

Diferenciais por educação entre as mulheres adultas no Brasil¹

Elisenda Rentería Pérez^{*}
Cássio Maldonado Turra[♦]

Palavras-chave: Mortalidade adulta, diferenciais socioeconômicos.

Resumo

Um grande número de estudos em todo o mundo têm demonstrado que os indivíduos de status socioeconômico mais baixo (normalmente definido através da educação, renda ou ocupação) têm maiores taxas de mortalidade e de morbidade do que os indivíduos com maior status socioeconômico (Preston & Taubman, 1994; Hummer et al., 1999; Goldman, 2001; Cutler et al., 2006). Esta associação é válida para toda a distribuição do atributo socioeconômico, mesmo dentro das classes sociais mais elevadas, definindo o que os pesquisadores chamam de gradiente social em saúde e mortalidade (Adler et al. 1994). Apesar do Brasil ser um dos países com maiores níveis de desigualdade social, e da longa tradição de pesquisa nesta área, principalmente na avaliação da desigualdade de renda (Barros, Foguel e Ulysea, 2007), ainda sabemos muito pouco sobre as disparidades socioeconômicas em saúde e mortalidade, particularmente em idades adultas e entre idosos. Este artigo combina informações sobre sobrevivência e educação das mães, coletadas da PNAD de 1996, para avaliar em que medida os níveis de mortalidade adulta feminina variaram por nível de educação nas últimas décadas no Brasil. O uso de informações retrospectivas, coletadas em censos ou surveys, abre novas perspectivas para o estudo de diferenciais de mortalidade adulta em países que tem dados de baixa qualidade.

¹ Trabalho apresentado no III Congresso da Associação Latino Americana de População, realizado em Córdoba, Argentina, do 24 ao 26 de setembro de 2008.

^{*} CEDEPLAR/UFMG, elisenda@cedeplar.ufmg.br.

[♦] CEDEPLAR/UFMG.

Diferenciais por educação entre as mulheres adultas no Brasil²

Elisenda Rentería Pérez^{*}
Cássio Maldonado Turra[♦]

1. Introdução

Nas últimas décadas, têm sido amplamente demonstrado que os indivíduos com menores níveis de educação, menor renda ou em posições ocupacionais de menor nível, apresentam menores chances de sobrevivência e taxas de morbidade mais altas do que os indivíduos com maior status socioeconômico (Preston & Taubman, 1994; Goldman, 2001; Cutler et al., 2005). Esta associação é válida para toda a distribuição do atributo socioeconômico, mesmo dentro das classes sociais mais elevadas, definindo o que os pesquisadores chamam de gradiente social em saúde e mortalidade (Adler et al. 1994).

O estudo da associação entre a mortalidade adulta e variáveis socioeconômicas é de máxima importância para entender as causas e conseqüências da desigualdade social na saúde. Como Preston e Taubman (1994) apontam, o estudo da desigualdade é importante em si mesmo, já que as sociedades não estão preocupadas apenas com os níveis médios de bem-estar dos indivíduos, mas também em conhecer sua distribuição. Além disso, o estudo da desigualdade na mortalidade tem permitido descobrir pistas sobre a origem e causas de certas doenças. Finalmente, a partir de estimativas de diferenciais socioeconômicos em mortalidade é possível identificar quais são os grupos de maior risco de morbidade e mortalidade, e definir políticas públicas de saúde mais eficientes.

Em muitos países desenvolvidos e em especial nos Estados Unidos, uma grande variedade de estudos expõem o grande diferencial que existe entre grupos de renda, de educação e por raça (Preston & Taubman, 1994; Rogers et al., 2000; Elo & Preston, 1996; Goldman, 2001; Cutler et al., 2005). Padrões similares de desigualdade na mortalidade têm sido encontrados no Canadá (Wolfson et al., 1993) e na Europa (Fox, 1989; Macintyre, 1997; Marmot & McDowall, 1986; Kunst et al., 1998), onde se enfatiza especialmente o estudo das desigualdades por posição na ocupação.

Embora exista uma grande e antiga literatura sobre o estudo dos diferenciais na mortalidade por status socioeconômico, o interesse por este tipo de análise tem aumentado nas últimas décadas em função, principalmente, de duas descobertas. A primeira é a constatação de que estes diferenciais podem estar aumentando com o tempo, o que contraria as expectativas iniciais (Pappas et al., 1993; Preston & Elo, 1995; Kunst et al., 2004). A segunda é o fato de que as desigualdades na mortalidade adulta diminuem com a idade (Kitagawa & Hauser, 1973; Elo &

² Trabalho apresentado no III Congresso da Associação Latino Americana de População, realizado em Córdoba, Argentina, do 24 ao 26 de setembro de 2008.

^{*} CEDEPLAR/UFMG, elisenda@cedeplar.ufmg.br.

[♦] CEDEPLAR/UFMG.

Preston, 1996; Lianga et al., 2005; Beckett 2000; House et al. 1994 and Hoffman 2005). A hipótese mais comum por trás deste comportamento é a seletividade da mortalidade, que significa que entre as pessoas de menor status socioeconômico, aquelas com maiores problemas de saúde morrem em idades mais novas, sem poder chegar às idades avançadas. Por outro lado, aquelas entre as classes sociais mais altas vivem mais anos, mas com pior saúde, o que leva a uma redução nos diferenciais de mortalidade em idades avançadas. Também é possível que os diferenciais de renda e de acesso a seguros de saúde (ex. Medicare nos Estados Unidos) diminuam com a idade devido à existência de programas de proteção social dirigidos aos idosos, o que poderia explicar a redução das disparidades na mortalidade por status socioeconômico. Ainda que não haja consenso na literatura sobre os papéis dos efeitos de seleção e proteção, a maior parte dos trabalhos demonstra que há, de fato, uma redução dos diferenciais com a idade³. Alguns destes estudos são criticados por usarem pesquisas com base em dados transversais e por não analisarem os efeitos de idade, período e coorte em seus resultados (Lauderdale, 2001; Elo & Preston, 1996).

