

Um modelo para estimar a mortalidade materna: a relação entre a razão de mortalidade materna e outros parâmetros demográficos*

Laura L. Rodríguez Wong**

Embora não existam fontes confiáveis para agregados nacionais em regiões subdesenvolvidas, sabe-se que a mortalidade materna nos países mais atrasados da África, Ásia ou América Latina pode ser mais de cem vezes maior do que na Europa Ocidental.

Introdução

As altas mortalidade e morbidade maternas constituem um sério problema demográfico e de saúde pública no Terceiro Mundo. O recente reconhecimento da urgência de se definir, medir e resolver esta questão deve-se, entre outras razões, à constatação das grandes e injustas diferenças ainda existentes entre populações desenvolvidas e subdesenvolvidas no que se refere à mortalidade materna.

Até pouco tempo, o enfrentamento do problema não era priorizado; outros

aspectos da saúde pública vêm recebendo monitoramento mais privilegiado. É o caso, por exemplo, dos níveis extremamente altos de mortalidade infantil. Nos países do Terceiro Mundo estes são até 10-15 vezes maiores que aqueles registrados em países desenvolvidos durante a última década, mas diante de tal constatação definiram-se planos e estão sendo feitos esforços para diminuir essa diferença.

O mesmo não ocorre com a mortalidade materna. Embora não existam fontes confiáveis para agregados nacionais em regiões subdesenvolvidas, sabe-se

* O presente artigo baseia-se, em parte, nos resultados apresentados em minha tese de doutorado "Estimating levels and patterns of maternal mortality from fertility – implications for the sisterhood method", submetida a London School of Hygiene and Tropical Medicine, da Universidade de Londres. Agradeço a assessoria de B. Zaba e da dra. W. Graham e os comentários do prof. J.A.M. de Carvalho; reconheço, no entanto, como meu qualquer erro de método e/ou interpretação.

** Professora visitante do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar) da Universidade Federal de Minas Gerais.

que a mortalidade materna nos países mais atrasados da África, Ásia ou América Latina pode ser mais de cem vezes maior do que na Europa Ocidental. Por exemplo, a razão de mortalidade materna (RMM) (1) em países como a Dinamarca, Noruega ou Suécia é de cinco mortes maternas por cem mil nascidos vivos (United Nations, 1982-1991), ao passo que em algumas áreas urbanas da Gâmbia ou Somália, ou em certas áreas rurais da América Latina, como em Oruro (Bolívia), a RMM é de mais de mil mortes maternas para cada cem mil nascidos vivos (Graham e Brass, 1988; Mohamud, 1992; Wong *et al.*, 1990).

As altas mortalidade e morbidade maternas são fenômenos inaceitáveis, pois não se justifica o fato de uma mulher se expor a elevados riscos de morte apenas por se submeter ao processo natural da gravidez (Laurenti, 1988). Deve-se, portanto, encarar esta problemática sob a ótica da dignidade humana (Campbell e Graham, 1990). Não se pode aceitar passivamente a alta incidência de mortes maternas quando, comprovadamente, dados os conhecimentos e avanços médicos, sanitários e científico-tecnológicos alcançados, uma proporção elevadíssima dessas mortes nos países subdesenvolvidos pode ser evitada (2).

O problema da mortalidade materna exige solução urgente pelos enormes custos humanos e sociais que sua alta incidência ocasiona na população, tais como: (a) mortes precoces, uma vez que a mortalidade materna se dá durante o período reprodutivo da mulher; (b) maior exposição dos filhos órfãos a riscos de morbidade e de mortalidade, por desnutrição, acidente e similares (ver Graham e Airey, 1987; Boerma, 1987; Wagatsuma,

1981; Wallace, 1984); (c) dissolução da família e as conseqüências demográficas, sociais e psicológicas que isso acarreta (ver, por exemplo, Graham e Airey, 1987); (d) gastos com saúde (públicos ou privados) que poderiam ser redirecionados; (e) perda de dias de trabalho com a doença e morte da mulher.

A falta gritante de fontes de dados impede que sejam conhecidos importantes aspectos da mortalidade materna, como suas causas e determinantes, seus níveis e tendências, como intervir para reverter tendências de aumento ou provocar/acelerar seu declínio, como monitorar e/ou avaliar programas de impacto sobre esses fenômenos etc. Constitui-se, desta forma, um círculo vicioso, ou "armadilha metodológica" (Graham e Campbell, 1990): a falta de dados contribui para o desconhecimento da problemática da mortalidade materna, impedindo, assim, que ações sejam tomadas.

O presente estudo soma-se aos esforços desenvolvidos nos últimos anos para quebrar este círculo vicioso. Apresenta um modelo para estimar níveis e padrões de mortalidade materna medida em termos da RMM. Tem por objetivo analisar as relações entre a RMM – que é um dos indicadores mais usados para medir a mortalidade materna – e outras quatro variáveis demográficas: esperança de vida feminina ao nascer ($e_{0,f}$), taxa de mortalidade infantil (MI), estrutura etária feminina e taxa de fecundidade total (TFT).

Em primeiro lugar, a RMM *global* – isto é, sem levar em conta a idade da mulher – é considerada. Tendo em vista que variáveis como a fecundidade ou estruturas etárias diferentes podem afetar a comparação, técnicas de padronização

(1) A Razão de Mortalidade Materna (RMM) de uma determinada área é o número de mortes maternas com relação a cem mil nascidos vivos em um determinado período. Ver a definição de morte materna no Anexo 1.

