria de referência e crianças de tamanho pequeno ao nascer (no modelo 7: RC=1,37; $p < 0,05$) (Tabela 3).

Filhos de mães com até quatro anos de escolaridade apresentaram chance de mortalidade pós-neonatal maior do que filhos de mães com cinco anos e mais de escolaridade nos primeiros modelos, mas a associação perdeu significância estatística a partir do modelo 6 (Tabela 3).

A região de residência apresentou-se como um fator associado à mortalidade pós-neonatal nas duas categorias (Norte e Centro; $p < 0,05$), tendo como categoria de referência a região Sul (Tabela 3).

No caso da atenção ao parto, observou-se que o parto domiciliar esteve associado a uma chance 30% maior em relação a partos em instituições de saúde, conforme observado no modelo 8 (RC=1,30; $p < 0,05$).

Discussão

Os níveis de mortalidade infantil em Moçambique não diminuíram de forma expressiva. Em 2005, a mortalidade infantil atingiu 100 óbitos por mil nascidos vivos. Isso justifica a necessidade de analisar associações entre aspectos relacionados à mortalidade infantil e o óbito. Dada esta constatação, o presente trabalho analisou os fatores associados à mortalidade infantil em Moçambique, entre 1998 e 2003, segundo os segmentos neonatal e pós-neonatal, com base em dados do Inquérito Demográfico e de Saúde de Moçambique de 2003.

Os resultados indicaram que ser o primeiro filho, ter nascido com tamanho considerado pequeno e residência na região

Norte estiveram associados à maior chance de mortalidade neonatal e pós-neonatal, comparativamente às categorias de referência. Trabalhos prévios utilizando dados da DHS, direcionados para países menos desenvolvidos e em desenvolvimento, como Moçambique, indicam associação da mortalidade neonatal e pós-neonatal com o tamanho pequeno ou muito pequeno com relação à categoria grande e/ou média e com a ordem de nascimento igual a um (NSO & ORC MACRO, 2005; FORT et al., 2008). Importante salientar que a medida de percepção materna do tamanho do recém-nascido não permite excluir a possibilidade de a mãe ter classificado sua criança como pequena ou muito pequena não porque de fato ela nasceu assim, mas porque faleceu (FORT et al., 2008). Logo, é recomendada cautela na análise dessas medidas, pois podem apresentar vieses.

Quanto à ordem de nascimento, os maiores riscos de mortalidade associados aos filhos primogênitos podem ser devido às intercorrências obstétricas que costumam estar presentes com maior intensidade nas gravidezes de nulíparas, como as distócias. Nestes casos, a maior utilização de vias de parto instrumentalizadas, como a cesárea e o fórceps, pode trazer consequências negativas para a saúde da criança (REMOALDO, 2002; KJÆRGAARD et al., 2008).

A idade da mãe entre 30 e 34 anos sobressaiu como fator protetor da ocorrência de óbito neonatal de forma independente, o que também ocorreu no segmento pós-neonatal. Além disso, filhos de mães adolescentes apresentaram chance de mortalidade mais elevada de óbito pós-neonatal.

Lima (2009), utilizando dados da DHS para o Brasil, verificou que a faixa etária 30 a 34 anos se apresentou negativamente associada ao óbito neonatal, enquanto o grupo etário das adolescentes mostrou-se positivamente associado ao óbito pós-neonatal, como no presente estudo. Em ambos os países, estes resultados podem ser o indicativo de que mães adultas (ao menos de 30 a 34 anos) apresentam melhores condutas na gestação, como maior adesão ao pré-natal, e nos cuidados com a criança, o que repercute positivamente na saúde

TABELA 3
Estimativas do modelo de regressão logística múltipla para o óbito pós-neonatal, segundo variáveis selecionadas Moçambique – 2003

