

Efeito-idade ou efeito-pobreza? Mães adolescentes e mortalidade neonatal em Belo Horizonte *

Cibele Comini César **
Paula Miranda Ribeiro ***
Daisy Maria Xavier de Abreu ****

O objetivo deste trabalho é testar a relação entre idade da mãe e mortalidade neonatal para Belo Horizonte em 1993. Será que o fato de a mortalidade neonatal ser mais elevada entre as crianças filhas de mães adolescentes é um simples efeito-idade, segundo o qual mães jovens não estariam fisiologicamente prontas para uma gravidez em termos de peso, altura e desenvolvimento do aparelho reprodutivo, fazendo com que crianças nascidas destas mães tenham maior risco de morrer neste período? Ou será que a maior mortalidade neonatal entre crianças filhas de mães adolescentes se deve a um efeito-pobreza — o baixo status socioeconômico destas mães? Com base nos dados do SIM e SINASC e em modelos logísticos, os resultados indicam que a idade da mãe não parece ter um efeito independente importante sobre a mortalidade neonatal. A introdução da educação da mãe no modelo explica parte considerável do risco atribuído ao fato de a mãe ser ainda adolescente. Portanto, o efeito-pobreza parece ser mais importante.

Entre o início da década de 60 e o ano de 1996, a taxa de fecundidade total (TFT) caiu de 6,2 para 2,2 filhos por mulher no Brasil. Apesar desta queda, a TFT entre as adolescentes não se reduziu. Cresceu a porcentagem das adolescentes que se tornaram mães, passando de 6,5% das adolescentes nas áreas urbanas e 10% nas áreas rurais em 1970 para 9,6% e 13%, respectivamente, em 1986 (Henriques *et al.*, 1989). Em 1996, a proporção de adolescentes brasileiras de 15 a 19 anos que tiveram filhos era de 14,9% (Camarano, 1998). Houve, ainda, uma redução da idade ao dar à luz. Em 1976, 30% dos nascimentos

oriundos de mães adolescentes ocorreram entre jovens de 17 anos e menos, enquanto em 1984 esta faixa etária foi responsável por 36% dos nascimentos entre mães adolescentes (Henriques *et al.*, 1989). De acordo com os censos demográficos, a participação percentual do grupo etário 15-19 na TFT cresceu de 9,1% em 1980 para 14,1% em 1991 (Melo, 1996).

Assim como o Brasil, Minas Gerais também sofreu uma redução considerável na TFT nos últimos 15 anos — de 4,3 filhos por mulher em 1980 para 2,6 filhos por mulher em 1991 e 2,2 filhos por mulher em 1995. Apesar desta queda, a contribuição das

*Projeto SHA 74696, financiado pela FAPEMIG — Fundação do Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais. Somos gratas a Maria Angélica de Salles Dias e Celeste de Souza Rodrigues, do Núcleo de Epidemiologia da Secretaria Municipal de Saúde de Belo Horizonte, pelo acesso aos dados compatibilizados do SIM e SINASC, a Diana Sawyer pelos comentários a uma versão preliminar e a Adriana Miranda Ribeiro pela formatação.

**Professora adjunta do Departamento de Estatística e pesquisadora do Cedeplar/UFMG.

***Professora adjunta do Departamento de Demografia e pesquisadora do Cedeplar/UFMG.

****Pesquisadora do NESCON, Faculdade de Medicina/UFMG.

mulheres de menos de 20 anos na TFT aumentou substancialmente no mesmo período, passando de 7,2% em 1980 para 12,5% em 1991 e 14% em 1995 (Oliveira & Wong, 1998). No caso da região metropolitana de Belo Horizonte (RM Belo Horizonte), apesar de a TFT ter passado de 3,8 filhos por mulher em 1980 para 2,3 filhos por mulher em 1991 e 2,15 filhos por mulher em 1994, a participação relativa dos grupos etários mais jovens também aumentou (Andrade, 1998).

Na Demografia, o tema gravidez na adolescência tem sido tradicionalmente tratado sob a perspectiva dos possíveis custos pessoais, familiares, sociais e financeiros que uma gravidez pode ocasionar para a mãe jovem. Além destes custos, uma outra consequência para a mãe adolescente é o risco de morbidade e mortalidade materna nos casos em que a gravidez não é desejada e resulta em aborto (Henriques et al., 1989; Melo, 1996). Além dos riscos para a mãe, uma gravidez na adolescência também pode ter consequências negativas para os filhos nascidos destas mães (Camarano, 1998). A literatura sugere que filhos de mães adolescentes estariam sob maior risco de morrer durante o primeiro ano de vida se comparados às crianças nascidas de mães que têm seus filhos após os 20 anos de idade. No entanto, não há consenso em relação ao mecanismo pelo qual a idade opera. Alguns autores argumentam a favor do efeito-idade — mães jovens não estariam fisiologicamente prontas para uma gravidez em termos de peso, altura e desenvolvimento do aparelho reprodutivo. Desta forma, crianças nascidas de mães jovens estariam sob maior risco de morrer durante o primeiro ano de vida (Pampel & Pillai, 1986). Outros autores, ao levar em conta o *status* socioeconômico das mães jovens cujos filhos morrem antes de completar o primeiro ano de vida, acreditam que o que está por trás dos maiores níveis de mortalidade neonatal neste grupo é a pobreza, já que as mães mais jovens tendem a ser de renda mais baixa e, por esta razão, têm menos acesso à assistência médica e piores condições de saúde (Geronimus, 1987; Geronimus & Korenman, 1988). Desta

forma, a idade da mãe seria não um mero determinante fisiológico da mortalidade neonatal, mas sim um determinante resultante de outros fatores socioeconômicos e ambientais não contemplados na análise.

O objetivo deste trabalho é testar a hipótese de Geronimus (1987) sobre a relação entre idade da mãe e mortalidade neonatal para o caso de Belo Horizonte. Segundo a autora, o fato de a mortalidade neonatal nos Estados Unidos ser mais elevada entre as crianças filhas de mães adolescentes não é um simples efeito-idade, segundo o qual mães jovens não estariam fisiologicamente prontas para uma gravidez, fazendo com que crianças nascidas destas mães tenham maior risco de morrer neste período. Ao contrário, Geronimus argumenta que, em situações de pobreza, em que as condições de saúde das mulheres só tendem a se agravar com a idade, uma criança teria mais chances de sobreviver sendo filha de uma mãe adolescente. Portanto, ao invés de um efeito-idade, Geronimus acredita que a maior mortalidade neonatal entre crianças filhas de mães adolescentes se deve ao baixo *status* socioeconômico destas mães. Para testar a hipótese de Geronimus, utilizamos regressão logística e dados do SIM (Sistema de Informações de Mortalidade) e SINASC (Sistema de Informações de Nascidos Vivos) para Belo Horizonte em 1993. Os resultados indicam que a idade da mãe não parece ter um efeito independente muito importante sobre a mortalidade neonatal. A introdução da educação da mãe no modelo relacionando mortalidade neonatal com idade materna explica parte considerável do risco atribuído ao fato de a mãe ser ainda adolescente.

Determinantes da mortalidade neonatal entre filhos de mães adolescentes

Nas últimas décadas, com o declínio da mortalidade infantil no Brasil, observou-se uma mudança na importância relativa dos componentes neonatal (menos de 28 dias) e pós-neonatal (28 dias até < 1 ano). Houve uma maior redução da mortalidade no grupo pós-neonatal em virtude do controle

e combate de doenças com maior presença em crianças com mais de um mês de vida — diarreia, desnutrição e doenças preveníveis por vacinação (Fiocruz, 1999). A mortalidade neonatal, por sua vez, pelo fato de apresentar uma estrutura de causas de morte mais associada a fatores endógenos como anomalias congênitas e afecções perinatais, sofre o efeito de fatores biológicos como a idade da mãe e exige intervenções distintas daquelas tomadas para combater os fatores exógenos.¹ Este aspecto tem servido como argumento para reforçar a tese de que o risco maior de morrer dos filhos de mães adolescentes deve-se, basicamente, à sua condição biológica inadequada para uma gravidez, determinada pela pouca idade (Pampel & Pillai, 1986). A gravidez em adolescentes é considerada de alto risco em função de aspectos fisiológicos como peso, estatura, estado nutricional e desenvolvimento do aparelho reprodutivo da mãe. Entretanto, os riscos biológicos são agravados pelas condições socioeconômicas, culturais e psicológicas em que vivem estas adolescentes, já que a proporção de mães adolescentes é, em geral, maior entre a população mais pobre, onde a desnutrição e o baixo nível de escolaridade estão mais presentes e o acesso à assistência médica é mais limitado (Gale *et al.*, 1989; Victora *et al.*, 1989). Portanto, o fenômeno da maior incidência de óbitos neonatais de filhos de mães adolescentes também deve levar em conta fatores de natureza exógena.