(2) Segundo a Organização Mundial de Saúde, até 98% das morte maternas devem-se a causas evitáveis (WHO, 1986a).

são utilizadas para comparar a RMM em diferentes populações ou períodos. Em segundo lugar, níveis e padrões por idade são comparados usando-se distribuições relativas das razões de mortalidade materna específicas por idade: $m(i)$ (3).

Finalmente, as relações entre a RMM e os quatro parâmetros demográficos mencionados são estabelecidas e quantificadas. A informação básica provém, principalmente, de estatísticas vitais, incluindo desde dados anteriores a 1900 até aqueles referentes ao final da década de 1980 (4).

A razão de mortalidade materna (RMM) e o padrão por idade

Variações na RMM ocorrem principalmente porque o risco de uma morte materna está fortemente associado a cuidados obstétricos, isto é, à atenção médica dedicada à gravidez. A RMM relaciona-se, conseqüentemente, com a disponibilidade de recursos de saúde. Por tal motivo, o risco varia amplamente entre populações e no interior das mesmas. A condição de saúde da mulher, por outro lado, é um importante determinante da mortalidade geral e, por conseguinte, da esperança de vida feminina ao nascer. Este indicador, por sua vez, depende indiretamente das condições gerais de vida de uma população. Grandes diferenças de $e_{0,f}$ estariam associadas, entre outros

aspectos, a grandes diferenças de padrões e níveis da RMM.

O nível da mortalidade materna medido através da RMM

A Tabela 1 apresenta a RMM calculada para um conjunto de populações agregadas segundo níveis gerais de mortalidade geral feminina. Há uma diferença de quase 11 vezes entre a maior e a menor RMM média, com o valor maior, de 473, correspondendo à $e_{0,f}$ abaixo de 45 anos e o menor, de 44, à $e_{0,f}$ de 73 anos e mais (5).

A RMM é uma medida bruta ou global e é afetada por variáveis como a fecundidade e, em menor medida, a estrutura etária da população feminina, não sendo, portanto, um bom indicador para comparação de níveis de mortalidade materna entre populações diferentes. Com efeito, razões globais similares podem esconder riscos específicos por idade muito diferentes. Isto é o que sucede, por exemplo, nas populações com $e_{0,f}$ de 45-55 e 55-65 anos analisadas na Tabela 1: a RMM é praticamente a mesma (364 e 362, respectivamente), mas as razões específicas para grupos etários iguais são diferentes; no primeiro caso, a idade 15-19 apresenta uma razão 16% maior, ao passo que na idade 30-34 a razão é 13% menor. A Tabela 1 mostra que as razões específicas de mortalidade materna, $m(i)$, variam muito mais que a RMM: no grupo etário 15-19 a mais alta razão é 40 vezes maior do que a menor. A diferença em ter-

(3) Define-se $m(i)$ como a razão entre mortes maternas de mulheres do grupo etário (i) e nascidos vivos de mulheres desse mesmo grupo etário (i), sendo $i=1$ para o grupo etário 15-19; $i=2$ para o grupo 20-24;... $i=7$ para o grupo etário 45-49.

(4) O estudo baseia-se num total de 192 populações, com três tipos de dados originários de estatísticas vitais: (a) causas de morte, analisadas por Preston *et al.* (1972) e classificadas segundo esperança de vida ao nascer; (b) dados de países selecionados que demonstraram, historicamente, ter qualidade relativamente confiável; (c) dados oficiais disponíveis para um conjunto de 161 populações de países desenvolvidos e subdesenvolvidos, cobrindo um período que vai desde o século XVIII até o final da década de 1980. Estes dados, no seu conjunto, apresentam diferentes graus de cobertura e confiabilidade. Ver Wong(1993) para maior informação sobre as fontes.

(5) Esta diferença, em si, já é expressiva e alarmante. No entanto, deve ser salientado o fato de que, atualmente, existem populações cujos valores da RMM ultrapassam amplamente os limites desse intervalo. Ver, a propósito, WHO (1986a, 1986b e 1987).

Tabela 1
Razões específicas, por idade, de mortalidade materna (m(i)); quociente entre m(i) e razão de mortalidade materna; e quociente entre m(i) e m(2), segundo esperanças de vida feminina ao nascer

Esperança de Vida Feminina ao Nascer (Anos)	Grupo Etário (i)							RMM (*)
	15/19 (1)	20/24 (2)	25/29 (3)	30/34 (4)	35/39 (5)	40/44 (6)	45/49 (7)	
Razões Específicas de Mortalidade Materna – m(i) (*)								
Menos de 45	787,65	434,41	372,21	437,86	525,64	696,31	2.112,03	472,57
45-55	412,46	301,26	279,32	358,65	474,68	682,56	1.243,45	364,24
55-65	346,00	251,03	289,29	404,82	560,85	713,18	1.436,97	361,88
65-70	191,97	118,52	143,66	222,88	361,30	483,04	756,22	189,49
70-73	45,84	44,71	60,02	96,18	173,34	257,06	294,08	79,92
73 e Mais	18,92	23,01	34,22	60,51	107,94	166,41	187,56	43,55
Quociente entre m(i) e RMM: m'(i)								
Menos de 45	1,67	0,92	0,79	0,93	1,11	1,47	4,47	1,00
45-55	1,13	0,83	0,77	0,98	1,30	1,87	3,41	1,00
55-65	0,96	0,69	0,80	1,12	1,55	1,97	3,97	1,00
65-70	1,01	0,63	0,76	1,18	1,91	2,55	3,99	1,00
70-73	0,57	0,56	0,75	1,20	2,17	3,22	3,68	1,00
73 e Mais	0,43	0,53	0,79	1,39	2,48	3,82	4,31	1,00
Quociente entre m(i) e m(2): m''(i)								
Menos de 45	1,81	1,00	0,86	1,01	1,21	1,60	4,86	1,09
45-55	1,37	1,00	0,93	1,19	1,58	2,27	4,13	1,21
55-65	1,38	1,00	1,15	1,61	2,23	2,84	5,72	1,44
65-70	1,62	1,00	1,21	1,88	3,05	4,08	6,38	1,60
70-73	1,03	1,00	1,34	2,15	3,88	5,75	6,58	1,79
73 e Mais	0,82	1,00	1,49	2,63	4,69	7,23	8,15	1,89

(*) Por 100.000 nascidos vivos.