Variáveis selecionadas	Razões de Chance (RC)							
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Idade materna								
10 a 19 anos	1,573**	1,487**	1,480**	1,461**	1,469**	1,461**	1,399**	1,398**
20 a 29 anos	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
30 a 34 anos	0,819	0,755	0,764	0,759	0,763	0,772	0,796	0,793
35 anos e mais	0,620**	0,561**	0,568**	0,553**	0,556**	0,565**	0,592**	0,590**
Sexo da criança								
Masculino	1,098	1,100	1,139	1,134	1,132	1,135	1,143	1,145
Feminino	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
Ordem de nascimento								
Primeiro filho		1,279*	1,219	1,277*	1,280*	1,288*	1,349**	1,368**
Segundo ou terceiro filho		1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
Quatro filhos ou ordem superior		1,259*	1,253*	1,211	1,207	1,199	1,139	1,136
Tamanho da criança ao nascer								
Grande			0,826*	0,820*	0,819*	0,816*	0,809*	0,814*
Médio			1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
Pequeno			1,395**	1,378**	1,371**	1,367**	1,375**	1,373**
Escolaridade da mãe								
0 a 4 anos				1,492**	1,412**	1,326**	1,214	1,147
5 anos e mais				1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
Área de residência								
Rural					1,133	1,015	1,041	0,954
Urbano					1,000	1,000	1,000	1,000
Fonte de água								
Não canalizada						1,320	1,123	1,128
Canalizada						1,000	1,000	1,000
Facilidade de sanitário								
Não tem facilidade						1,103	1,020	0,982
Tem facilidade						1,000	1,000	1,000
Região de residência								
Norte							1,756**	1,687**
Centro							1,571**	1,542**
Sul							1,000	1,000
Atenção ao parto								
Domiciliar								1,303**
Institucional								1,000
Ajustamento de modelos								
-2 log verossimilhança	3469,10	3464,12	3446,39	3435,50	3425,60	3425,59	3423,13	3408,21
Graus de liberdade	5	7	9	10	11	13	15	16
Estatística D		4,940	17,726	10,856	9,949	0,000	2,460	14,917
Valor de p		0,085	<0,001	0,001	0,002	1,000	0,292	<0,001

Fonte: IDS 2003 (INE, 2005).

* p < 0,10.

** p < 0,05.

infantil, conforme discutido por Markovitz et al. (2005) e Oleszczuk et al. (2005).

Ainda no caso do óbito pós-neonatal, observaram-se chance aumentada de ocorrência de óbito na região Centro, comparativamente à Sul, e maior probabilidade de óbito entre partos domiciliares. A realização de partos em instituições de saúde ou em domicílios sob assistência médica está relacionada à promoção da saúde da mãe e da criança. Além dos maiores riscos de intercorrências obstétricas no desenvolvimento de partos realizados sem assistência profissional adequada, em geral, mães que ganham seus filhos no domicílio procuram menos por serviços de saúde no período pós-parto, para si e para a criança (WHO, 2005; MISHRA; RETHERFORD, 2006).

Alguns aspectos foram revelados quando se trabalhou com modelos com entrada de variáveis de forma sequenciada. A ordem de nascimento foi um dos fatores que mais se destacou na associação com a mortalidade infantil, especialmente no que tange aos filhos primogênicos (MAHY, 2003; FORT et al., 2008). No segmento pós-neonatal, filhos de quarta ordem ou superior apresentaram chance de mortalidade maior comparativamente ao segundo ou terceiro filho, mas a associação deixou de ser estatisticamente significativa e sua magnitude ficou reduzida quando as variáveis relativas aos aspectos socioeconômicos e de atenção ao parto foram incorporadas à análise, indicando que parte do efeito referente à parturição perdeu sua importância quando outras variáveis foram incluídas, o que sugere que outras variáveis respondem por seu efeito sobre o óbito pós-neonatal. Esse resultado é corroborado por Morgan-Ortiz et al. (2010), que indicaram que as variáveis socioeconômicas estiveram extremamente associadas ao nascimento de pré-termo, vinculado estreitamente, por sua vez, ao óbito infantil (mesmo após controlar por fatores obstétricos).

A baixa escolaridade da mãe (até quatro anos, comparativamente a cinco anos ou mais) associou-se com o óbito neonatal e pós-neonatal. A associação entre a escolaridade materna e o óbito pós-neonatal perdeu significância estatística quando se controlou por região de residência e por

atenção ao parto. Resultado similar foi encontrado no trabalho de Macassa et al. (2003) para Moçambique, utilizando dados da DHS de 1997. Os autores verificaram que a escolaridade materna associou-se ao óbito pós-neonatal apenas na análise bivariada, tendo perdido associação com a inclusão de outras variáveis. Assim como verificado em Macassa et al. (2003), é possível que exista intermediação de variáveis sociodemográficas no relacionamento entre o óbito pós-neonatal e a escolaridade materna.