Os estudos voltados para a análise dos fatores de risco que explicariam a maior incidência de óbitos de filhos de mães adolescentes procuram, muitas vezes, a associação existente entre variáveis como peso ao nascer, ordem de nascimento, idade gestacional, idade materna, raça e nível de escolaridade da mãe (Puffer & Serrano, 1975; Bross & Shapiro, 1982; Paneth *et al.*, 1982; McCormick *et al.*, 1984). Em geral, os resultados indicam que filhos de mães

jovens têm um aumento no risco de consequências adversas no período neonatal, principalmente como um reflexo do peso ao nascer. No entanto, estas crianças continuam com um risco maior de morrer e adoecer no período pós-neonatal devido à inexperience das mães jovens e das condições socioeconômicas precárias que têm caracterizado a vida destas mães.

Outros estudos destacam o fato de que a ausência de serviços de atendimento pré-natal ou o acesso limitado aos mesmos atuam sobre o peso ao nascer e a prematuridade. Muitas vezes, a melhoria dos cuidados médicos na atenção pré-natal no parto e pós-parto tem um efeito significativo na redução dos níveis da mortalidade neonatal (Paneth *et al.*, 1982; Laurenti & Buchalla, 1985; Souza & Gotlieb, 1993; Duchiate & Andrade, 1994; Fiocruz, 1999). No caso das mães adolescentes, a realização de um acompanhamento pré-natal adequado reduz o risco de mortalidade neonatal, já que este cuidado refere-se a alguns problemas específicos do parto e até mesmo orienta as mães sobre certos cuidados imediatos do recém-nascido (Dias *et al.*, 1995). Quando uma adolescente grávida recebe uma boa atenção pré-natal, obtêm-se os mesmos resultados obstétricos e perinatais de uma paciente adulta que recebe a mesma atenção (Griffiths *et al.*, 1995). Na análise do efeitos das condições socioeconômicas na sobrevivência de filhos de mães jovens, argumenta-se que a influência da idade da mãe na saúde da criança é transmitida através do ambiente em que elas vivem. Filhos de mães jovens que vivem sozinhas apresentam piores condições de saúde se comparados aos filhos de mães adolescentes casadas ou que vivem com sua família (Baldwin & Cain, 1980). A importância das práticas culturais relacionadas ao cuidado na gravidez e com o recém-nascido contribui na elucidação das relações causais entre fatores sociais e mortalidade infantil (Williams *et al.*, 1986; Cramer, 1987).

¹ No caso de Belo Horizonte, a mortalidade neonatal representava, em 1993, cerca de 56,5% do total dos óbitos infantis. Para o Brasil como um todo, neste mesmo ano, a proporção era de 50% do total (SIM/Datasus, 1999).

É necessário, ainda, considerar outras variáveis para explicar por que certos grupos têm alto risco de mortalidade infantil. Entre elas, destacam-se fatores fisiológicos (saúde da mãe, nutrição, uso de fumo, álcool e outras drogas), fatores sociais (pobreza, ignorância, atitudes e crenças em relação ao cuidado médico, disponibilidade e eficácia dos serviços médicos, barreiras sociais e legais como discriminação racial, direitos legais dos adolescentes e regras de bem-estar). Além destes, é preciso considerar outras variáveis intervenientes entre peso ao nascer e atenção pré-natal tais como a exposição a substâncias tóxicas, cuidados pós-parto, práticas de cuidado do bebê, acidentes e violência na família (Cramer, 1987).

Nesta perspectiva, a grande crítica que se faz aos estudos que relacionam mortalidade neonatal com idade da mãe é o não controle por variáveis não observáveis tais como características da família. Recentemente, Hoffman et al. (1993) propuseram uma comparação entre as mães adolescentes e as suas irmãs e concluíram que este controle reduz mas não elimina as conseqüências negativas associadas à gravidez na adolescência. Geronimus & Korenman (1993) disputam esta conclusão e sugerem que a questão deve ser mais aprofundada com o uso de outras metodologias, inclusive qualitativas. Nesta linha, Scheper-Hughes (1992) faz um belo estudo etnográfico da mortalidade infantil numa comunidade pobre em Pernambuco e sugere que, além dos fatores socioeconômicos, a negligência e as estratégias desenvolvidas pelas mães para lidar com a morte de seus filhos têm um papel fundamental no entendimento da mortalidade infantil entre populações de baixa renda.

Em suma, a discussão sobre a relação entre idade da mãe e mortalidade neonatal deve considerar que, como a distribuição dos nascimentos segundo a idade materna não é aleatória, fatores biológicos e sociais influenciam a fecundidade em mães jovens

e a mortalidade neonatal. Há evidências suficientes da associação entre idade materna e mortalidade neonatal, mas o que precisa ser esclarecido é se a variável *idade da mãe* é um indicador dos efeitos da idade ou se representa uma *proxy* dos fatores socioambientais que estão relacionados tanto com a idade materna quanto com a mortalidade neonatal (Geronimus, 1987).

O esquema analítico proposto por Mosley & Chen (1984) é um importante instrumental para estudos desta natureza. Segundo estes autores, os determinantes socioeconômicos da mortalidade infantil atuam através de mecanismos biológicos, ou determinantes próximos, que têm efeitos sobre a sobrevivência da criança. A chave do modelo é a identificação de um conjunto de determinantes próximos ou variáveis intervenientes que diretamente influenciam o risco de morbi-mortalidade.²

Estudos de mortalidade em contextos mais particularizados permitem identificar aspectos da heterogeneidade sociocultural e ambiental da população muitas vezes não observados ou controlados, e que ainda assim atuam sobre os determinantes próximos da mortalidade neonatal. Além disso, em situações nas quais a mortalidade neonatal responde pela maior parte dos óbitos infantis e, portanto, a relação entre fatores biológicos e sociais torna-se mais complexa, fica cada vez mais difícil encontrar apenas um fator explicativo para as tendências observadas. Neste contexto, torna-se necessário trabalhar na perspectiva de um processo de doença crônica com origens multifatoriais e deixar de lado a idéia de um fenômeno agudo de causa única (Mosley & Chen, 1984).

O presente trabalho procura indicar as possíveis interações entre os determinantes socioeconômicos e os mecanismos biológicos que resultem em uma maior mortalidade neonatal em filhos de mães adolescentes, focalizando o caso de Belo Horizonte no ano de 1993, a

² Os determinantes próximos são agrupados em cinco categorias: fatores maternos (idade, parturição, intervalo entre nascimentos), contaminação ambiental (do ar, água, solo, alimentos), deficiência nutricional (de calorias, protéica, micronutrientes), lesões (acidentais e intencionais) e controle pessoal das doenças (medidas preventivas pessoais e cuidados médicos).

partir de variáveis disponíveis no SIM e SINASC.³

Metodologia

Os dados utilizados no trabalho foram obtidos através do registro civil de Belo Horizonte para 1993, com base no SINASC (Sistema de Informações de Nascidos Vivos) e no SIM (Sistema de Informações de Mortalidade).⁴ A análise se divide em duas etapas: descrição dos dados e ajuste do modelo de regressão logística.⁵ As variáveis utilizadas foram idade da mãe, nível educacional, sexo da criança, tipo de parto e duração da gestação.

A descrição dos dados foi feita através do cruzamento das variáveis explicativas com o indicador de morte no período neonatal, com a finalidade de determinar possíveis fatores relacionados com o evento de interesse (mortalidade neonatal). Aquelas variáveis que mostraram estar relacionadas com a mortalidade neonatal foram posteriormente cruzadas com as variáveis de interesse – idade materna e educação da mãe – para verificar a necessidade de incluí-las no modelo de regressão logística múltipla, como fatores de confusão.

Modelo de regressão logística

Considerando a variável de interesse indicador de morte no período neonatal, o modelo de regressão adequado é o modelo logístico, que modela o logito da probabilidade de morte no período neonatal como função do vetor de variáveis explicativas.

Modelando a probabilidade de ocorrência do evento pela função

$$P(Y = 1 | x) = \frac{e^{\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_p x_p}}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_p x_p}}$$

e aplicando a transformação logit definida

$$\text{por } \ln \left[\frac{P(Y = 1 | x)}{P(Y = 0 | x)} \right], \text{ obtém-se uma função}$$

linear nos parâmetros, assumindo valores em toda a reta real e gozando de diversas propriedades do modelo de regressão linear. Tem-se, então, o modelo

$$g(x) = \ln \left(\frac{P(Y = 1 | x)}{P(Y = 0 | x)} \right) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_p x_p$$

Lembrando que a chance (*odds*) de ocorrência de um evento é dada por $P(Y=1)/P(Y=0)$, β_0 é o logaritmo natural da chance de sucesso quando $x = (0, 0, \dots, 0)$ e β_1 é a mudança no logaritmo da chance para uma mudança unitária em X_1 , considerando as outras variáveis explicativas fixas. Logo, $\exp(\beta_0)$ estima a chance de sucesso na linha de base e $\exp(\beta_1)$ estima a mudança na chance de sucesso decorrente de mudança unitária de X_1 , para as demais variáveis explicativas fixas. Estas interpretações se aplicam ao modelo que não contém interações entre as variáveis explicativas do modelo.