Entre os países em desenvolvimento, a produção sobre este tema é ainda escassa. Embora haja, principalmente, uma literatura notável sobre desigualdades socioeconômicas na mortalidade infantil, faltam estudos sobre a mortalidade adulta. No caso do Brasil, apesar deste ser um dos países com maiores níveis de desigualdade social, e da longa tradição de pesquisa nesta área, principalmente na avaliação da desigualdade de renda (Barros, Foguel e Ulyseia 2007), ainda sabemos muito pouco sobre as disparidades socioeconômicas na mortalidade adulta. A grande dificuldade reside na obtenção de dados confiáveis para a geração de estimativas robustas. Ao contrário dos países desenvolvidos que possuem diferentes fontes de dados, ainda não dispomos de estudos longitudinais pareados com o registro civil (“mortality follow-up studies”) e nossos dados convencionais (registro civil e censos demográficos) padecem de problemas como a ausência sistemática de informações socioeconômicas e inconsistências na declaração destas variáveis. Por exemplo, os registros de óbitos apresentam, em média, um terço de casos com *missing* na informação sobre escolaridade, e estes, certamente, não são aleatórios. Apesar das dificuldades com os dados, a análise da desigualdade social na mortalidade adulta já foi abordada a partir de diferentes perspectivas, com base em estimativas de mortalidade infantil ou se valendo de informações agregadas. Neste sentido, um dos trabalhos mais destacados é o de Wood e Carvalho (1988). Os autores utilizaram métodos demográficos indiretos para estimar, a partir da mortalidade infantil, a expectativa de vida para grupos de renda familiar. Os resultados deste trabalho mostram que as famílias com maior renda têm até 12 anos a mais de esperança de vida ao nascer que as famílias de menor renda.

Uma vez que o Brasil é um país com grandes disparidades regionais, outro conjunto de trabalhos estimou os diferenciais de mortalidade adulta entre as diversas regiões do país com base em medidas macro socioeconômicas (Cerqueira & Paes, 1998; Duarte et al., 2002; Messias, 2003; Barros e Ramos, 2006; Ishitani et al., 2006). Em geral, estes trabalhos mostram que melhores indicadores socioeconômicos, tais como melhores taxas de alfabetização, maior grau de

³ Alguns autores como Ross e Wu (1996) defendem, em contrapartida, também com base em estudos empíricos, a teoria da vantagem acumulada. Eles argumentam que os efeitos de saúde provenientes da educação, tipo de ocupação ou da renda, se acumulam durante o ciclo de vida gerando, na verdade, maiores disparidades na saúde por status socioeconômico entre os idosos do que entre os adultos jovens. Esta hipótese, no entanto, parece contradizer os resultados empíricos recentes.

urbanização ou maior PIB per capita da região, estão correlacionados a menores taxas de mortalidade adulta ou a uma maior esperança de vida ao nascer. Em Messias (2003), os resultados mostram que uma maior desigualdade de renda na população em estudo está associada a menor esperança de vida. Este efeito, no entanto, deixa de ser significativo quando a taxa de alfabetização é incluída no modelo, sugerindo que o grau de escolaridade é, de fato, um melhor indicador dos diferenciais de mortalidade. Um resultado semelhante foi encontrado por Ishitani et al. (2006), analisando a associação entre educação e mortalidade por doenças cardiovasculares.

O trabalho de Wood e Carvalho (1988) contribui, também, para o estudo dos diferenciais regionais na mortalidade. Os autores observam que grande parte dos diferenciais regionais de mortalidade ocorre em função de variações na distribuição de renda nas diversas regiões do Brasil. O mesmo acontece em relação aos diferenciais rurais e urbanos. Wood e Carvalho demonstram que, em 1960, as áreas urbanas ofereciam uma maior expectativa de vida apenas para as famílias de maior status socioeconômico. Entre as famílias de baixa renda, aquelas que viviam nas áreas rurais tinham um tempo médio de vida maior do que aquelas residentes em áreas urbanas, provavelmente estarem expostas a um ambiente menos agressivo na zona rural.

Além disso, com o intuito de utilizar características socioeconômicas mais próximas do nível individual, vários trabalhos utilizaram variáveis como PIB per capita, alfabetização e qualidade da infra-estrutura, no nível da vizinhança ou do bairro, e mediram sua associação com taxas de mortalidade locais (Drummond & Barros, 1999; Silva et al., 1999; Szwarcwald et al., 1999; Paes-Souza, 2002). Outros trabalhos se aventuram na análise dos diferenciais de mortalidade no nível individual com base na categoria de ocupação declarada nos registros de óbitos (Duncan et al., 1994; Cordeiro e Silva, 2001). Porém, estes trabalhos se restringem à áreas geográficas muito pequenas (Estado de São Paulo e a cidade de Botucatu, São Paulo, respectivamente).

O objetivo deste artigo é preencher parte da lacuna existente na literatura nacional e examinar as disparidades de educação na mortalidade adulta das mulheres no Brasil, com base em dados individuais. Para tal, o estudo combina informações sobre sobrevivência e educação das mães, coletadas dos entrevistados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 1996, para quantificar as diferenças por educação na mortalidade nas últimas décadas no país. As contribuições do artigo vão além da discussão sobre o gradiente educacional em mortalidade no Brasil. Propomos uma metodologia alternativa para a estimação do risco de morte por nível socioeconômico que poderia ser facilmente aplicada em outras populações que também apresentam problemas de qualidade em seus dados de mortalidade.