A região de residência da mãe sobressaiu como importante fator associado à mortalidade neonatal e pós-neonatal, com destaque para a região Norte, de condições socioeconômicas mais precárias. No caso da mortalidade pós-neonatal, houve também chance maior de mortalidade entre filhos de mães residentes na região Centro, em contraposição à região Sul, de melhores indicadores socioeconômicos. As variações regionais nas condições socioeconômicas da população constituem importantes determinantes da variação espacial da mortalidade infantil, conforme estabelecido em outros estudos em países em desenvolvimento (REMOALDO, 2002) e desenvolvidos (PATTENDEN et al., 2010). Áreas mais pobres, como a região Norte de Moçambique, usualmente são também aquelas de maior carência de recursos estreitamente relacionados à saúde infantil, como disponibilidade de água potável para consumo, esgotamento sanitário adequado e oferta de serviços de saúde (ECDKN, 2007), sendo o contrário observado na região Sul de Moçambique.

Por fim, destaca-se que filhos nascidos em domicílios e, portanto, sem a atuação de médicos, enfermeiras ou parteiras qualificadas apresentaram, no segmento pós-neonatal, chance de mortalidade maior do que aqueles nascidos em hospitais ou outras unidades de saúde. Era de se esperar uma associação estatisticamente significativa também para o segmento neonatal, o que não ocorreu. Uma possível explicação seria que, como a grande maioria dos óbitos ocorre no período pós-neonatal, concepções de maior risco acabem por não resultar em nascido vivo. Assim, no segmen-

to neonatal operam com maior intensidade fatores deletérios, como tamanho pequeno ao nascer, ser primogênito e ter mãe residente na região Norte, que acabam por atenuar o efeito negativo de parto domiciliar. Teria sido importante introduzir uma variável sobre atendimento pré-natal, mas o elevado percentual de casos sem informação inviabilizou a utilização do dado. Com efeito, há evidências recentes de que o pré-natal é um fator importante na determinação do sobrevivência infantil (SASS et al., 2010).

Este estudo possui limitações. Por ser de corte transversal, não foi possível aferir causalidade, mas apenas associações entre os fatores associados e os óbitos neonatal e pós-neonatal. Contudo, essas associações são importantes e constituem um primeiro passo para entender quais fatores associam-se de forma independente com a variável resposta, merecendo, assim, maior atenção e intervenção por parte dos formuladores de políticas.

Outra limitação referiu-se à não incorporação nas análises do desenho amostral complexo. Isso se deveu, principalmente, à documentação incompleta sobre as variáveis, que permitisse considerar de forma adequada o esquema amostral nas análises. O efeito dessa não incorporação seria não

na magnitude das razões de chance, mas sim na significância dos coeficientes, que podem ter sido menos significativos do que de fato foram e poderiam estar subestimados, devido à maior similaridade de crianças em um mesmo conglomerado. Assim, os resultados das razões de chance devem ser vistos com certa cautela, uma vez que a inclusão das variáveis em um processo sequencial pode afetar as significâncias finais. Com efeito, o que pode ter ocorrido é a inclusão de variáveis nos modelos múltiplos (ajustados), cuja significância estatística era menor do que de fato seria, caso houvessem sido incorporados os pesos amostrais da amostragem complexa. Assim, os modelos podem estar sobre-estimando a significância do efeito de algumas variáveis independentes sobre a variável dependente.

Finalmente, os resultados evidenciam a necessidade de uma melhor implementação dos programas de saúde ligados à infância e priorização dos grupos de mães e de recém-nascidos em situação de maior risco, para que Moçambique atinja os baixos níveis de mortalidade infantil observados em outros países. Para isso, é importante tanto o incentivo aos estudos específicos acerca dos fatores associados aos óbitos infantis, quanto a produção de informações mais fidedignas.

Referências

ALBERTO, S. A. **Fatores associados à mortalidade infantil em Moçambique, 1998 a 2003**. Dissertação (Mestrado em Demografia). Belo Horizonte: Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal das Minas Gerais, 2010.