Considerando dois indivíduos com vetores de variáveis explicativas x e x^* , respectivamente, a razão de chance de sucesso ou *odds ratio* é definida pelo quociente entre as chances relativas aos dois indivíduos. Esta interpretação de β em termos de chance e razão de chances é um

³ As variáveis disponíveis no SINASC são: município de ocorrência, data de nascimento, sexo, peso ao nascer, duração da gestação, tipo de gravidez, tipo de parto, nome da mãe, idade da mãe, grau de instrução da mãe, endereço da mãe, área de risco e evolução (morreu/não morreu). No SIM, as variáveis disponíveis são: data do óbito, idade do óbito, causa básica e classificação internacional de doenças (Brasil 2).

⁴ Uma análise mais detalhada da qualidade dos dados do SIM e do SINASC de Belo Horizonte para 1993 está em andamento e será objeto de trabalho futuro.

⁵ Considerando que pode haver homogeneidade no comportamento das adolescentes residentes na mesma região, está em fase de elaboração o ajuste através de modelo logístico hierárquico, utilizando o local de residência como fator de agrupamento.

dos motivos que torna o modelo logístico atrativo para modelar a probabilidade de sucesso.

Análise dos resultados

Descrição dos dados

Os dados utilizados na análise foram obtidos da concatenação ("merge") dos bancos de dados do SIM e do SINASC de 1993. As variáveis utilizadas para tal foram *nome da mãe* e *data de nascimento*, disponíveis nos dois bancos. Somente para 0,38% das DOs (declarações de óbitos), não foram encontradas as DNs (declarações de nascimentos) correspondentes.⁶ As variáveis idade materna, nível educacional, local de residência, tipo de gravidez, tipo de parto, idade gestacional e endereço foram selecionadas do SINASC, sempre que disponíveis. O SIM forneceu a idade do óbito e as informações para as demais variáveis, quando estas não estavam disponíveis no SINASC. Portanto, o eixo de análise são os nascidos vivos. Para que pudéssemos cobrir toda a coorte nascida em 1993, analisamos os nascimentos ocorridos entre 1º de janeiro e 31 de dezembro de 1993 e as mortes que aconteceram entre 1º de janeiro de 1993 e 27 de janeiro de 1994.⁷

No período em estudo, foram registrados 41.242 nascidos vivos de mães residentes em Belo Horizonte, dos quais 762 morreram no período neonatal (18,5/1000 NV). Entre os nascimentos registrados, 978 eram de gravidez múltipla e foram excluídos da análise, uma vez que é sabido que existe um risco aumentado de morte associado a estes nascimentos.⁸ Foram excluídos também os dados relativos a 480 crianças em cujos registros não constava informação sobre idade materna. Entre estas crianças, foram observados 33 óbitos, levando a uma taxa de mortalidade neonatal de 68,8 por mil nascidos vivos. Aplicados os critérios de exclusão, resultaram 39.783 crianças (96,5% dos nascidos vivos do ano), as quais foram consideradas neste trabalho. Destas, 652 morreram no período neonatal, resultando em uma taxa de mortalidade neonatal de 16,4 por mil nascidos vivos. A distribuição dos nascimentos e mortes por idade da mãe é apresentada na Tabela 1 abaixo.

Observa-se uma sobremortalidade no período neonatal entre filhos de mães com idade inferior a 20 anos, quando comparados com crianças nascidas de mulheres acima desta idade. De acordo com a literatura, também é esperado um aumento da mortalidade neonatal entre mães de idade mais avançada. Embora este aumento

TABELA 1
Número de nascimentos e taxa de mortalidade neonatal, segundo idade da mãe

| Idade da Mãe | Número de Nascimentos | Número de Mortes | Taxa de Mortalidade Neonatal |
|--------------|-----------------------|------------------|------------------------------|
| <15 | 136 | 3 | 22,1 |
| [15;20) | 5.489 | 112 | 20,4 |
| [20;30) | 22.951 | 357 | 15,6 |
| [30;40) | 10.500 | 167 | 15,9 |
| 40 e mais | 707 | 13 | 18,4 |
| Total | 39.783 | 652 | 16,4 |

Fonte: Núcleo de Epidemiologia/Secretaria Municipal de Saúde de Belo Horizonte.

⁶ Detalhes sobre o procedimento podem ser encontrados em Dias et al. (1995).

⁷ O óbito neonatal de uma criança nascida em 31 de dezembro de um determinado ano pode ocorrer até 27 de janeiro do ano seguinte.

⁸ Entre os 978 nascidos vivos de gravidez múltiplas foram observados 77 óbitos, o que fornece uma taxa de mortalidade neonatal de 78,7/1000 NV — bem superior à taxa observada para o grupo como um todo (18,5/1000 NV).

tenha de fato sido observado, não foi comparável ao observado nas faixas etárias iniciais.⁹ Considerando os grupos etários intermediários, [20;30) e [30;40), estes parecem não diferir com relação à mortalidade neonatal.

Um fator a se considerar no estudo do relacionamento da mortalidade no período neonatal com a idade materna é a influência que pode estar sendo exercida pela educação. Se o nível educacional for diferenciado por faixa etária, esta diferença pode levar a um aumento aparente no efeito da idade ou a uma redução ou até mesmo eliminação deste efeito, dependendo de os dois fatores estarem atuando no mesmo sentido ou em sentidos opostos.

Na Tabela 2 apresentamos a distribuição das mães segundo o nível educacional e a sobrevivência do filho no período neonatal. Embora os dados sobre nível educacional estejam disponíveis no SIM de forma mais desagregada, optou-se por trabalhar com o fator neste nível de agregação por duas razões. Em primeiro lugar, a análise descritiva considerando o nível educacional da forma como apresentada no SIM não ofereceu ganhos significativos no entendimento das relações. Em segundo lugar, o pequeno número de adolescentes nos níveis mais elevados de educação dificultaria a estimação do

modelo de regressão logística múltipla. Para as mulheres nos dois primeiros grupos etários, não se espera que elas tenham alcançado nível de instrução superior. Eventualmente, pode-se observar egressas de cursos de pequena duração, como as licenciaturas curtas. É preciso cautela com o grupo de adolescentes mais jovens, já que algumas delas não terão concluído nem mesmo o primeiro grau. No entanto, como houve apenas 136 nascimentos de mães menores de 15 anos, isto não compromete a nossa análise.

Como se observa pelas informações contidas na Tabela 2, há uma clara relação entre o nível de instrução da mãe e a mortalidade no período neonatal. De fato, a taxa de mortalidade neonatal relativa ao grupo de mulheres sem instrução é o dobro da taxa observada para o grupo de mulheres com, pelo menos, primeiro grau completo. Observando a evolução da taxa, pode-se verificar uma taxa constante de decréscimo, com o aumento do nível educacional. De fato, atribuindo os rótulos 1, 2 e 3 para os níveis educacionais *Nenhuma*, *1º grau incompleto* e *1º grau completo ou mais*, respectivamente, e construindo um diagrama de dispersão, podemos notar a disposição das taxas praticamente sobre a linha reta de coeficiente angular igual a -6.29. Tal fato é ilustrado na Figura 1.¹⁰

TABELA 2
Número de nascimentos e taxa de mortalidade neonatal, segundo o nível educacional da mãe

| Nível Educacional | Número de Nascimentos | Número de Mortes | Taxa de Mortalidade Neonatal |
|--------------------------|-----------------------|------------------|------------------------------|
| Nenhuma | 1.174 | 29 | 24,7 |
| 1º grau incompleto | 21.220 | 393 | 18,5 |
| 1º grau completo ou mais | 15.685 | 190 | 12,1 |
| Subtotal | 38.079 | 612 | 16,1 |
| Não Informado | 1.704 | 40 | 23,5 |
| Total | 39.783 | 652 | 16,4 |

Fonte: Núcleo de Epidemiologia/Secretaria Municipal de Saúde de Belo Horizonte.

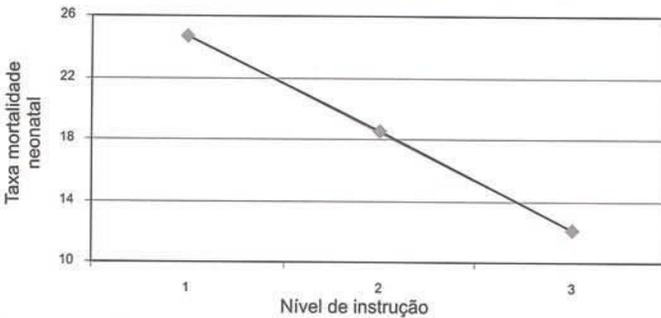
⁹ Com relação a este grupo etário e ao grupo de mulheres com idade inferior a 15 anos, é importante ter cautela na análise devido à grande flutuação das taxas, decorrente do pequeno número observado de eventos.