FONTE: Wong (1993).

mos de magnitude é igualmente grande no grupo etário 20-24, no qual, geralmente, m(i) alcança os menores valores: a diferença entre os valores extremos, correspondentes aos valores extremos de $e_{0,f}$, é maior do que 20 vezes.

Tais contrastes indicam que importantes diferenças no risco obstétrico por idade não se refletem adequadamente nas comparações da RMM e que, conseqüentemente, há outros componentes, além da idade, que afetam comparações entre várias populações. Fecundidade e estrutura etária são dois desses fatores. Seu impacto pode ser avaliado usando-se procedimentos de padronização.

Na Tabela 2(a) apresentam-se RMMs padronizadas, controlando-se se-

paradamente os fatores mencionados. A população com $e_{0,f}$ inferior a 45 anos foi tomada como padrão. No primeiro caso, pressupõe-se uma estrutura etária feminina constante qualquer que seja a $e_{0,f}$ e os níveis da mortalidade materna e da fecundidade. No segundo caso, supõe-se que a fecundidade (nível e padrão) seja a mesma, independentemente da estrutura etária feminina e do nível da mortalidade materna. Os resultados indicam que:

(a) Pressupondo a estrutura etária feminina igual em todas as populações, a RMM padronizada é praticamente a mesma, embora ligeiramente menor em todos os casos, o que se explica pelo fato de a população padrão, correspondente à $e_{0,f}$ de menos de 45 anos, representar uma

Tabela 2
RMMs observadas e padronizadas, considerando constantes a estrutura etária feminina ou as taxas específicas de fecundidade por idade, segundo diferentes valores de $e_{0,f}$

População	Razão de Mortalidade Materna (por 100.000)		
	Observadas (Não Padronizadas)	Padronização (1) (*)	Padronização (2) (*)
a) Populações Agregadas Segundo $e_{0,f}$			
Menos de 45	472,57	472,57	472,57
45-55	364,24	365,12	369,70
55-65	361,88	359,31	389,25
65-70	189,49	185,54	223,92
70-73	79,92	75,54	102,86
73 e Mais	43,55	40,42	64,30
b) Inglaterra e País de Gales, para Diferentes Períodos entre 1861 e 1985			
1861	428,85	428,25	428,85
1871	495,48	495,72	495,74
1881	473,14	473,62	474,89
1891	517,07	518,85	522,04
1901	465,97	468,70	490,03
1911	382,72	377,66	402,90
1921	385,10	371,25	430,71
1931	406,91	393,72	469,79
1938/39	299,25	281,14	349,86
1940/44	245,15	228,19	288,60
1945/49	128,04	117,31	159,19
1950/54	76,86	69,38	106,31
1955/59	48,53	43,35	73,37
1960/64	32,23	29,34	48,72
1965/69	23,16	22,03	35,50
1970/74	15,29	14,80	27,15
1975/79	12,02	11,48	22,48
1980/84	8,87	8,48	15,26

(*) No caso (a):

- A padronização (1) supõe que a distribuição etária relativa da população com $e_{0,f}$ menor que 45 anos seja a mesma para todas as populações, mantendo as correspondentes taxas de fecundidade por idade e as $m(i)$ observadas.
- A padronização (2) supõe que as taxas de fecundidade por idade das populações com $e_{0,f}$ menor que 45 anos sejam as mesmas para todas as populações, mantendo as respectivas $m(i)$ e estrutura etária feminina observadas.

No caso (b):

- Igual ao caso (a), mas considerando as taxas específicas de fecundidade por idade e a distribuição etária feminina de 1861 como distribuições padrão.

FONTE: Wong (1993).

estrutura etária jovem, o que relativamente favoreceria uma RMM menor. As variações mais significativas, mas inferiores a 10%, correspondem aos maiores níveis de $e_{0,f}$. Muito embora se saiba que a estrutura etária de uma população possa variar com diferentes níveis de $e_{0,f}$, as

cifras apresentadas indicariam que este componente não tem efeitos importantes na RMM.

(b) Pressupondo níveis e padrões de fecundidade constantes independentemente da $e_{0,f}$, nota-se uma variação entre os valores observados e padroniza-

dos maior do que no caso anterior. Neste caso, ao considerar uma população padrão que possui altos níveis de fecundidade e, conseqüentemente, uma distribuição por idade que favorece uma RMM relativamente maior, nota-se que nas populações com maior $e_{0,f}$ a RMM seria maior. No caso de populações com $e_{0,f}$ entre 65-70 anos, a RMM seria 18% maior. Para populações com $e_{0,f}$ superior a 73 anos, e supondo que estas tenham uma fecundidade correspondente à população padrão, a RMM seria 50% maior.

Os resultados em (a) e (b) indicam a influência da estrutura etária e, em maior grau, da estrutura da fecundidade em uma medida-resumo com é a RMM.