ALVES, A. C. et al. Principais causas de óbitos infantis pós-neonatais em Belo Horizonte, Minas Gerais, Brasil, 1996 a 2004. **Revista Brasileira de Saúde Materno Infantil**, Recife, v. 8, n. 1, p. 27-33, 2008.

ARAÚJO, M. M. **Geografia dos povoaamentos: assentamentos humanos rurais e urbanos**. Maputo: Universidade Eduardo Mondlane, 1997.

ARAÚJO, B. F.; TANAKA, A. C. A. Fatores de risco associados ao nascimento de recém-

-nascidos de muito baixo peso em uma população de baixa renda. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 23, n. 12, p. 2.869-2.877, 2007.

BALDIN, P. E. A.; NOGUEIRA, P. C. K. Fatores de risco para mortalidade infantil pós-neonatal. **Revista Paulista de Pediatria**, São Paulo, v. 26, n. 2, p. 156-60, 2008.

BEZERRA FILHO, J. G. et al. Distribuição espacial da taxa de mortalidade infantil e principais determinantes no Ceará, Brasil, no período 2000-2002. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 23, n. 5, p. 1.173-1.185, 2007.

CALDEIRA, A. P.; FRANÇA, E.; GOULART, E. A. M. Mortalidade infantil pós-neonatal evitável: o que revelam os óbitos em domi-

cílio. **Revista Brasileira de Saúde Materno Infantil**, Recife, v. 2, n. 3, p. 263-274, 2002.

CÉSAR, C. C.; MIRANDA-RIBEIRO, P.; ABREU, D. M. X. Efeito-idade ou efeito-pobreza? Mães adolescentes e mortalidade neonatal em Belo Horizonte. **Revista Brasileira de Estudos de População**, Campinas, v.17, n.1/2, p.177-196, 2000.

DUARTE, C. M. R. Reflexos das políticas de saúde sobre as tendências da mortalidade infantil no Brasil: revisão da literatura sobre a última década. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 23, n. 7, p. 1.511-1.528, 2007.

ECDKN. Total environment assessment model for early child development. Evidence report. **Background document of the Early Child Development Knowledge Network of the Commission on Social Determinants of Health**. Geneva, World Health Organization, 2007.

ELSHIBLY, E. M.; SCHMALISCH, G. The effect of maternal anthropometric characteristics and social factors on gestational age and birth weight in Sudanese newborn infants. **BMC Public Health**, v. 8, p. 244, 2008.

FRANÇA, E.; LANSKY, S. Mortalidade infantil neonatal no Brasil: situação, tendências e perspectivas. **Informe de Situação e Tendências: Demografia e Saúde**. Rede Interagencial de Informações para a saúde – RIPSAs. 2008.

FORT et al. Association between maternal birth, and newborn characteristics and neonatal mortality in five Asian countries. **Macro International Inc**. Calverton, Maryland, USA, 2008.

GASPAR, M. C. et al. **Moçambique, Inquérito Demográfico e de Saúde, 1997**. Calverton, Maryland, USA: Instituto Nacional de Estatística e Macro International Inc., Maputo, 1998.

HAIDAR, F.H.; OLIVEIRA, U.F.; NASCIMENTO, L. F. C. Escolaridade materna: correlação com os indicadores obstétricos. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 17, n. 4, p. 1.025-1.029, 2001.

HOSMER, D. W.; LEMESHOW, S. **Applied logistic regression**. 2 ed. New York: John Wiley & Sons, Inc., 2000.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTATÍSTICA – INE. **Moçambique, Inquérito Demográfico e de Saúde 2003**. Maputo: Instituto Nacional de Estatística, Ministério da Saúde, ORC Macro/DHS Program, 2005.

_____. **Resultados definitivos do III Recenseamento geral da população e habitação 2007**, 2009. Disponível em: <<http://www.ine.gov.mz>>. Acesso em: 19 nov. 2009.

JEHAN, I. et al. Neonatal mortality, risk factors and causes: a prospective population-based cohort study in urban Pakistan. **Bulletin World Health Organization**, New York, v. 87, p. 130–138, jan. 2009.

JOBIM, R.; AERTS, D. Mortalidade infantil evitável e fatores associados em Porto Alegre, Rio Grande do Sul, Brasil, 2000-2003. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 24, n. 1, p. 179-187, 2008.