2. Metodologia

2.1. Dados e variáveis

Neste trabalho utilizamos a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 1996. A amostra da pesquisa realizada em 1996 é representativa da população não institucionalizada residente em todo o país, com exceção da área rural da região Norte. A PNAD é uma pesquisa

que é realizada anualmente desde 1971, e que investiga além das características gerais da população brasileira, suas diferentes dimensões socioeconômicas e demográficas (ex.: educação, trabalho, rendimento e habitação, migração, fecundidade, entre outros). A disponibilidade das informações varia segundo as necessidades do País a cada ano. A pesquisa de 1996 foi escolhida neste trabalho devido ao seu suplemento sobre mobilidade social, o que nos permitiu determinar o status socioeconômico do entrevistado e de seus pais. Além disso, neste mesmo ano, a PNAD coletou informações sobre o status de sobrevivência da mãe do entrevistado na data da entrevista. A combinação dos dados socioeconômicos com os de sobrevivência para as mães dos entrevistados possibilitou que examinássemos os diferenciais socioeconômicos em mortalidade adulta no país.

Neste trabalho, optamos por medir o status socioeconômico das mães a partir de seu nível de escolaridade. Esta escolha tem duas motivações principais. Em primeiro lugar, escolaridade é uma variável fácil de ser coletada e categorizada, reduzindo erros e simplificando as comparações entre subgrupos da população.. Além disso, o nível de escolaridade está relacionado a outras dimensões socioeconômicas dos indivíduos (Preston & Taubman, 1994). O nível de escolaridade está correlacionado, por exemplo, com a capacidade cognitiva e com vários comportamentos de risco em saúde. Além disso, indica a qualidade e quantidade de acesso a informações de saúde que cada indivíduo provavelmente acumulou ao longo de sua vida. De forma indireta, a educação determina fortemente tanto a ocupação quanto a renda individual, variáveis que definem a quantidade de bens e serviços de saúde que podem ser adquiridos (Lleras-Muney, 2005).

Das 331.219 pessoas entrevistadas na PNAD de 1996, excluímos: i) 1.880 casos cujos entrevistados moravam nos domicílios como empregados, familiares de empregados e pensionistas para os quais não tínhamos informações sobre educação das mães; ii), 613 casos, cujos entrevistados eram pertencentes a famílias onde a idade da mãe e a do filho eram inverossímeis e iii) 1.289 casos de entrevistados que tinham nascido fora do Brasil e portanto, cujo nível de escolaridade das mães poderia não ser consistente com a das mães nascidas no Brasil. A amostra final, portanto, inclui 327.437 pessoas, dos quais, 70.368 indivíduos responderam que a mãe estava morta na data da entrevista (21%).

Infelizmente, as características de mobilidade social são coletadas apenas de entrevistados com idade superior a 15 anos cuja condição no domicílio era de “pessoa de referência” ou “cônjuge”.. Para uma parte dos indivíduos que não responderam sobre a escolaridade da mãe, mas cujas mães estavam vivas e moravam no domicílio conseguimos a informação diretamente nos dados da pesquisa. Após incluirmos estes casos, permanecemos com 16% da amostra sem informação sobre o nível de escolaridade das mães.

Na Tabela 1 comparamos, segundo diversas categorias, a subamostra de casos cuja informação sobre a educação é *missing* com a subamostra de todos os indivíduos para os quais a informação está disponível. Destacamos, também, as diferenças entre o grupo com missing e o grupo cujas mães não tinha nenhum ano de estudo (sem escolaridade).

Tabela 1: Proporções ou médias de características dos entrevistados segundo a categoria de escolaridade da mãe.

Características derivadas da pesquisa	Escolaridade das mães		
	missing	não-missing	sem escolaridade
N	24,409,134	128,157,567	43,113,443
Mães mortas	0.43	0.18	0.32
Idade dos filhos			
0-14 anos	0.16	0.34	0.17
15-64 anos	0.73	0.61	0.74
65 e mais	0.11	0.05	0.09
Região nascimento filhos			
Norte	0.06	0.04	0.03
Nordeste	0.40	0.33	0.47
Sudeste	0.36	0.41	0.34
Sul	0.14	0.16	0.12
Centro-oeste	0.05	0.05	0.04
Renda per capita filhos	250.71	456.49	142.17
Educação filhos			
sem escolaridade	0.25	0.30	0.36
1-4 anos	0.20	0.19	0.23
5-8 anos	0.31	0.27	0.28
9-11 anos	0.12	0.11	0.07
12 e mais	0.12	0.13	0.05

Fonte: PNAD 1996

Em primeiro lugar, cabe observar que há uma maior concentração de óbitos entre os casos *missing* do que entre os casos não *missing*. A categoria *missing* apresenta mais de 40% de mães mortas, proporção que é superior inclusive ao observado entre os casos cuja mãe não tinha escolaridade. Além disso, nota-se que tanto a distribuição por idade, quanto a distribuição por região de nascimento dos entrevistados com *missing* é bastante similar aquelas dos entrevistados cujas mães não tinham escolaridade. No entanto, a categoria “*missing*” parece ter níveis de renda mais altos do que a categoria “sem escolaridade”. Estes resultados sugerem que os indivíduos entrevistados que não informaram sobre a escolaridade das mães apresentam um status socioeconômico mais baixo do que os indivíduos médios da amostra, mas superior ao dos indivíduos de menor status (medido segundo a escolaridade da mãe). Ao mesmo tempo, a alta proporção de mortes entre os casos com informação *missing* indica que existe uma relação entre o fato da mãe estar morta e a falta de memória sobre sua escolaridade. Tendo em vista que os casos *missing* não parecem ser aleatórios, a possibilidade de vieses decorrente da imputação dos valores de educação da mãe ou de sua simples exclusão da amostra é alta e optamos, portanto, por tratar estes casos como uma categoria a parte na construção da variável de educação da mãe.