Com o intuito de melhor avaliar o papel destas variáveis – que efetivamente mudam ao longo do tempo – na RMM, o mesmo processo de padronização foi aplicado à população da Inglaterra e País de Gales (6). A $e_{0,f}$ nestes países variou de 43 a 77 anos no período 1861-1985. A população padrão considerada neste caso é a correspondente a 1861, quando a TFT era de aproximadamente cinco filhos por mulher. Os resultados foram incluídos na Tabela 2(b).

A tendência das RMMs padronizadas para controlar o efeito, seja da fecundidade, seja da estrutura etária feminina, apresenta-se similar àquela apresentada no caso anterior: mudanças na estrutura etária influem pouco na RMM; mudanças no padrão de fecundidade a afetariam mais. No exemplo da Inglaterra e País de Gales, observa-se que se a fecundidade de 1861, com um padrão no qual as taxas nas idades extremas tinham proporcionalmente mais relevância que na atualidade, tivesse se mantido, os valores atuais da RMM poderiam ser praticamente o dobro. Muito embora isto demonstre a influência da fecundidade na RMM, deve ser lembrado que, para o fim do

período considerado, os valores da mortalidade materna são extremamente baixos. Ou seja, mesmo assumindo distribuições constantes da fecundidade e/ou da população feminina, o que se observa é que a mortalidade materna mudou, independentemente das mudanças nas outras variáveis. Todavia, as mudanças operadas nestas variáveis influem na RMM em sentido oposto, ou seja: se mudanças no padrão da fecundidade tendem a favorecer uma RMM relativamente menor, mudanças na distribuição etária podem favorecer uma RMM relativamente maior.

O fato é melhor ilustrado no Gráfico 1, que mostra a evolução do índice da RMM transformando os valores de 1861 em 100 e considerando ambos os valores, observados e padronizados. As curvas são similares, indicando, como no caso anterior, o impacto limitado que mudanças no padrão da fecundidade e/ou na estrutura etária feminina, *per se*, podem ter nas mudanças na RMM. De fato, no caso da Inglaterra e Gales, desde o começo do século até 1950-55, quando a TFT atingiu o menor nível, a RMM, de acordo com os valores observados, variou de 466 a 77, isto é, um decréscimo relativo de 84%; pressupondo a estrutura etária ou fecundidade constantes, o decréscimo teria sido também em torno de 80%. Ou seja, se a composição dessas variáveis não tivesse variado ao longo do tempo, a tendência de diminuição da RMM teria sido, *ceteris paribus*, similar àquela efetivamente observada. Resumindo, tais resultados reveiam, por um lado, a relativa influência que mudanças no padrão da fecundidade acarretam na RMM, influência que seria menor no caso de mudanças na distribuição etária da população feminina. Por outro lado, sendo a influência de ambas no sentido oposto, mudanças simultâneas nas duas variáveis contrabalançariam seus efeitos na RMM.

(6) Esta população foi escolhida pelo fato de dispor de estatísticas relativamente confiáveis sobre mortalidade materna ao longo de um razoável período de tempo (Wong, 1993).

A distribuição por idade da RMM

Como vimos na Tabela 1, há forte variação do risco de morte materna, evidenciada pela distribuição das $m(i)$. Para se poder avaliar os diferenciais de risco, propõe-se, neste item, o uso de "diferenças relativas por idade" do risco obstétrico.

As diferenças relativas entre as razões de mortalidade materna por idade e o nível global da mortalidade materna

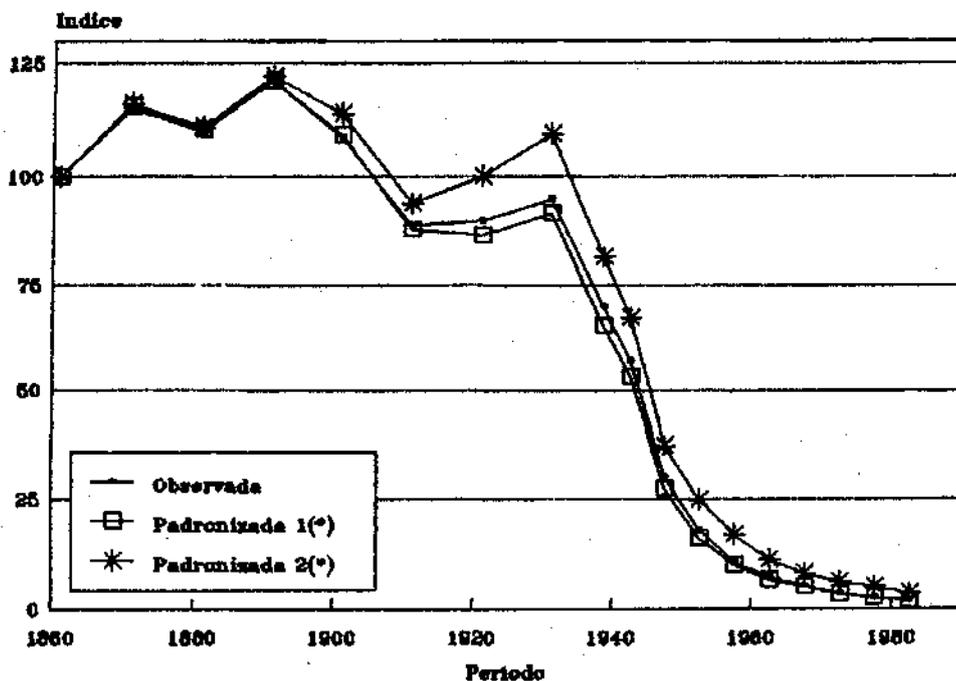
O quociente entre $m(i)$ e RMM indica a diferença relativa entre o risco de morte materna em uma determinada idade (i) e o risco médio de morte materna das mulheres no período reprodutivo; assim:

$$m'(i) = m(i)/RMM$$

Como a RMM é uma média ponderada das $m(i)$, cujos pesos são dados pela distribuição da fecundidade e das mulheres por idade, o nível por idade do mencionado quociente dependerá também da estrutura etária das mulheres em idade reprodutiva e da forma da sua função de fecundidade. Em uma população e período determinados, $m'(i)$ indica o risco maior ou menor de um grupo etário específico relativo ao risco médio do período reprodutivo como um todo. $m'(i)$ para populações classificadas em seis diferentes intervalos de $e_{0,t}$ apresenta-se no Gráfico 2(a).

A primeira observação a fazer sobre o conjunto de curvas apresentadas é a existência de padrões amplamente

Gráfico 1
Inglaterra e País de Gales, 1861-1985: Índice da RMM – Valores observados e padronizados (1861 = 100)

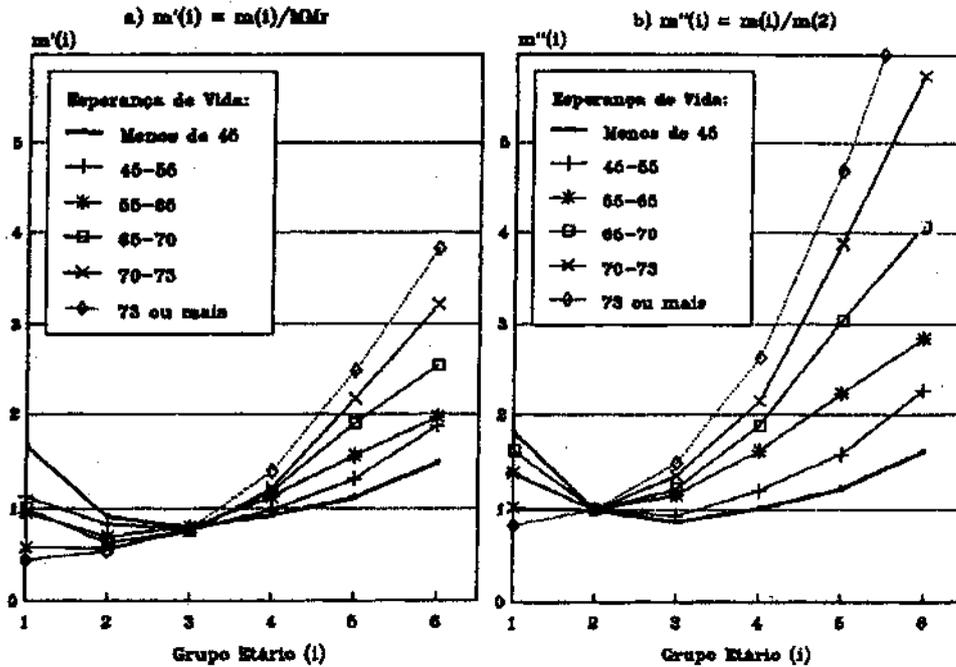


(*) Ver explicação no texto.

FONTE: Tabela 2.

Gráfico 2

Diferenças relativas da razão de mortalidade materna por grupo etário (i), segundo esperança de vida feminina ao nascer



FONTE: Tabela 1.

diversificados. Nota-se um comportamento que varia de uma curva em forma de U para populações com as menores $e_{0,f}$, até a curva exponencial para as maiores $e_{0,f}$, com posições intermediárias de curvas sugerindo a forma de J . Em outros termos, há uma rotação das curvas à medida que a mortalidade geral diminui.

A segunda observação tem a ver com o comportamento por idade. No grupo etário 15-19, o maior risco relativo corresponde à população de menor $e_{0,f}$. $m'(1)$ diminui à medida que $e_{0,f}$ aumenta, sendo a única exceção a $e_{0,f}$ entre 65 e 70 anos. Os valores de $m'(1)$ oscilam entre 0,4 e 1,7, o que indica que $m(1)$ é de 40% a 170% a média do risco global, ou seja, das mulheres que engravidam no período reprodutivo como um todo.

No grupo etário 20-24, o comportamento segundo a $e_{0,f}$ é similar àquele encontrado para o grupo etário mais jovem. A diferença, neste caso, é que $m'(2)$ diminui consistentemente à medida que $e_{0,f}$ aumenta. Há um intervalo de variação menor e, o que é importante salientar, $m(2)$ é sempre menor que o risco global: seu valor varia de 50% a 90% do valor da RMM.

O grupo etário 25-29 apresenta-se como o ponto central em torno do qual as outras distribuições giram. De um modo geral os valores são similares, independentemente do nível da mortalidade geral: $m'(3)$ é sempre ao redor de 75-80% do valor da RMM.

As idades maiores (30 anos e mais) demonstram uma relação direta: o risco relativo para $i > 3$ é maior à medida que diminui o nível da mortalidade geral. Isto se constata em todos os casos, muito

embora $m'(4)$ apresente-se com valores similares para as populações cuja $\theta_{0,f}$ está entre 55 e 73 anos. No geral, $m(i)$ para $i > 3$ é maior que a RMM, com as diferenças aumentando quanto mais avança a idade da mulher.