¹⁰ Esta mesma tendência linear é observada quando os dados relativos à educação são analisados de forma mais desagregada. Evidentemente, quando se trabalha com o nível de instrução mais desagregado, o coeficiente angular é alterado, com a reta apresentando menor declividade (-3.97).

Considerando que o objetivo do trabalho é procurar determinar em que grau as condições socioeconômicas da mãe explicam o relacionamento entre a idade materna e a mortalidade neonatal, a existência de 1.704 registros sem informação sobre o nível educacional da mulher pode ser fator de inquietação. Se estas observações se encontram distribuídas de forma independente da idade da mãe, o problema pode não ser muito grave, uma vez que elas não representam uma fração muito grande do total da amostra, podendo, inclusive, ser excluídas da análise. Se, por outro lado, a distribuição etária das mães sem informação sobre nível educacional for muito diferente das demais mulheres na amostra, os resultados podem ficar comprometidos por esta limitação nos dados.

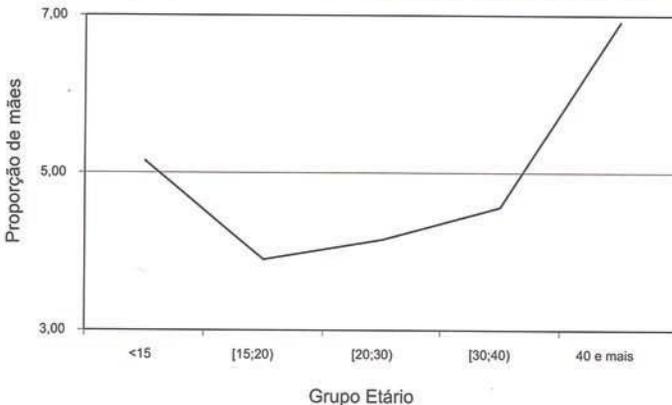
Na Figura 2, apresentamos a distribuição das mães segundo a idade e o conhecimento do nível educacional materno. Verifica-se que as mulheres nos grupos etários extremos apresentam uma maior porcentagem de registros sem informação sobre educação. A hipótese de independência entre idade da mãe e situação de conhecimento do nível educacional foi testada através do teste do qui-quadrado e obteve-se Valor P (probabilidade de significância) de 0,000, descartando a hipótese de independência entre as variáveis. Em outras palavras, as mães que não declararam o nível de instrução não estão igualmente distribuídas entre os grupos etários. Com isso, estas mulheres terão que ser consideradas na análise, em categoria especial.

FIGURA 1
Taxa de mortalidade neonatal e instrução da mãe



Fonte: Núcleo de Epidemiologia/Secretaria Municipal de Saúde de Belo Horizonte.

FIGURA 2
Proporção de nível educacional ignorado, segundo idade da mãe



Fonte: Núcleo de Epidemiologia/Secretaria Municipal de Saúde de Belo Horizonte.

Uma questão adicional que se coloca no que concerne à idade e ao nível educacional da mãe é a distribuição de uma variável segundo a outra. Estariam as mulheres distribuídas de maneira independente por idade e nível educacional, ou existiria uma tendência de mulheres mais velhas estarem mais representadas em determinado nível educacional? A Tabela 3 mostra o relacionamento entre o nível educacional e a idade da mãe.

Analisando a distribuição das mulheres segundo instrução e grupo etário, algumas observações se mostram pertinentes. Primeiramente, há uma maior representação das mulheres sem nenhuma instrução entre as mães mais idosas. Enquanto que, para o grupo como um todo, as mulheres com 40 anos e mais representam 1,8% do total, entre aquelas com nenhuma instrução sua participação é de 5,4%. Como consequência, espera-se uma redução da participação destas mulheres em grupos mais instruídos. O que se observa é uma menor participação na categoria 1º grau incompleto (1,4%), sem alteração no grupo mais instruído.

Para o grupo de mães com idade inferior a 15 anos, não se esperava participação expressiva no grupo com maior nível de instrução, uma vez que 14 anos é a idade de conclusão do 1º grau para quem progrediu adequadamente durante o

processo educacional. O que chama atenção neste grupo é a participação bem mais elevada que o esperado na categoria sem nenhuma instrução. Enquanto as mães com idade inferior a 15 anos representam 0,3% do contingente de mães, no grupo sem instrução elas representam 0,9%. Como o contingente de mães nesta faixa etária é muito pequeno, deve-se relativizar um pouco as diferenças encontradas. Considerando o grupo das mães na faixa etária 15 a 19 anos, vemos que elas se concentram na categoria 1º grau incompleto. Quando comparadas ao grupo mais jovem — idade inferior a 15 anos —, estas mães se mostram em posição de vantagem, uma vez que elas se encontram com uma participação menor que a esperada — sob a suposição de independência entre instrução e idade — no grupo sem nenhuma instrução. Os dados parecem sugerir que, embora as adolescentes em geral apresentem posição desfavorável no que concerne à instrução, as mães que têm filhos na adolescência, mas não tão precocemente, estão em situação de vantagem em relação àquelas que dão à luz em idade muito jovem.¹¹

A distribuição das mulheres segundo o nível de instrução é melhor visualizada na Figura 3, onde é apresentada a distribuição percentual das mulheres por grupo etário, segundo cada um dos níveis de instrução. Como a participação das mães muito jovens

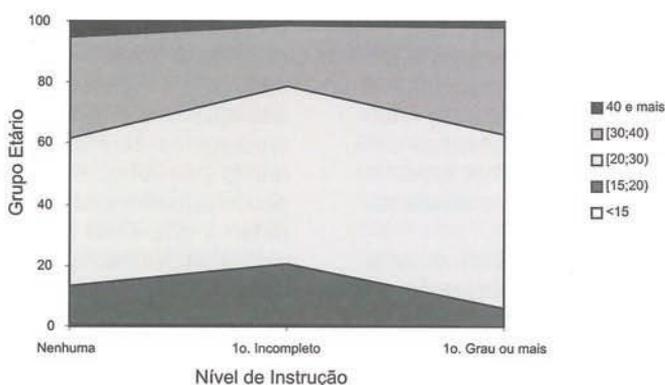
TABELA 3
Distribuição das mulheres segundo grupo etário e nível educacional

| Idade da Mãe | Nível Educacional | | | | Total |
|--------------|---------------------|----------------------|--------------------------|---------------------|-----------------------|
| | Nenhuma | 1º grau incompleto | 1º grau completo ou mais | Não Informado | |
| <15 | 11 (0,9) | 104 (0,5) | 14 (0,1) | 7(0,4) | 136(0,3) |
| [15;20) | 145(12,4) | 4.187 (19,7) | 943 (6,0) | 214(12,6) | 5.489(13,8) |
| [20;30) | 567(48,3) | 12.479 (58,8) | 8.951(57,1) | 954(60,0) | 22.951(57,7) |
| [30;40) | 388(33,1) | 4.143 (19,5) | 5.489(35,0) | 480(28,2) | 10.500(26,4) |
| 40 e mais | 63(5,4) | 307 (1,4) | 288 (1,8) | 49(2,9) | 707(1,8) |
| Total | 1.174(100,0) | 21.220(100,0) | 15.685(100,0) | 1.704(100,0) | 39.783 (100,0) |

Fonte: Núcleo de Epidemiologia/Secretaria Municipal de Saúde de Belo Horizonte.

¹¹ Esta observação faz sentido sob a suposição de que as mães adolescentes estão dando à luz o seu primeiro filho. Como não existe informação sobre parturição, a suposição não pode ser verificada.

FIGURA 3
Distribuição percentual das mulheres segundo grupo etário, por nível de instrução



Fonte: Núcleo de Epidemiologia/Secretaria Municipal de Saúde de Belo Horizonte.

(<15 anos) é pequena em relação ao total de mães, não se consegue visualizar seu comportamento no gráfico.

Com relação às idades centrais, verifica-se uma participação aproximadamente constante da faixa etária 20 a 30 anos nos níveis de instrução 1º grau incompleto e 1º grau completo ou mais. Sua participação é um pouco inferior no grupo das mulheres sem instrução. Lembrando que esta faixa etária, por razões biológicas, é bastante propícia à procriação no que concerne à sobrevivência dos filhos, a observação adicional de que estas mulheres estão sub-representadas no grupo sem instrução delineia um panorama ainda mais favorável.

Segundo a literatura, a faixa etária seguinte, que abrange as mulheres de 30 a 40 anos, também não apresenta aumento considerável de risco para a sobrevivência das crianças e parece ser constituída de dois subgrupos de mulheres. Enquanto, por um lado, apresenta maior participação no grupo das mães sem instrução, por outro lado tem participação expressiva no grupo das mulheres com instrução mais elevada.