KJÆRGAARD, H. et al. Obstetric risk indicators for labour dystocia in nulliparous women: a multi-centre cohort study. **BMC Pregnancy and Childbirth**, v. 8, n. 45, October 2008.

LIMA, L. C. **Diferenciais de mortalidade infantil no Brasil, por idade da mãe e da criança**. Dissertação (Mestrado em Demografia). Belo Horizonte, Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, 2009.

MACASSA, G. et al. Inequalities in child mortality in Mozambique: differentials by parental socio-economic position. **Social Science & Medicine**, England, v. 57, n. 12, 2003.

MAHY, M. **Childhood mortality in the developing world: a review of evidence from the demographic and health surveys**. Calverton, Maryland: ORC Macro, 2003 (DHS Comparative Reports, n. 4).

MARKOVITZ, B. P et al. Socioeconomic factors and adolescent pregnancy outcomes:

distinctions between neonatal and post-neonatal deaths? **BMC Public Health**, London, v. 5, n. 79, 2005.

MINISTÉRIO DA SAÚDE DE MOÇAMBIQUE. **Plano Integrado para o Alcance dos Objectivos de Desenvolvimento do Milênio n. 4 e 5 2009-2013 (2015)**. Direcção Nacional para a Promoção da Saúde e Controle da Doença – Departamento de Saúde Infantil, Reprodutiva e Adolescentes, 2008.

MISHRA, V.; RETHERFORD, R. D. The effect of antenatal care on professional assistance at delivery in rural India. **ORC Macro**. Calverton, Maryland, 2006.

MORGAN-ORTIZ, F.; CINCO-SÁNCHEZ, A.; DOURIET-MARÍN, F. A.; BAÉZ-BARRARA, J.; MUNOZ-ACOSTA, J.; OUSNA-RAMIREZ, I. Sociodemographic and obstetric factors associated with preterm birth. **Ginecol Obstet Mex**, v. 78, n. 2, p. 103-9, 2010.

NSO & ORC MACRO. Malawi Demographic and Health Survey 2004. **National Statistical Office (NSO) [Malawi] & ORC Macro**. Calverton, Maryland, 2005.

OLESZCZUK, J. J.; KEITH, L. G.; OLESZCZUK, A. K. The paradox of old maternal age in multiple pregnancies. **Obstetrics and Gynecology Clinics of North America**, Philadelphia, v. 32, n. 1, p. 69-80, 2005.

OZALP, S. et al. Health risks for early (≤ 19) and late (≥ 35) childbearing. **Arch Gynecol., Obstet**, Eskisehir, n. 268, p. 172-174, Aug. 2003.

PATTENDEN, S.; CASSON, K.; COOK, S.; DOLK, H. Geographical variation in infant mortality, stillbirth and low birth weight in Northern Ireland, 1992-2002. **J Epidemiol Community Health**, n. 30. Aug. 2010 [Epub ahead of print].

PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO – PNUD. **Relatório de Desenvolvimento Humano 2007/2008**. Combater as alterações climáticas: solidariedade humana num mundo dividido. New York: Palgrave Macmillan, 2007.

_____. **Relatório Nacional do Desenvolvimento Humano de Moçambique 2008**.

O papel das tecnologias de informação e comunicação na realização dos objectivos de desenvolvimento do milênio. Centro de Documentação e Pesquisa para África Austral (SARDC). Moçambique, Maputo, 2008.

_____. **Relatório de desenvolvimento humano 2009**. Ultrapassar barreiras: mobilidade e desenvolvimento humanos. New York: Palgrave Macmillan, 2009. Disponível em: <http://hdr.undp.org/en/media/HDR_2009_PT_Complete.pdf>. Acesso em: 20 nov. 2009.

REMOALDO, P. C. A. **Desigualdades territoriais e sociais subjacentes à mortalidade infantil em Portugal**. Textos universitários de ciências sociais e humanas. Fundação Calouste Gulbenkian, Fundação para a Ciência e Tecnologia. 2002.