As diferenças relativas da mortalidade materna nas diversas idades com relação ao grupo etário 20-24

O comportamento descrito acima indica que há uma forte relação entre o nível da mortalidade geral e o padrão por idade da RMM. Assim, a $m(i)$ de um dado grupo etário poderia representar, adequadamente transformada, um indicador do nível e padrão das $m(i)$. Com este objetivo, propõe-se, neste item, um outro indicador das diferenças relativas do risco obstétrico: $m^*(i)$.

Um indicador desta natureza pode ser calculado para cada $m(i)$ e $m(2)$, ou seja, à idade 20-24. Este grupo etário é considerado por dois motivos. Primeiro, porque dados sobre mortalidade materna para as idades centrais, digamos, 20-34 anos, são geralmente mais confiáveis: eles incluem um maior número de nascidos vivos e mortes maternas, ficando, conseqüentemente, menos afetados por eventuais flutuações devidas a pequenos números. Segundo, porque, dentro daquele intervalo, $m'(3)$ mostrou-se praticamente constante, portanto, menos sensível a mudanças na RMM, ao passo que $m'(4)$ apresentou um aumento significativo, embora menos consistente que $m'(2)$, à medida que aumentou a $\theta_{0,f}$. Assim, o quociente entre cada $m(i)$ e $m(2)$ é representado por:

$$m^*(i) = m(i)/m(2)$$

O quociente anterior, $m^*(i)$, tal como foi visto, não é padronizado, dependendo, em cada população, da distribuição etária e do padrão de fecundidade. Já o quociente $m^*(i)$ independe destas variá-

veis, sendo, portanto, um indicador mais adequado para uma comparação entre populações diferentes. Para uma mesma população, as distribuições de $m'(i)$ e $m^*(i)$ têm exatamente a mesma forma, pois ambas as $m(i)$ são divididas por constantes: no primeiro caso pela RMM e, no segundo, por $m(2)$. Apesar de se manter a mesma estrutura relativa em cada distribuição, quando se passa de $m'(i)$ para $m^*(i)$ há uma mudança de nível, dada por:

$$k_{(j)} = RMM_{(j)} / m(2)_{(j)}$$

onde (j) refere-se a uma determinada população.

Pode-se também dizer que:

$$m^*(i) = k_{(j)} * m'(i)$$

onde $k_{(j)}$ varia de uma população a outra, pois depende da RMM – que é uma média ponderada das $m(i)$ – e de $m(2)$ – a razão específica de mortalidade materna no grupo etário 20-24.

A distribuição de $m^*(i)$ segundo a $\theta_{0,f}$ apresenta-se no Gráfico 2(b), onde se nota que as curvas são similares àquelas mostradas para $m'(i)$ no Gráfico 2(a).

Por construção, o ponto no qual as distribuições se cruzam é $i=2$. A mudança na escala enfatiza a associação entre $\theta_{0,f}$ e permite uma mais clara diferenciação do risco obstétrico por idade.

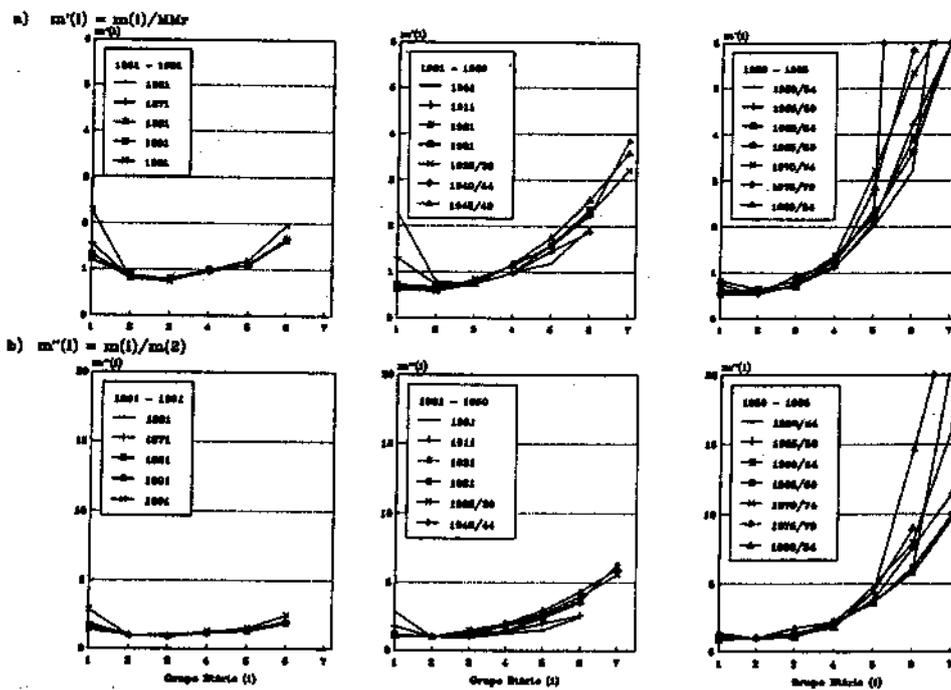
Deduz-se do Gráfico 2(b) que:(a) em populações com baixa $\theta_{0,f}$, o risco obstétrico é similar para todas as idades dentro do período reprodutivo; em populações com alta $\theta_{0,f}$, os riscos por idade são altamente diferenciados; (b) aumentos na $\theta_{0,f}$, o que geralmente vem acompanhado de melhores condições de higiene e saúde e reduções drásticas em $m(2)$, fazem com que as razões para as mulheres mais velhas sejam relativamen-

te muito maiores. Por exemplo, quando a $e_{0,f}$ é maior que 65 anos, $m(6)$ ou $m(7)$ corresponde a mais de quatro – ou ainda sete – vezes o risco que a mulher enfrenta na idade 20-24.