Considerando o sexo dos recém-nascidos, das 39.783 crianças consideradas na análise, 63 (0,16%) não tinham informação sobre sexo. Das 39.720 crianças restantes, 20.284 (51,1%) eram do sexo masculino e 19.436 (48,9%), do sexo feminino. Em relação ao evento de interesse — morte no período neonatal — observa-se, como esperado, uma sobremortalidade entre os recém-nascidos do sexo masculino, como pode ser visto na Tabela 4. Como a distribuição do sexo é independente da idade (Valor $P=0,649$) e do nível educacional da mãe (Valor $P=0,539$), a variável sexo não é importante para o objetivo do nosso trabalho e não será considerada nas análises posteriores.

Considerando o tipo de parto, há uma tendência à maior utilização do parto espontâneo e do fórceps em mães muito jovens (idade inferior a 20 anos),¹² como pode ser visto na Tabela 5. As mulheres na faixa etária 30 a 40 anos, por outro lado, encontram-se sobre-representadas no parto operatório. Embora em menor grau, também as mulheres com idade superior a 40 anos apresentam maior concentração neste tipo de parto.

¹² Para 79 crianças, o tipo de parto não foi informado ou apareceu sob a rubrica "outro" (12 ocorrências), o que levou ao total encontrado na Tabela 5. Entre estas 79 crianças, 18 morreram no período neonatal, o que representa uma taxa de mortalidade neonatal de 227,8 mortes por 1000 nascidos vivos.

TABELA 4
Distribuição dos recém-nascidos segundo o sexo e a mortalidade neonatal

| Sexo | Número de Nascimento | Número de Mortes | Taxa de Mortalidade Neonatal |
|-----------------|----------------------|------------------|------------------------------|
| Masculino | 20.284 | 370 | 18,2 |
| Feminino | 19.436 | 280 | 14,4 |
| Subtotal | 39.720 | 650 | 16,4 |
| Não Informado | 63 | 2 | 31,7 |
| Total | 39.783 | 652 | 16,4 |

Fonte: Núcleo de Epidemiologia/Secretaria Municipal de Saúde de Belo Horizonte.

TABELA 5
Distribuição das mulheres segundo o grupo etário e o tipo de parto

| Idade da Mãe | Tipo de Parto | | | Total |
|--------------|---------------------|---------------------|-------------------|----------------------|
| | Espontâneo | Operatório | Fórceps | |
| <15 | 89(65,4) | 35(25,8) | 12(8,8) | 136(100,0) |
| [15;20) | 3.798(69,4) | 1.458(26,7) | 213(3,9) | 5.469(100,0) |
| [20;30) | 14.338(57,4) | 9.816(39,5) | 718(2,9) | 24.872(100,0) |
| [30;40) | 3.998(45,5) | 4.603(52,4) | 179(2,1) | 8.780(100,0) |
| 40 e mais | 228(51,0) | 208(46,5) | 11(2,5) | 447(100,0) |
| Total | 22.451(56,5) | 16.120(40,6) | 1.133(2,9) | 39.704(100,0) |

Fonte: Núcleo de Epidemiologia/Secretaria Municipal de Saúde de Belo Horizonte.

TABELA 6
Distribuição dos recém-nascidos segundo o tipo de parto e a mortalidade neonatal

| Tipo de Parto | Número de Nascimento | Número de Mortes | Taxa de Mortalidade Neonatal |
|-----------------|----------------------|------------------|------------------------------|
| Espontâneo | 22.451 | 337 | 15,0 |
| Operatório | 16.120 | 286 | 17,7 |
| Fórceps | 1.133 | 11 | 9,7 |
| Subtotal | 39.704 | 634 | 15,9 |
| Não informado | 79 | 18 | 22,8 |
| Total | 39.783 | 652 | 16,4 |

Fonte: Núcleo de Epidemiologia/Secretaria Municipal de Saúde de Belo Horizonte.

Analisando a distribuição das crianças segundo a sobrevivência no período neonatal e o tipo de parto, verifica-se que há uma relação entre as duas variáveis ($P=0,025$).¹³ A Tabela 6 mostra como as mortes se distribuem, segundo o tipo de parto.

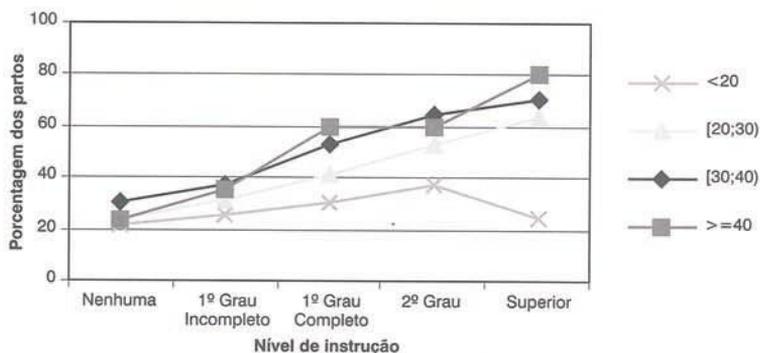
Para um melhor entendimento do relacionamento da variável tipo de parto com algumas características da mãe, a Figura 4 mostra a proporção de partos operatórios segundo grupo etário e instrução da mãe.

Para a elaboração da figura, decidiu-se agregar os grupos etários <15 anos e [15;20), uma vez que o comportamento dos dois grupos é bastante semelhante no que concerne ao tipo de parto. Além disso, o número de mulheres no primeiro deles é pequeno demais para permitir estimativas confiáveis quando se estratifica pelas duas variáveis.

É interessante notar como a proporção de partos operatórios cresce com o nível de instrução da mulher em quase todos os

¹³ O teste do qui-quadrado foi realizado considerando apenas os 39.704 partos classificados como cirúrgico, espontâneo ou fórceps.

FIGURA 4
Porcentagem de partos operatórios segundo idade e instrução da mãe



Fonte: Núcleo de Epidemiologia/Secretaria Municipal de Saúde de Belo Horizonte.

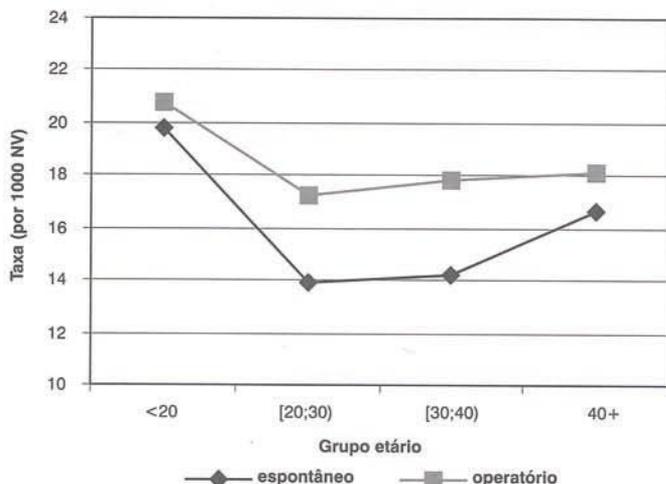
grupos etários. No grupo das mulheres com idade inferior a 20 anos existe um aumento da incidência dos partos operatórios com o aumento da instrução, embora este não seja expressivo.

Deve-se observar, ainda, que a maior proporção de partos operatórios, quando se considera a idade da mulher, ocorre nos grupos etários superiores. Este é um achado até certa medida esperado, uma vez que existe um maior risco de complicações associadas ao parto espontâneo em mulheres

mais idosas. Parece, entretanto, que não há diferença significativa entre as proporções de partos operatórios quando se consideram os grupos etários constituídos pelas mulheres com mais de 20 anos. O diferencial que existe está relacionado somente à educação.

A Figura 5 mostra como a taxa de mortalidade neonatal varia com o tipo de parto e a idade da mãe. Para mães nos grupos etários intermediários — [20;30] e [30;40] — existe um diferencial expressivo

FIGURA 5
Taxa de mortalidade neonatal segundo tipo de parto e idade materna



Fonte: Núcleo de Epidemiologia/Secretaria Municipal de Saúde de Belo Horizonte.

entre as taxas relativas ao parto espontâneo e ao operatório. Os grupos etários extremos apresentam valores mais elevados para a taxa de mortalidade neonatal — sendo o maior risco associado aos filhos das mães mais jovens — mas reduz-se a diferença observada anteriormente entre os tipos de parto.

Uma observação complementar se mostra pertinente com relação ao grupo etário 40 anos e mais. Enquanto a taxa de mortalidade neonatal para este grupo etário é comparável ao grupo [30;40) se o parto é cirúrgico, se considerarmos o parto espontâneo há um aumento significativo da taxa, indicando um maior risco associado ao parto nessa faixa etária.