2.2. Taxas de mortalidade

Para estimar as taxas de mortalidade por nível de escolaridade foi preciso conhecer, inicialmente, o tempo de exposição ao risco de morte vivido para cada uma das mães. Este tempo corresponde ao período compreendido entre a idade das mães na data de nascimento dos entrevistados (quando todas as mães estavam necessariamente vivas), e a idade das mães na data de sua morte, para aquelas que morreram, ou na data da entrevista dos filhos, para as sobreviventes.

Para determinar as idades à maternidade e à morte realizamos um sorteio aleatório destas idades, condicionado às distribuições de fecundidade e de mortalidade por idade conhecidas para o Brasil. No caso da idade das mães na data de nascimento dos filhos (ou idade à maternidade), o sorteio foi realizado condicionado às taxas de fecundidade específicas estimadas por Horta, Carvalho & Frias (2000). Aplicamos diferentes distribuições de fecundidade segundo o ano de nascimento dos filhos entrevistados pela PNAD. Uma vez obtidas as idades à maternidade calculamos a idade das mães sobreviventes, adicionando às primeiras, a idade dos filhos entrevistados.

Em relação à idade de morte das mães, assumimos que esta seria uma idade entre a idade à maternidade e a idade que a mãe deveria ter na data da entrevista dos filhos se estivesse viva. Além disso, assumimos que 100 anos seria a idade máxima. Foram utilizadas três distribuições de mortalidade diferentes para realizar o sorteio das idades à morte, dependendo do período de exposição ao risco. Para as mães cujo ano médio de exposição ao risco de morte foi anterior a 1970, foi aplicada a distribuição de probabilidades de morte de 1965 (Carvalho, 1974); para as mães cujo ano médio de exposição esteve compreendido entre 1970 e 1980, foi utilizada uma função de mortalidade referente ao ano de 1975 (Carvalho e Pinheiro, 1986), e para aquelas cujo ano médio de exposição se situou após 1980, foi aplicada a distribuição de 1985 (IBGE)⁴.

Estimadas as idades, utilizamos a função split do programa STATA 9 para calcular o tempo de exposição ao risco de morte para cada mãe, medido em pessoas-ano. Com base no tempo de exposição e nas idades, é possível considerarmos no cálculo da mortalidade, tanto o efeito de idade, quanto o de período.

Para estimar os riscos de mortalidade em relação à escolaridade das mães por idade e período, especificamos diversos modelos Poisson, para modelar o número de óbitos, ponderados pelo tempo de exposição de cada indivíduo. Construímos 5 modelos distintos. O primeiro controla apenas por idade (categorizada em grupos decenais, entre as idades de 20 e 70 anos). O segundo controla por grupos de idade e de escolaridade da mãe, distribuída segundo cinco categorias: sem escolaridade (omitida), 1 a 4 anos de estudo, 5 a 8 anos de estudo, 9 anos e mais de estudo e anos de estudo *missing*. O terceiro modelo controla por três efeitos puros: grupos de idade, categorias de educação, e períodos de morte, este último categorizado segundo oito décadas, dos anos 30

⁴ As distribuições de mortalidade utilizadas são definidas por idade simples. Como as tabelas de mortalidade originais estavam agrupadas em grupos de idade quinquenais, utilizamos os multiplicadores de Karup-King (Shryock e Siegel, 1973) para estimar probabilidades individuais. Além disso, as funções tinham como limite idades inferiores a 100 anos. Para expandir as probabilidades de morte até os 100 anos, utilizamos uma função logito e o modelo de mortalidade construído por Himes et al. (1994) para idades avançadas.

aos anos 90. O quarto modelo incorpora aos efeitos puros de idade e educação o efeito de interação entre estas duas variáveis. O último modelo adiciona, ao quarto modelo, o efeito puro de período.

3. Resultados

A Tabela 2 apresenta o número de mortes e de pessoas-ano por idade e nível de escolaridade. Os números sugerem que o volume de observações é suficientemente grande para realizar a análise proposta. Como era de se esperar, as taxas de mortalidade aumentam com a idade e diminuem para níveis de escolaridade mais altos. As taxas não variam substantivamente entre os períodos observados, a não ser nos anos 90, em que ela parece ser ligeiramente inferior.

Tabela 2: Número de mortes, tempo de exposição e taxas de mortalidade por idade e nível de escolaridade das mulheres adultas, Brasil

	Mortes	Anos- pessoa de exposição	Taxas de mortalidade (x1000)
Idade			
20-29	1973	1073575	1.84
30-39	5557	1976687	2.81
40-49	9151	1881216	4.86
50-59	12546	1348795	9.30
60-69	15480	813109	19.04
70-79	15065	379981	39.65
80-89	10508	134880	77.91
Escolaridade da mãe			
sem escol	28362	2591924	10.94
1-4 anos	16229	2463138	6.59
5-8 anos	1705	637508	2.67
9 e mais anos	1422	535165	2.66
missing	22650	1457196	15.54
Período			
até 1929	603	61134	9.86
1930-39	1397	148766	9.39
1940-49	2935	311103	9.43
1950-59	5292	550984	9.60
1960-69	9012	899439	10.02
1970-79	13561	1311072	10.34
1980-89	19473	1780686	10.94
1990-96	18095	2621749	6.90

Fonte: PNAD 1996

Os resultados dos modelos de regressão Poisson são apresentados na Tabela 3. No primeiro modelo, que controla apenas por idade, todos os grupos são estatisticamente significativos ($p < 0.01$) e, como era de se esperar, são positivamente correlacionados com o número de óbitos. Com base nos coeficientes deste primeiro modelo calculamos uma esperança de vida aos 20

anos, igual a 50,58 anos. Este resultado é muito similar a estimativas para mortalidade geral apresentadas na literatura recente. Por exemplo, a esperança de vida feminina aos 20 anos calculada pelo IBGE (1991) para 1975 foi de 49.49 anos e de 50.74 anos em 1980. Dado que o ano médio à mortalidade das mulheres estudadas é 1978, podemos afirmar que as taxas calculadas são consistentes com os dados oficiais do IBGE.