Como uma forma de complementar e melhor documentar os achados sobre a consistência dos níveis e padrões das $m(i)$, considera-se a seguir a sua tendência e as correspondentes diferenças relativas, $m'(i)$ e $m''(i)$, incorporando a dimensão tempo. Com este fim, apresentam-se no Gráfico 3 os dados para Inglaterra e País de Gales de 1861 a 1985. Foram considerados três períodos: 1861-1900, 1901-1950 e 1950-1985. Este conjunto de dados confirma os achados anteriores, em que o critério de classificação foi

o nível da mortalidade feminina geral. Com efeito, para o século XIX, quando os níveis da mortalidade geral eram altos, registraram-se poucas diferenças por idade do risco obstétrico; mesmo assim, os menores riscos localizaram-se sempre nas idades centrais. Dadas as importantes melhoras na $e_{0,f}$ ocorridas principalmente depois de 1950, e que se refletiram em reduções no valor de $m(i)$, e especialmente $m(2)$, atualmente o maior risco relativo em populações com alta $e_{0,f}$ é para mulheres de mais de 35 anos. No caso apresentado, para o período 1950-1985, os valores de $m''(i)$ indicam que o risco em mulheres de 40-44 anos pode corresponder a 20 vezes o risco enfrentado por mulheres de 20-24 anos.

Gráfico 3
Inglaterra e País de Gales (1861-1985): diferenças relativas por idade da mortalidade materna



FONTE: Wong (1993).

Um modelo da relação entre a RMM e os parâmetros demográficos de mortalidade geral e fecundidade

Os itens anteriores demonstraram que $m(i)$, em geral, e $m(2)$, em particular, apresentam tendências consistentes quando se consideram mudanças na $e_{0,f}$ ao longo do tempo – o que é lógico sob a hipótese de que, no decorrer do tempo, uma população tende a experimentar melhorias nas suas condições de vida. Os dados apresentados indicam também que as mudanças na RMM estão associadas a mudanças diferenciais por idade das $m(i)$. Tais relações, descritas previamente, sugerem a formulação de um modelo, considerando: (a) a relação entre o nível da mortalidade materna – usando $m(2)$, ou seja, a razão de mortalidade materna na idade 20-24 – e parâmetros de mortalidade, como a $e_{0,f}$ e a MI, e de fecundidade, como, por

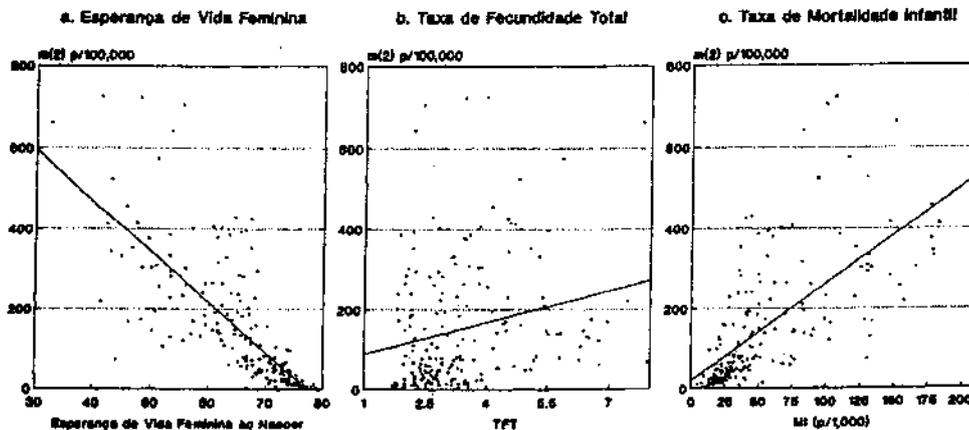
exemplo, a TFT; e (b) a relação entre os diferentes riscos por idade, isto é, o padrão dos quocientes utilizando $m(2)$ como *proxy* do nível da mortalidade materna e sua relação com os demais valores de $m(i)$.

A informação para quantificar as relações (a) e (b) provém de estatísticas vitais de países onde o registro civil é confiável (7).

Os diagramas de dispersão de $m(2)$ para $e_{0,f}$, TFT e MI apresentam-se no Gráfico 4. Em todos os casos, os diagramas mostram considerável dispersão, principalmente nos casos em que $m(2)$ é bastante alto. De qualquer maneira, é possível, mediante uma regressão linear, identificar a reta que melhor se ajustaria aos dados apresentados. Nota-se, em geral, que: (a) $e_{0,f}$ apresenta uma relação inversa com $m(2)$, como já foi observado antes, o que é mais bem evidenciado em situações de

Gráfico 4

$m(2)$ – Razão de mortalidade materna do grupo etário 20-24 para 192 populações, segundo:



FONTE: Ver nota 4.

(7) Foram consideradas as estatísticas vitais, sem qualquer ajuste ou correção, das seguintes populações: Suécia (1910-1970); Inglaterra e País de Gales (1861-1985); e Estados Unidos, população branca e não-branca (1918-1985).

alta $e_{0,f}$; (b) em relação à TFT, $m(2)$ apresenta uma dispersão maior, muito embora se observe uma relação inversa; a regressão linear indica que a TFT explicaria apenas 10% da variação de $m(2)$; (c) a MI está diretamente associada a $m(2)$; esta associação é obviamente mais forte do que a anterior, mas $m(2)$ apresenta maior dispersão que em relação à $e_{0,f}$.