SASS, N.; FIGUEREDO JUNIOR, A. R.; SIQUEIRA, J. M.; SILVA, F. R.; SATO, J. L.; NAKAMURA, M. U.; SOUSA, E. D. Maternal and perinatal outcomes in Bolivian pregnant women in the city of São Paulo: a cross-sectional case-control study. **Rev. Bras. Ginecol. Obstet.**, v. 32, n. 8, p. 398-404, Aug. 2010.

SHARMA, V. et al. Young maternal age and the risk of neonatal mortality in rural Nepal. **Archives of Pediatrics & Adolescent Medicine**, Chicago, v. 162, n. 9, p. 828-835, 2008.

SILVA, C. F. et al. Fatores de risco para mortalidade infantil em município do Nordeste do Brasil: linkage entre bancos de dados de nascidos vivos e óbitos infantis – 2000 a 2002. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, São Paulo, v. 9, n. 1, p. 69-80, 2006.

TITALEY, C. R. et al. Determinants of neonatal mortality in Indonesia. **BMC Public Health**, Sidney, v. 8, p. 232, 2008. Disponível em: <<http://www.biomedcentral.com/1471-2458/8/232/prepub>>. Acesso em: 15 nov. 2009.

WHO. Infant and child mortality in the Third World. Mortalité infantile et juvenile dans le Tiers Monde. **Inter-centre Cooperative Research Programme**. Paris, 1983 (Project n. 1. Final Report).

_____. **Neonatal and perinatal mortality:** country, regional and global estimates. Geneva: World Health Organization, 2006. Disponível em: <http://libdoc.who.int/publications/2006/9241563206_eng.pdf>. Acesso em: 04 out. 2009.

_____. **The world health report 2005:** make every mother and child count. World Health Organization, 2005. Disponível em: <http://www.who.int/whr/2005/whr2005_en.pdf>. Acesso em: 18 out. 2010.

Resumen

Factores asociados a los óbitos neonatales e postneonatales en Mozambique

Este trabajo procura describir y analizar los factores asociados a los óbitos neonatales y postneonatales en Mozambique, entre 1998 y 2003, en base a la información de *Demographic and Health Survey* (DHS). Se utilizaron las distribuciones de frecuencia de las características seleccionadas, conforme el segmento neonatal y postneonatal. Se empleó, también, la regresión logística de respuesta binaria, múltiple, con entrada secuencial de las variables, de forma que se pudiese verificar el cambio en la magnitud y la relevancia de los coeficientes. Entre algunos de los resultados obtenidos, se destacan los factores que se relacionaron de forma inequívoca con el aumento de la probabilidad de mortalidad neonatal y postneonatal: ser el primer hijo; tamaño pequeño al nacer; y residir en la región Norte. La edad de la madre entre 30 y 34 años se reveló como un elemento protector del óbito infantil en los dos segmentos, mientras que para la franja de los 10 a 19 años se presentó como un factor de aumento de la probabilidad de óbito postneonatal. El tamaño grande en el nacimiento se mostró como protector en el caso del segmento postneonatal, así como residir en la región Sur. Finalmente, el parto en el domicilio se reveló deletéreo para el óbito postneonatal.

Palabras-clave: Mozambique. Mortalidad infantil. Mortalidad neonatal. Mortalidad postneonatal.

Abstract

Factors related to neonatal and post-neonatal mortality in Mozambique

This article describes and analyzes factors related to neonatal and post-neonatal deaths in Mozambique between 1998 and 2003, based on information from the Demographic and Health Survey (DHS). Distributions in the frequency of the selected characteristics for the neonatal and post-neonatal segments were studied. Multiple logistic regression with binary responses, and sequential entrance of the variables were used in order to verify changes in the levels and significance of the coefficients. The most important findings are related to the unequivocal associated factors in the odds of neonatal and post-neonatal deaths, such as being the first child, small size at birth, and residence in the northern region of the country. Mothers' being between the ages of 30 and 34 was seen as a protective element against infant mortality in both segments. In contrast, mothers being in the age group between 10 and 19 was shown to be a factor that increased odds of post-neonatal death. Size at birth was also seen as a factor of protection for the post-neonatal segment, as was residence in the southern region of Mozambique. Finally, the death rate was lower among post-neonatal newborns who were given birth at home.

Keywords: Mozambique. Infant mortality rate. Neonatal mortality. Post-neonatal mortality.

Recebido para publicação em 28/10/2010

Aceito para publicação em 22/02/2011