No segundo modelo de regressão Poisson (Tabela 3) incluímos a variável escolaridade, cujos coeficientes são estatisticamente significantes. Pode-se observar que os coeficientes por idade reduzem um pouco o seu valor, sugerindo que uma parte do efeito da idade, mesmo que muito pequena, pode ser explicada por variações na escolaridade por idade das mulheres. Existe uma relação negativa muito clara entre os grupos de escolaridade e o número de mortes. A categoria missing na variável de escolaridade é a que apresenta maior mortalidade, maior até que de mulheres sem escolaridade. Ressaltamos, no entanto, que este grupo representa apenas 16% da nossa amostra. Também é importante destacar que o diferencial de mortalidade entre as categorias de maior escolaridade é particularmente pequeno, o que indica que são os primeiros anos de estudo os que contribuem, na margem, mais para a redução na mortalidade.

Ao incluímos controles para os períodos, nota-se um aumento nos coeficientes de idade, e um ligeiro decrescimento nos coeficientes de escolaridade. Isso significa que parte dos diferenciais por idade estavam sendo subestimados, por lidarmos com um intervalo de tempo muito longo, sujeito a variações importantes nos níveis gerais de mortalidade. De forma similar, parte da redução no efeito da escolaridade se deve a variações na composição das mulheres por nível de educação segundo o período de exposição.

No quarto modelo incluímos interações entre idade e educação para, desta forma, examinar como o efeito da educação varia segundo os grupos de idade. Embora, individualmente, nem todos os coeficientes sejam estatisticamente significativos, o teste realizado para o conjunto das interações, indicou que os coeficientes são estatisticamente diferentes de zero (resultados não apresentados). Os coeficientes das interações são positivos e crescem com a idade e com o nível educacional, o que indica que as diferenças de mortalidade por nível de escolaridade são menores nas idades mais velhas, como indicado na literatura internacional..

No último modelo, que mantém os efeitos puros e as interações entre idade e escolaridade, adicionamos controles para os períodos. Há uma redução no valor dos coeficientes das interações, o que sugere que parte da relação entre idade e escolaridade estava captando mudanças nos níveis de mortalidade ao longo do tempo. Isso sugere, também, que parte da maior desigualdade nas idades mais jovens em relação aos mais idosos, se deve a que em períodos mais antigos existia uma menor desigualdade que nos períodos mais recentes, mesmo que a mortalidade seja cada vez menor em nível.

Finalmente, apresentamos na Tabela 4 as taxas de mortalidade calculadas a partir dos modelos Poisson com interações entre as variáveis. As interações nos permitem observar não só a relação entre as variáveis e a mortalidade, mas também, como o efeito de educação, por exemplo, muda dentro de cada grupo de idade. Calculamos, então, as taxas de mortalidade por escolaridade das mulheres dentro de cada grupo de idade, sem controlar pelos períodos e controlando pelos

períodos. Apresentamos aqui os resultados para três grupos de idade selecionados: 20-29 anos, 40-49 anos e 60-69 anos.

Podemos notar, como já foi observado pelos coeficientes dos modelos, que as taxas são menores a medida que a escolaridade aumenta, e que a categoria missing apresenta uma mortalidade significativamente superior a todas as outras categorias. Ao observar os diferenciais, mostrados aqui através da razão entre a taxa de mortalidade das mães sem escolaridade e a taxa de mortalidade das mães com 9 anos de estudo ou mais, que estes são maiores entre os indivíduos de menor idade. O diferencial muda substantivamente de um grupo de idade para o outro, com destaque para as taxas de mortalidade 7 vezes maiores para as mulheres de 20 a 29 anos sem escolaridade, em relação as que tem 9 anos de estudo ou mais. A adição de controles por período reduz os diferenciais, como já esperado, mas sem torná-los menos marcantes (no caso das mulheres de 20 a 29 anos, por exemplo, a mortalidade passa a ser mais de 5 vezes maior entre aquelas sem escolaridade em comparação as que tem 9 anos de estudo).