A Tabela 7 apresenta os números relativos à duração da gestação. A grande maioria dos nascidos vivos apresentaram idade gestacional adequada (92,9% dos nascimentos com informação da duração da gestação). Estas crianças apresentaram taxa de mortalidade neonatal bastante baixa. As crianças cuja gestação foi maior que o considerado normal (42 semanas ou mais) também apresentaram taxa de mortalidade neonatal baixa, comparável ao grupo citado anteriormente. Por outro lado, as crianças frutos de gestações curtas apresentaram altíssimas taxas de mortalidade neonatal. Embora estas gestações representem uma pequena porcentagem do total dos nascidos vivos — 5,1% —, os altos valores observados para as taxas foram suficientes para elevar a mortalidade neonatal de 5,4 para 15,6 por 1.000 nascidos vivos. Considerando as crianças para

as quais não há informação sobre idade gestacional, a taxa foi também elevada, porém inferior às observadas para os grupos dos prematuros por idade.

A informação sobre idade gestacional será importante neste trabalho somente se a sua distribuição não for a mesma em todas as idades das mulheres ou todos os níveis educacionais, por se configurar assim como fator de confusão. Para estudar a relação entre idade gestacional e idade da mãe, apresentamos a distribuição conjunta das duas variáveis na Tabela 8. Nessa tabela, optou-se por agregar as duas faixas etárias iniciais devido ao pequeno número de nascimentos com idade gestacional fora do intervalo [37;41). Considerou-se, também, gestações inferiores a 37 semanas conjuntamente. As informações apresentadas na Tabela 8 parecem indicar um relacionamento entre duração da gestação e idade da mãe.

A prematuridade, embora pequena, é maior entre as mães adolescentes e aquelas com idade superior a 40 anos, como sugere a literatura. Tomando como referência o grupo etário materno de 20 a 30 anos e considerando a faixa de 37 a 41 semanas, são as mulheres mais velhas que apresentam menor participação. Isto ocorre não só devido à prematuridade mas também por causa da maior incidência de duração da gestação não declarada e de durações superiores a 41 semanas. Com relação às outras faixas, as diferenças observadas são menores e praticamente não há diferença entre os grupos etários intermediários. A hipótese de independência foi

TABELA 7
Distribuição dos recém-nascidos segundo a duração da gestação e a mortalidade neonatal

| Duração da Gestação | Número de Nascimentos | Número de Mortes | Taxa de Mortalidade Neonatal |
|---------------------|-----------------------|------------------|------------------------------|
| 0 a 27 semanas | 177 | 119 | 672,3 |
| 28 a 36 semanas | 1.851 | 292 | 157,8 |
| 37 a 41 semanas | 36.897 | 200 | 5,4 |
| 42 e mais semanas | 350 | 2 | 5,7 |
| Subtotal | 39.275 | 613 | 15,6 |
| Não informado | 508 | 39 | 76,8 |
| Total | 39.783 | 652 | 16,4 |

Fonte: Núcleo de Epidemiologia/Secretaria Municipal de Saúde de Belo Horizonte.

TABELA 8
Distribuição dos recém-nascidos segundo a duração da gestação e a idade da mãe

| Duração da Gestação | Idade da Mãe | | | | Total |
|---------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|--------------------|-----------------------|
| | <20 | [20; 30) | [30; 40) | 40 e mais | |
| <37 | 354 (6,29) | 744 (3,24) | 535 (5,51) | 46 (6,51) | 2.028 (5,10) |
| 37 a 41 | 5.023 (91,54) | 21.405 (93,26) | 9.709 (92,47) | 634 (89,67) | 36.897 (92,75) |
| 42 e mais | 36 (0,64) | 220 (0,96) | 84 (0,80) | 10 (1,41) | 350 (0,88) |
| Não informado | 76 (1,44) | 282 (1,23) | 128 (1,22) | 17 (2,40) | 508 (1,28) |
| Total | 5.625 (100,0) | 22.951 (100,0) | 10.500 (100,0) | 707 (100,0) | 39.783 (100,0) |

Fonte: Núcleo de Epidemiologia/Secretaria Municipal de Saúde de Belo Horizonte.

testada através do teste qui-quadrado aplicado nos dados da Tabela 8, encontrando-se probabilidade de significância menor que 0,001.

Embora a duração da gestação esteja altamente relacionada à idade materna, é com o nível educacional que a relação se mostra mais marcante, como se pode observar nos dados apresentados na Tabela 9. Vimos anteriormente que os níveis de mortalidade são mais altos entre as mulheres com nenhuma escolaridade e entre aquelas cujo nível educacional não foi informado. Estes grupos de mulheres estão sobre-representados nos partos prematuros ou cuja duração não foi informada, condições também ligadas à maior mortalidade neonatal. O teste qui-quadrado de independência forneceu probabilidade de significância menor que 0,001.

Uma das informações contidas na declaração de nascido vivo e, portanto, disponível no SIM é o endereço da mãe. A partir desta informação, pesquisadores

da Secretaria Municipal de Saúde de Belo Horizonte agruparam as observações em dois grupos – residente em área de risco e residente em área de não risco. Foram consideradas áreas de risco as áreas de risco sanitário utilizadas pela URBEL (Companhia de Urbanização de Belo Horizonte), ou seja, vilas e favelas com condições de saneamento precárias (Dias et al., 1995).

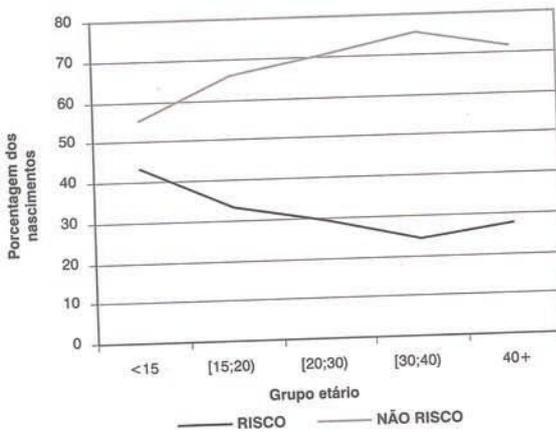
Embora a distribuição das mulheres segundo a área de risco não seja independente da idade e haja uma maior fração de adolescentes provenientes das áreas de risco quando comparadas com as demais mulheres (ver Figura 6), não se detecta diferencial na mortalidade neonatal entre os dois grupos, como pode ser visto na Tabela 10. Esta tabela fornece a distribuição das mulheres segundo a classificação por área de risco, bem como as taxas de mortalidade neonatal. Uma observação importante com relação à Tabela 10 é um risco de mortalidade neonatal muito aumentado entre os nascimentos que não continham informação sobre o local de residência. Apesar da

TABELA 9
Distribuição dos recém-nascidos segundo a duração da gestação e o nível educacional

| Duração da Gestação | Nível Educacional | | | | Total |
|---------------------|----------------------|-----------------------|--------------------------|----------------------|-----------------------|
| | Nenhuma | 1º grau incompleto | 1º grau completo ou mais | Não informado | |
| <28 | 7 (0,60) | 95 (0,45) | 61 (0,39) | 14 (0,82) | 177 (0,44) |
| [28;37) | 79 (6,73) | 1.042 (4,91) | 619 (3,95) | 111 (6,51) | 1.851 (4,65) |
| [37;41) | 1.058 (90,12) | 19.584 (92,29) | 14.773 (94,19) | 1.482 (86,97) | 36.897 (92,75) |
| 42 e mais | 17 (1,45) | 210 (0,99) | 103 (0,66) | 20 (1,17) | 350 (0,88) |
| Não informado | 13 (1,11) | 289 (1,36) | 129 (0,82) | 77 (4,52) | 508 (1,28) |
| Total | 1.174 (100,0) | 21.220 (100,0) | 15.685 (100,0) | 1.704 (100,0) | 39.783 (100,0) |

Fonte: Núcleo de Epidemiologia/Secretaria Municipal de Saúde de Belo Horizonte.

FIGURA 6
Distribuição dos nascimentos segundo área de risco e idade da mãe



Fonte: Núcleo de Epidemiologia/Secretaria Municipal de Saúde de Belo Horizonte.

TABELA 10
Distribuição dos nascimentos e taxa de mortalidade neonatal segundo área de risco

| Área de risco | Número de Nascimentos | Número de Mortes | Taxa de Mortalidade Neonatal |
|---------------|-----------------------|------------------|------------------------------|
| Sim | 11.273 | 161 | 14,3 |
| Não | 28.262 | 402 | 14,2 |
| Não Informado | 248 | 89 | 35,9 |
| Total | 39.783 | 652 | 16,4 |

Fonte: Núcleo de Epidemiologia/Secretaria Municipal de Saúde de Belo Horizonte.

pequena fração de observações sem informação sobre o risco da área (0,62% dos casos), estes podem estar afetando a análise pelo grande número de óbitos na categoria (13,7% dos óbitos da amostra). Caso todas estas informações sejam relativas a áreas de risco, a taxa de mortalidade neonatal para as áreas de risco passa de 14,3 para 21,7 óbitos por mil nascidos vivos, o que delineia um panorama bastante diverso e muito mais preocupante do que temos com base nos dados disponíveis.