Tabela 3: Coeficientes de estimação dos modelos Poisson

Variáveis	Idade		Idade Escolaridade		Idade Escolaridade Período		Idade x Escolaridade		Idade x Escolaridade Período	
	Coeficiente	P>0	Coeficiente	P>0	Coeficiente	P>0	Coeficiente	P>0	Coeficiente	P>0
Idade										
30-39	0.4251	0	0.3657	0	0.4056	0	0.4004	0	0.4598	0
40-49	0.9734	0	0.8553	0	0.9463	0	0.9558	0	1.0924	0
50-59	1.6216	0	1.4794	0	1.6433	0	1.6177	0	1.8429	0
60-69	2.3379	0	2.1852	0	2.4203	0	2.3414	0	2.6476	0
Escolaridade										
1-4 a. estudo			-0.3347	0	-0.2375	0	-0.6689	0	-0.4825	0
5-8 a. estudo			-0.9852	0	-0.7643	0	-2.0901	0	-1.6886	0
9 + a. estudo			-0.9995	0	-0.7835	0	-2.0052	0	-1.6527	0
missing			0.5435	0	0.5201	0	1.1632	0	1.2024	0
Idade*Escolaridade										
30-39*1-4 a. estudo							0.1711	0.033	0.1324	0.1
30-39*5-8 a. estudo							0.6444	0.001	0.5917	0.002
30-39*9+ a. estudo							0.2712	0.214	0.2709	0.214
30-39*missing							-0.2254	0	-0.2393	0
40-49*1-4 a. estudo							0.3045	0	0.2219	0.003
40-49*5-8 a. estudo							1.0535	0	0.8806	0
40-49*9+ a. estudo							0.8548	0	0.7492	0
40-49*missing							-0.5269	0	-0.5650	0
50-59*1-4 a. estudo							0.3747	0	0.2727	0
50-59*5-8 a. estudo							1.3777	0	1.1302	0
50-59*9+ a. estudo							1.3315	0	1.1232	0
50-59*missing							-0.7338	0	-0.7987	0
60-69*1-4 a. estudo							0.4238	0	0.3164	0
60-69*5-8 a. estudo							1.4795	0	1.2100	0
60-69*9+ a. estudo							1.4549	0	1.2256	0
60-69*missing							-0.8461	0	-0.9361	0
Período										
1930-39					-0.1920	0			-0.1085	0.027
1940-49					-0.3821	0			-0.2646	0
1950-59					-0.5849	0			-0.4527	0
1960-69					-0.7481	0			-0.6179	0
1970-79					-0.8845	0			-0.7658	0
1980-89					-0.9071	0			-0.7974	0
1990-96					-1.3888	0			-1.2738	0
constante	-6.2971	0	-6.1494	0	-5.3879	0	-6.2722	0	-5.6827	0

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD 1996

Tabela 4
Taxas de mortalidade estimadas (x1000) por nível de
escolaridade, para os grupos de idade 20-29, 40-49 e 60-69
das mulheres no Brasil

Idade e nível de escolaridade	Taxas	
	Sem controlar por período	Controlando por período
20-29		
sem escolaridade	1,89	3,41
1-4 a. estudo	0,97	2,10
5-8 a. estudo	0,24	0,64
9 + a. estudo	0,25	0,64
missing	6,04	11,29
sem escol./9+ a. estudo	7,50	5,29
40-49		
sem escolaridade	4,91	10,13
1-4 a. estudo	3,42	7,82
5-8 a. estudo	1,76	4,56
9 + a. estudo	1,59	4,18
missing	9,27	19,11
sem escol./9+ a. estudo	3,09	2,43
60-69		
sem escolaridade	19,68	48,07
1-4 a. estudo	15,45	40,81
5-8 a. estudo	10,67	29,68
9 + a. estudo	11,56	31,81
missing	26,95	62,49
sem escol./9+ a. estudo	1,70	1,51

Fonte: Taxas calculadas a partir da regressão Poisson, usando dados da PNAD 1996

4. Considerações finais

Inúmeros estudos já demonstram que os diferenciais na mortalidade por nível de educação são significativos em quase todo mundo. Porém, a maioria destes estudos foi realizada em países desenvolvidos. No caso do Brasil, país marcado por uma alta desigualdade social e econômica, apenas alguns poucos estudos tentaram analisar os diferenciais de mortalidade adulta com base em dados individuais, e os que o fizeram se concentraram no estudo dos efeitos de diferenciais de ocupação e em áreas geográficas pequenas. (Duncan et al., 1994; Cordeiro e Silva, 2001). A falta de trabalhos se deve, em grande parte, à ausência ou a erros na declaração de informações

socioeconômicas nos sistemas de informações de mortalidade, ou à falta de pesquisas específicas sobre mortalidade adulta.

Neste trabalho, foram estimadas taxas de mortalidade por nível de escolaridade individual para as mulheres adultas usando dados sobre sobrevivência e escolaridade das mães dos entrevistados na PNAD de 1996. Aplicamos uma metodologia inspirada no método indireto de Brass e dados individuais de uma pesquisa nacional para estimar a mortalidade adulta por nível de educação pela primeira vez para o Brasil. Além disso, analisamos como estes diferenciais de mortalidade por escolaridade variam em relação à idade e em relação ao período de mortalidade. Acreditamos que esta metodologia possa ser facilmente aplicada em outros países ou regiões que enfrentem os mesmos problemas em relação à falta de dados ou sua baixa qualidade, mas que dispõem de pesquisas amostrais.

Nossos resultados são consistentes com a literatura internacional ao demonstrar que existe um diferencial de mortalidade substantivo por grau de escolaridade. Encontrar que aquelas mulheres de 20 a 29 anos sem escolaridade apresentam uma mortalidade 7 vezes superior à das mulheres com 9 anos de estudo é um resultado extremamente preocupante. Além disso, como esperado pela literatura internacional, encontramos que as disparidades são maiores nas idades mais novas do que nas idades avançadas, indicando que existem efeitos de seleção e/ou proteção entre os idosos no Brasil. Também vimos que nos períodos mais recentes, a mortalidade é menor, mas isso fez com que os diferenciais por idade aumentassem. A desigualdade na mortalidade por escolaridade, porém, se viu reduzida ao controlarmos por período, indicando que parte desta desigualdade se deve às mudanças ocorridas na estrutura da escolaridade nas mulheres ao longo do tempo. Esta redução das desigualdades quando controlamos por período também poderia ser explicada porque nos períodos mais antigos, onde a mortalidade era bem maior em nível, a desigualdade devia ser menor que na atualidade.

Em relação a validade dos resultados devido a quantidade de missings na educação, chegamos a diversas conclusões. Primeiramente, a proporção de missings na amostra, 16%, é menor do que em outras amostras que poderíamos ter sido usadas para estimar diferenciais de mortalidade, como por exemplo, o registro civil. Além disso, a PNAD nos permitiu acessar às características destes indivíduos, podendo analisar o grupo social ao que pertencem esses missings. O análise exploratório deixou claro que os missings não são randômicos e que portanto, realizar uma imputação simples poderia introduzir viés nos resultados. Os indivíduos com missing na escolaridade da mãe são mais idosos que o resto, e pertencem a grupos sociais baixos, mesmo e não ser os de menor posição social. Tratar esta categoria como separada permitiu observar que estes apresentam uma mortalidade muito superior ao resto da amostra. É importante ressaltar que a existência de 16% de *missing* não invalida nossa análise. Acreditamos que estes indivíduos se refiram, de fato, as categorias de educação mais baixas (sem escolaridade e 1 a 4 anos de estudo, principalmente) e portanto, ao os tratarmos como uma categoria isolada, estamos apenas reduzindo o enorme diferencial de mortalidade descrito anteriormente. Ou seja, nossos resultados são, certamente, conservadores, no sentido de significarem que o diferencial de mortalidade por educação é, no mínimo, tão grande quanto o que apresentamos na Tabela 4.

Finalmente, estes resultados chamam a atenção para a face mais dura da desigualdade no Brasil. Fica claro que ignorar os diferenciais socioeconômicos na mortalidade adulta brasileira é

inaceitável em uma sociedade que tem empenhado grande esforço para entender as consequências de outras formas de desigualdade social e econômica. As diferenças aqui apresentadas acirram, por exemplo, o debate sobre os efeitos de diferenciais de mortalidade sobre os valores de benefícios pagos pela previdência social. Uma vez que estes diferenciais se mantêm até as idades mais velhas, seu efeito é tornar a previdência um sistema menos progressivo do ponto de vista da distribuição de renda (ou ainda mais regressivo).

Bibliografia

ADLER, N.E., BOYCE, T., CHESNEY, M. A., COHEN, S., FOLKMAN, S., KAHN, R. L., SYME, S. L. Socioeconomic status and health: the challenge of the gradient. *American Psychologist* 49(1):15-24, 1994.

BARROS, G. B., RAMOS, M. Condicionantes da mortalidade na população no extremos sul do Brasil. In: **Anais do XV Encontro Nacional de Estudos Populacionais da ABEP**, Caxambu, 2006.

BARROS, R. P., FOGUEL, M., ULYSSEA, G. **Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Ed. IPEA, v. 2., 900 p., 2006.

BECKETT, M., 2000. Converging health inequalities in later-life: an artifact of mortality selection. *Journal of Health and Social Behaviour* 41:106-119.

CARVALHO, J. A. M. **Tendências regionais de fecundidade e mortalidade no Brasil**. Belo Horizonte, CEDEPLAR, UFMG, Monografia no. 8, 1974.

CARVALHO, J. A. M., WOOD, C. H. Renda e concentração da mortalidade no Brasil. *Estudos Econômicos*, 7(1):107-30, 1977.

CARVALHO, J. A. M., PINHEIRO, S. M. G. **Fecundidade e mortalidade no Brasil 1970/1980**. Belo Horizonte, CEDEPLAR, UFMG (Relatório de pesquisa), 1986.

CERQUEIRA, C. A., PAES, N. A. Mortalidade por Doenças Crônico-Degenerativas e Relações com Indicadores Socioeconômicos no Brasil. In: **Anais do XI Encontro Nacional de Estudos Populacionais da ABEP**, Caxambu, 1998.

CORDEIRO, R., SILVA, E. A. Desigualdade da sobrevivência de trabalhadores de Botucatu, São Paulo, Brasil. *Cadernos de Saúde Pública*, v.17 n.4, Rio de Janeiro, 2001.

CUTLER, D. M., DEATON, A., S., LLERAS-MUNEY, A. The Determinants of Mortality. **NBER**, Working Paper 11963, <http://www.neber.org/papers/w11963>. NBER, 2006.

CUTLER, D. M., LLERAS-MUNEY, A. Education and Health: Evaluating Theories and Evidence. **NBER** Working Paper No. 12352, June 2006.

DENNIS, M., WILMOTH, J. R. Social differences in older adult mortality in the United States: Questions, data, methods, and results. In: Robine, J. M. et al. (eds.), **Human longevity, individual life duration, and the growth of the oldest-old population**, Oxford, U.K.: Oxford University Press, 2001.

DRUMMOND Jr., M. BARROS, M. B. A. Desigualdades socioespaciais na mortalidade do adulto no Município de São Paulo. **Revista Brasileira de Epidemiologia**. Vol.2, no 1/2, 1999.

DUARTE, E. C., SCHNEIDER, M. C., PAES-SOUSA, R., SILVA, J. B., CASTILLO-SALGADO, C. Expectativa de vida ao nascer e mortalidade no Brasil em 1999: análise exploratória dos diferenciais regionais. **Revista Panamericana de Salud Pública**, 12(6), 2002.

DUNCAN, B. B. RUMEL, D., ZELMANOWICZ, A., MENGUE, S. S., SANTOS, S., DALMAZ, A. Social Inequality in Mortality in São Paulo State, Brazil. **International Journal of Epidemiology**, vol. 24, n.2, 1995.

ELO, I. T., PRESTON, S. H. Educational differentials in mortality: United States, 1979-85. **Social Science and Medicine** 42: 47-57, 1996.

FOX, A. J., ADELSTEIN, A. M., 1978. Occupational mortality: Work or way of life? **Journal of Epidemiology and Community Health**, 32:73-78.

GOLDMAN, N. Social inequalities in health, disentangling the underlying mechanisms. **Annals New York Academy of Sciences**, 2001.

HIMES, C. L., PRESTON, S. H., CONDRAN, G. A. A relational modelo f mortality at older ages in low mortality countries. **Population Studies**, v. 48, n.2, p. 269-291, 1994.