Ajuste do modelo de regressão logística

A análise univariada dos dados indicou a existência de relacionamento entre a mor-

talidade neonatal e os seguintes fatores: *idade da mãe, nível educacional, sexo da criança, tipo de parto e duração da gestação*. Quando se analisou a distribuição de cada uma destas variáveis segundo a idade da mãe, verificou-se que a distribuição do sexo da criança era independente da idade da mãe, não se configurando como fator de confusão na análise da relação entre mortalidade neonatal e idade materna. Em vista disto, o sexo da criança não foi incluído no modelo de regressão logística múltipla. Todas as variáveis explicativas foram incorporadas ao modelo de regressão através de variáveis indicadoras. Os níveis de cada uma delas são apresentados a seguir. As categorias com asterisco são as de referência.

Nível educacional:
 não informado EDUCMIS
 nenhum EDUC1
 1º grau incompleto EDUC2
 1º grau completo ou mais*

Com relação ao tipo de parto, a pouca ocorrência de parto com fórceps levou-nos a considerar a categorização que segue:

Tipo de parto:
 espontâneo* CIRURGIC
 cirúrgico OUTRO
 outro

Para a idade materna, foram consideradas, a princípio, três categorias: <20 anos, 20 a 39 anos,* 40 anos e mais. No entanto, o ajuste dos modelos indicou não haver necessidade de separar as mulheres com 40 anos e mais das mulheres acima de 20 anos. Assim, decidiu-se trabalhar somente com dois grupos etários, a saber:

Idade materna:
 <20 anos ADOLESC
 20 anos e mais*

A duração da gestação foi incluída com apenas dois níveis, dado o pequeno número de nascimentos com idade gestacional fora do intervalo [37;41] e a pequena diferença na mortalidade entre os nascimentos ocorridos neste intervalo e aqueles com duração superior a 41 semanas. Os nascimentos com

dado não informado foram considerados juntamente com os prematuros.

Duração da gestação:
 <37 semanas MENOR37
 37 semanas ou mais*

A variável resposta de interesse é o indicador de morte no período neonatal. O modelo utilizado para relacionar a resposta com as variáveis explicativas é o modelo logístico.

Nas tabelas que seguem são apresentadas os resultados dos ajustes. Considerou-se, inicialmente, um modelo contendo apenas a variável *idade materna* (Modelo 1). Em um segundo modelo (Modelo 2), foram acrescentadas as variáveis indicativas do *nível educacional da mãe*, com o objetivo de verificar o quanto esta variável explicava o relacionamento entre a morte no período neonatal e a idade materna. Em um terceiro modelo (Modelo 3) foram acrescentadas as variáveis indicadoras do tipo de parto e, no Modelo 4, a duração da gestação, ambos como tentativa de tornar os grupos mais comparáveis e assim obter estimativas mais exatas para os parâmetros de interesse. Para melhor apreciação do efeito das variáveis explicativas sobre a mortalidade neonatal, a Tabela 12 apresenta os valores da razão das chances relativos a cada um dos modelos.

TABELA 11
 Coeficientes de regressão para os modelos ajustados

| Variável Explicativa | Tipo de Parto | | | |
|----------------------|-----------------|-----------------|-----------------|----------------|
| | Modelo 1 | Modelo 2 | Modelo 3 | Modelo 4 |
| Constante | -4.1369 (0.000) | -4.4128 (0.000) | -4.6028 (0.000) | -1.8020(0.000) |
| ADOLESC | 0.2675 (0.010) | 0.1751 (0.100) | 0.1940 (0.068) | 0.0565 (0.500) |
| EDUC1 | - | 0.7120 (0.000) | 0.8031 (0.000) | 0.4645 (0.033) |
| EDUC2 | - | 0.4048 (0.000) | 0.4718 (0.000) | 0.2962 (0.002) |
| EDUCMIS | - | 0.6603 (0.000) | 0.6958 (0.000) | 0.0788 (0.675) |
| CIRURGIC | - | - | 0.2944 (0.000) | 0.08789(0.320) |
| OUTRO | - | - | 0.5316 (0.007) | 0.7062 (0.001) |
| MENOR37 | - | - | - | 3.6678 (0.000) |
| -2*LL | 6647,91 | 6617,22 | 6600,91 | 5904,90 |
| Varição(-2*LL) | | 30.70* | 16.30* | 696.01* |

* Significativo a 5%.

Fonte: Núcleo de Epidemiologia/Secretaria Municipal de Saúde de Belo Horizonte.

TABELA 12
Valores da razão das chances relativos aos modelos ajustados

| Variável Explicativa | Razão das Chances | | | |
|----------------------|-------------------|----------|----------|----------|
| | Modelo 1 | Modelo 2 | Modelo 3 | Modelo 4 |
| ADOLESC | 1,31 | 1,19 | 1,21 | 1,05 |
| EDUC1 | - | 2,04 | 2,23 | 1,59 |
| EDUC2 | - | 1,50 | 1,60 | 1,34 |
| EDUCMIS | - | 1,94 | 2,01 | 1,08 |
| CIRURGIC | - | - | 1,34 | 1,09 |
| OUTRO | - | - | 1,70 | 2,03 |
| MENOR37 | - | - | - | 39,16 |

Fonte: Núcleo de Epidemiologia/Secretaria Municipal de Saúde de Belo Horizonte.

Analisando a Tabela 11, algumas observações se mostram pertinentes. Primeiramente, verifica-se que todos os fatores considerados têm efeito independente sobre a probabilidade de morte no período neonatal, contribuindo significativamente para o modelo, como mostra o teste da razão de verossimilhança apresentado na última linha da tabela.

Pelo Modelo 1, observa-se um aumento na chance de morte neonatal para os filhos de mães adolescentes. Estas crianças têm a chance aumentada em 31% quando comparadas com as demais (Tabela 12). Verifica-se, entretanto, que o efeito de ser adolescente é abrandado quando se controla pelo nível educacional da mulher (Modelo 2), variável utilizada como *proxy* das condições socioeconômicas. A significância da variável é alterada, passando de significativa ao nível de 1% no Modelo 1 para não significativa no Modelo 2, se elegermos 5% como ponto de corte. A incorporação das variáveis indicativas do tipo de parto, apesar de aumentarem um pouco o valor do coeficiente relativo à idade materna, não conseguem restabelecer a significância da variável. Considerando as variáveis indicadoras do nível educacional, estas mostraram-se altamente significativas ($P < 0.001$), mesmo controlando pelo tipo de parto. A direção e a intensidade da associação obtidas estão de acordo com o esperado, com o risco aumentando com a redução do nível educacional. Como se vê na Tabela 12, as mulheres com nenhuma escolaridade têm uma chance de perder o filho no período neonatal de 2,04 vezes a

chance daquelas com pelo menos o 1º grau completo. Considerando as mães com 1º grau incompleto, essa chance passa a ser 1,5 vezes o valor de referência. As mães cujo nível educacional não foi informado têm chance intermediária (1,94 vezes o valor de referência) de perda da criança no período neonatal. Quando se controla pelo tipo de parto, estes valores sofrem uma pequena alteração, sem modificação na significância, no sentido de aumentar as chances relativas de óbito neonatal. Este aumento era de certa forma esperado, dada a maior participação dos partos cirúrgicos entre as mulheres mais instruídas, observada para todas as idades na análise descritiva. Como estes partos têm um maior risco de morte associado, observa-se o aumento descrito na razão de chances.

A incorporação da duração da gestação, variável que apresentou maior poder de explicação para a morte neonatal, alterou de maneira expressiva os valores e significância dos coeficientes das demais variáveis. Na análise descritiva, detectou-se um relacionamento entre idade da mãe e nível educacional com duração da gestação. Como duração da gestação é um determinante mais próximo da mortalidade, a sua incorporação ao modelo faz com que o fato de a mãe ser adolescente e do nível educacional não estar declarado percam a significância. As outras variáveis indicadoras de o nível educacional da mãe também diminuem a sua importância, embora permaneçam significativas. Também o parto cirúrgico passa a não ter associação com a mortalidade infantil.

Considerações finais

Ao contrário do que postula uma corrente do debate americano, a idade da mãe não parece ter tido um efeito independente muito importante sobre a mortalidade neonatal em Belo Horizonte em 1993. Outros fatores relacionados às mulheres que dão à luz prematuramente parecem explicar, pelo menos parcialmente, a relação observada na análise univariada entre mortalidade neonatal e o fato de a mãe ser adolescente. Com os dados disponíveis no SIM e SINASC não se consegue avançar muito no entendimento da questão, uma vez que algumas variáveis importantes não são coletadas. No entanto, a simples introdução do nível educacional da mãe no modelo relacionando mortalidade neonatal com idade materna explica parte considerável do risco atribuído ao fato de a mãe ser ainda adolescente. Passa-se de um aumento na chance de morte atribuída à idade de 30% para 19%. Se considerarmos que educação é uma *proxy* para nível socioeconômico, Geronimus está correta no caso de Belo Horizonte: a mortalidade neonatal de filhos de mães adolescentes se deve mais às condições de vida do que aos fatores biológicos relacionados à idade jovem da mãe. Portanto, prevalece o efeito-pobreza em detrimento do efeito-idade.