HOFFMANN, R. Do socioeconomic mortality differences decrease with rising age? **Demographic Research**, Max Planck Institute for Demographic Research, Rostock, Germany, vol. 13(2): 35-62, August, 2005.

HORTA, C. J. G., CARVALHO, J. A. M., FRIAS, L. A M. Recomposição da fecundidade por geração para Brasil e regiões: atualização e revisão. In: **Anais do XII Encontro Nacional de Estudos Populacionais da ABEP**, Caxambu, 2000.

HOUSE, J. S., LEPKOWSKI, J. M., KINNEY, A. M., MERO, R. P., KESSLER, R. C., HERZOG, A. R. The social stratification of aging and health. **Journal of Health and Social Behavior**, 35,213-234, 1994

HUMMER, R.A., ROGERS, R. G., EBERSTEIN, I. W. Sociodemographic Differentials in Adult Mortality: A Review of Analytic Approaches. **Population and Development Review** 24.3: p. 553, sept 1998.

IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística). **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios de 1996**.

IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística). **Anuário Estatístico do Brasil**. Rio de Janeiro: IBGE, 1991.

ISHITANI, L. H., FRANCO, G. C., PERPÉTUO, I. H. O., FRANÇA, E. Desigualdade social e mortalidade precoce por doenças cardiovasculares no Brasil. **Revista de Saúde Pública**, 40(4): 684-91, 2006.

KITAGAWA, E. M., HAUSER, P. M. **Differential mortality in the United States: a study in socioeconomic epidemiology**. Cambridge: Harvard University Press; 1973.

KUNST, A. E., GROENHOF, F., MACKENBACH, J. P. Occupational class and cause specific mortality in middle aged men in 11 European countries: comparison of population based studies. **British Medical Journal (BMJ)** 316:1636–42, 1998.

KUNST, A. E., BOS, V., ANDERSEN, O., CARDANO, M., COSTA, G., HARDING, S., HEMSTRÖM, Ö., LAYTE, R., REGIDOR, E., REID, A., SANTANA, P., VALKONEN, T., MACKENBACH, J. P. Monitoring of trends in socioeconomic inequalities in mortality: Experiences from a European project. **Demographic Research**, special collection 2, art. 9, 2004.

LIANGA, J., BENNETTA, J., KRAUSEA, N., KOBAYASHID, E., KIMD, H., BROWNA, J. W., AKIYAMAC, H., SUGISAWAD, H., JAINA, A. Old Age Mortality in Japan: Does the Socioeconomic Gradient Interact With Gender and Age? **The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences** n. 57, p. 294-307, 2002.

LLERAS-MUNNEY, A. The relationship between Education and Adult Mortality in the United States. **Review of Economic Studies**, 72, p.189–221, 2005.

MARMOT, M. G., MCDOWALL, M. E. Mortality decline and widening social inequalities. **Lancet** 2(8501):274-6, 1986.

MESSIAS, E. Income Inequality, Illiteracy Rate, and Life Expectancy in Brazil. **American Journal of Public Health**, vol 93, no. 8, 2003.

PAES-SOUSA, R. Diferenciais intra-urbanos de mortalidade em Belo Horizonte, Minas Gerais, Brasil, 1994: revisitando o debate sobre transições demográfica e epidemiológica. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, 18(5): p.1411-1421, 2002.

PAPPAS, G. QUEEN, S., HADDEN, W., GAIL, F. The increasing disparity in mortality between socioeconomic groups in the United States, 1960 and 1986. **The New England Journal of Medicine**, vol. 39 (2), 1993.

PRESTON, S. H., ELO, I. T. Are educational differentials in adult mortality increasing in the United States? **Journal of aging and health** 7: 476-96, 1995.

PRESTON, S. H., TAUBMAN, P. Socioeconomic differences in adult mortality and health status. In: MARTIN, L.G., PRESTON, S.H., **Demography of aging**, ed. National Academy Press. Washington, DC, p. 279-318, 1994.

ROYSTON, P. Multiple imputation of missing values. **Stata Journal** 4(3): 227–241, 2004.

ROSS, C., WU, C. Education, age, and the cumulative advantage in health. **Journal of Health and Social Behavior**, 37,104-120, 1996.

ROSSUM, C. T. M., SHIPLEY, M. J., MHEEN, H., GROBBEE D. E., MARMOT, M. G. Employment grade differences in cause specific mortality. A 25 year follow up of civil servants from the first Whitehall study. **Journal of Epidemiology and Community Health** 54:178-184, 2000.

RUMEL, D. Razões de mortalidade frente ao efeito desigualdade em estudos de mortalidade associada a categorias ocupacionais e níveis sociais. **Revista de Saúde Pública**, S. Paulo, 22:335-40, 1988.

SHRYOCK, H. S., SIEGEL, J. S. **The Methods and Materials of Demography**. 2 Vols. U.S. Bureau of the Census, Washington, 1973.

SILVA, L. M. V., PAIM, J. S., COSTA, M. C. N. Desigualdades na mortalidade, espaço e estratos sociais. **Rev. Saúde Pública**, 33 (2): 187-97, 1999.

SZWARCWALD, C. L., BASTOS, F. I., ESTEVES, M. A. P., ANDRADE, C. L. T., PAEZ, M. S., MÉDICI, E. V., DERRIÇO, M. Desigualdade de renda e situação de saúde: o caso do Rio de Janeiro. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, 15(1):15-28,1999.

WOLFSON M. C., ROWE G., GENTLEMAN J. F., TOMIAK M. Career earnings and death: a longitudinal analysis of older Canadian men. **Journal of Gerontology** 48:167–179, 1993.

WOOD, C. H., CARVALHO, J. A. M. **The Demography of Inequality in Brazil**. London: Cambridge University Press, 1988.