Com a aplicação do modelo de regressão logística múltipla, é possível inferir que as variáveis estudadas apresentam mudanças em sua importância enquanto fator de risco para a mortalidade neonatal quando controladas por outras variáveis. É importante considerar que a duração da gestação, variável que apresentou um grande poder explicativo dos óbitos neonatais, pode ser mais do que um simples fator biológico. Ela pode ser, também, um indicativo da questão da precariedade ou mesmo da ausência de uma assistência pré-natal adequada que possibilite evitar a prematuridade dos nascidos vivos (Laurenti

& Buchalla, 1985; Souza & Gotlieb, 1993). Este aspecto pode estar associado às condições de vida das mães, sejam elas jovens ou não. No caso das adolescentes, este fato pode tornar-se ainda mais grave em virtude dos baixos níveis educacionais e da maior proporção de mães adolescentes pertencente à camadas mais pobres da população. Além disso, a prematuridade costuma estar associada ao baixo peso ao nascer,¹⁴ o qual tem grande influência sobre as taxas de mortalidade neonatal. Portanto, a introdução de outras variáveis além da educação materna corroboram a hipótese do efeito-pobreza como o mais importante na determinação da mortalidade neonatal em Belo Horizonte para o ano de 1993.

Qualidade da informação é algo muito importante quando se utiliza dados do SIM e do SINASC. Embora não tenhamos encontrado percentual muito expressivo de dados ausentes, o fato de eles estarem muito concentrados nos registros das crianças que morreram e estas representarem uma parcela pequena do total da amostra pode ocasionar vícios importantes nas estimativas.

Dado o grande número de nascimentos no grupo etário abaixo de 20 anos e a associação entre mortalidade neonatal e idade da mãe, é fácil inferir que a gravidez na adolescência é o grande problema a ser resolvido. No entanto, se é verdade que a maior mortalidade associada a filhos de mães jovens não é devida a razões meramente fisiológicas mas sim sociais, então atacar o problema através da redução dos níveis de gravidez na adolescência significa atacar a consequência de um problema social mais sério e não a causa do mesmo. Em outras palavras, seria equivocado adotar uma política definida a partir do diagnóstico de que a idade da mãe determina a sobrevivência dos filhos quando, na realidade, existe um componente social que influencia tanto o comportamento reprodutivo quanto a morbi-mortalidade da criança.

¹⁴ Infelizmente, a má qualidade do dado relativo ao peso ao nascer nos impossibilitou de utilizar esta variável na análise.

Referências bibliográficas

- ANDRADE, F.C.D. "Evolução dos principais indicadores demográficos da Região Metropolitana de Belo Horizonte". *Anais do VIII Seminário sobre Economia Mineira*, Belo Horizonte, Cedeplar, vol. II, 1998, pp. 319-339.
- BROSS, D.S. & SHAPIRO, S. "Direct and indirect associations of five factors with infant mortality". *American Journal of Epidemiology*, 115(1), 1982, pp. 78-91.
- CAMARANO, A.A. "Fecundidade e anticoncepção da população jovem". In: CNPD, *Jovens acontecendo na trilha das políticas públicas*, Brasília, CNPD, vol. 1, 1998, pp. 109-133.
- CRAMER, J.C. "Social factors and infant mortality: identifying high-risk groups and proximate causes". *Demography*, 24(3), Aug., 1987, pp. 299-322.
- DIAS, M.A., LAGES, N.S., NONATO, S.M. & PARATELA, S.M.O. Mortalidade neonatal em filhos de mães adolescentes no município de Belo Horizonte: uma análise de risco. Belo Horizonte, ESMIG-UFMG, mimeo., 1995.
- DUCHIADE, M.P. & ANDRADE, C.L.T. "Mortes invisíveis: mortalidade perinatal no Estado do Rio de Janeiro, 1979 a 1989". *Anais do IX Encontro Nacional de Estudos Populacionais*, Belo Horizonte, ABEP, vol. I, 1994, pp. 43-72.
- FIOCRUZ - FUNDAÇÃO OSWALDO CRUZ. "Assistência perinatal e neonatal no Brasil". *Radis*, n. 17, fevereiro, 1999.
- GALE, R., SEIDMAN, D.S., DOLLBERG, S., ARMON, Y. & STEVENSON, D.K. "Is teenage pregnancy a neonatal risk factor?" *Journal of Adolescent Health Care*, n. 10, 1989, pp. 404-408.
- GERONIMUS, A.T. "On teenage childbearing and neonatal mortality in the United States". *Population and Development Review*, 13(2), June, 1987, pp. 245-279.
- GERONIMUS, A.T. & KORENMANN, S. "The socioeconomic costs of teenage childbearing: evidence and interpretation". *Demography*, 30(2), May, 1993, pp. 281-290.
- GRIFFITHS, E.A., MARDONES, A.O., ZAMBRANO, J.R., SÁNCHEZ, J.S., QUINTANA, J.C. & MUÑOZ, L.C. "Relación entre el estado nutricional de madres adolescentes y el desarrollo neonatal". *Boletín de la Oficina Sanitaria Panamericana*, 118(6), 1995, pp. 488-498.
- HENRIQUES, M.H., SILVA, N.V., SINGH, S. & WULF, D. *Adolescentes de hoje, pais do amanhã: Brasil*. Nova York, The Allan Guttmacher Institute, 1989.
- HOFFMANN, S.D., FOSTER, E.M. & FURSTENBERG JR., F.F. "Reevaluating the costs of teenage childbearing". *Demography*, 30(2), Feb., 1993, pp. 1-13.
- MCCORMICK, M.C, SHAPIRO, S. & STARFIELD, B. "High risk young mothers: infant mortality and morbidity in four areas in the United States, 1973-1978". *American Journal of Public Health*, 74(1), 1984, pp. 18-23.
- MELO, A.V. "Gravidez na adolescência: uma nova tendência na transição da fecundidade no Brasil". *Anais do X Encontro Nacional de Estudos Populacionais*, Belo Horizonte, ABEP, vol. III, 1996, pp. 1.439-1.454.
- MOSLEY, W.H. & CHEN, L.C. "An analytical framework for the study of child survival in developing countries". *Population and Development Review*, n. 10 (Supplement), 1984, pp. 25-48.
- OLIVEIRA, V.B. & WONG, L.R. "A queda da fecundidade nas Minas Gerais 1980/95". *Anais do VIII Seminário sobre Economia Mineira*, Belo Horizonte, Cedeplar, 1998, pp. 341-380.
- PAMPAL JR., F. & PILLAI, V.K. "Patterns and determinants of infant mortality in developed nations". *Demography*, 23(4), 1986, pp. 525-542.
- PANETH, N., WALLENSTEIN, S., KIELY, J.L. & SUSSER, M. "Social class indicators and mortality in low birth weight infants". *American Journal of Epidemiology*, 116(2), 1982, pp. 364-375.
- PUFFER, R. & SERRANO, C. *El peso ao nacer, la edad materna y el orden de nacimiento*:

tres importantes determinantes de la mortalidad infantil. Washington, OPAS, 1975 (Publicação Científica nº 294).

SCHEPER-HUGHES, N. *Death without weeping: the violence of everyday life in Brazil*. Berkeley, University of California Press, 1992.

SIM/DATASUS. 1999 (www.datasus.gov.br).

SOUZA, R.K.T. & GOTLIEB, S.L.D. "Probabilidade de morrer no primeiro ano de vida

em área urbana da região sul, Brasil". *Revista de Saúde Pública*, 27(6), 1993, pp. 445-454.

VICTORA, C.G., BARROS, F.C. & VAUGHAN, J.P. *Epidemiologia da desigualdade*. São Paulo, Hucitec, 1989.

WILLIAMS, R.L., BINKIN, N.J. & CLINGMAN, E.J. "Pregnancy outcomes among Spanish-surname women in California". *American Journal of Public Health*, 76(4), 1986, pp. 387-391.

Abstract

The objective of this article is to test the relationship between mother's age and neonatal mortality for Belo Horizonte in 1993. Is it true that neonatal mortality is higher among children born to teenage mothers due to the age-effect, according to which young mothers are not physiologically able to bear children who, as a consequence, would have a higher risk of dying in the first 28 days of live? Or is it true that neonatal mortality is higher among children born to teenage mothers due to the poverty-effect, i.e., the low socioeconomic status of these mothers? Based on vital registration data (SIM and SINASC) and logistic regressions, the results indicate that the mother's age does not seem to have an important independent effect on neonatal mortality. Mother's education explains a considerable part of the risk that is attributed to the mother's age. Therefore, the poverty-effect seems to be more important in explaining neonatal mortality among children born to teen mothers.