As regressões de $m(2)$ para tais parâmetros foram sempre significativas ao nível de 0,05%. A matriz dos coeficientes de correlação, apresentada no Anexo 2, mostra que MI e $e_{0,f}$ apresentam as maiores correlações ($r = 0,93$ e $0,89$, respectivamente). A magnitude dos coeficientes sugere que $m(2)$ pode ser considerado função seja da MI, seja da $e_{0,f}$. A correlação com a TFT, consistentemente com o observado no Gráfico 4, é a mais fraca.

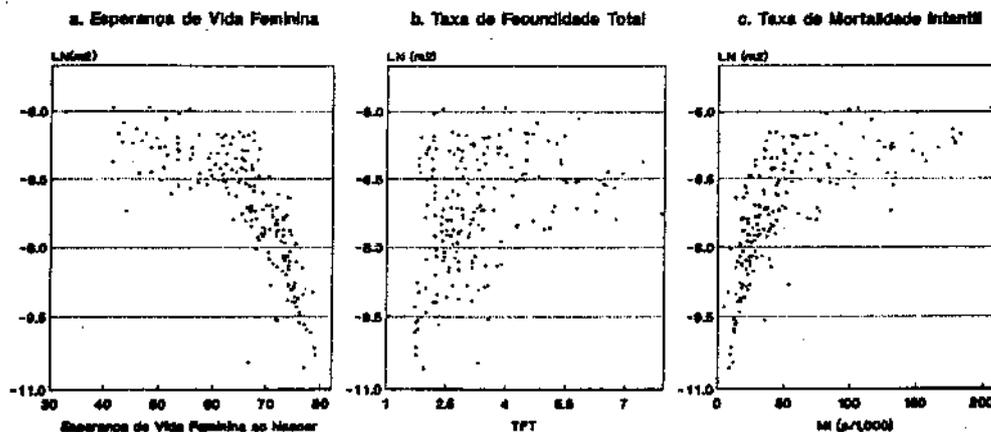
O Anexo 2 mostra, ademais, correlações de $m(2)$ e $m(i)$ próximas de 1,0, o que indica o potencial de $m(2)$ para explicar variações da $m(i)$ nos outros grupos etários.

Quantificação da relação entre $m(2)$ e os outros parâmetros demográficos

A Tabela 1 e os Gráficos 2 e 3 mostraram, em primeiro lugar, a relação entre os níveis da mortalidade materna e a mortalidade geral; em segundo lugar, a associação entre $m(i)$, de qualquer idade, e $m(2)$. Adicionalmente, os diagramas de dispersão de $m(2)$ com a $e_{0,f}$ e a MI sugerem que uma apropriada transformação de $m(2)$ poderia esclarecer mais ainda tais relações. No caso, o logaritmo natural de $m(2)$ apresentar-se-ia como uma transformação simples e adequada, tal como indica o Gráfico 5. A dispersão de LN $m(2)$, devido justamente à transformação, é significativamente menor que de $m(2)$. O gráfico mostra a clara tendência exponencial, negativa no caso da $e_{0,f}$ e positiva no caso da MI.

As relações entre o nível da mortalidade materna – usando tanto $m(2)$ como LN $m(2)$ – e $e_{0,f}$, MI e TFT foram quantificadas também por meio de regressões múltiplas, via o método *stepwise*. Em uma primeira instância foram calculadas

Gráfico 5
Logaritmo natural de $m(2)$ para 192 populações, segundo:



FONTE: Ver nota 4.

regressões usando uma variável de cada vez; num segundo momento usou-se uma transformação e/ou combinação dessas variáveis. Os coeficientes das regressões ajustadas foram sempre significativos ao nível de 0,05. Os valores de R^2 , o coeficiente de determinação, são apresentados na Tabela 3 (8□).

Tabela 3
Coeficiente de determinação (R^2) para $m(2)$ e $\text{LN } m(2)$ relacionado com a esperança de vida feminina ao nascer, a mortalidade infantil e a taxa de fecundidade total

Variáveis	R^2	
	$m(2)$	$\text{LN } m(2)$
$e_{0,f}$	76,66	74,39
MI	59,38	53,58
TFT	26,43	21,49
$e_{0,f}$ & MI	76,66	76,41
TFT & $e_{0,f}$	79,25	78,49
$e_{0,f}$ & TFT & MI	79,25	82,02
$\text{LN}(MI)$	69,84	82,22
$e_{0,f}^2$	77,54	81,25
$[e_{0,f}^2 \text{ & } e_{0,f}]$	77,54	92,14
$[e_{0,f}^2 \text{ & } e_{0,f} \text{ & MI}]$	77,54	93,04
MI & MI^2	79,06	84,67

R^2 indica, como esperado, o grande potencial de $e_{0,f}$ para explicar a variação em $m(2)$. A MI, uma vez transformada, mostra igualmente valores altos para R^2 . Devem ser observadas, no entanto, três particularidades: (a) se $e_{0,f}$ e MI são consideradas simultaneamente no modelo, esta última perde significância estatística; (b) se se estima uma regressão de $\text{LN } m(2)$ com essas duas variáveis, R^2 experimenta um aumento muito pequeno; e (c) $e_{0,f}$ e MI, juntas, apresentam menor poder explicativo que $e_{0,f}$ e TFT simultaneamente.

Tais achados eram previsíveis, uma vez que $e_{0,f}$ e MI são, ambas, variáveis que se inter-relacionam com as condições de saúde e, em um sentido mais amplo, com as condições de vida de uma população, ao passo que a TFT incorpora outros fatores, ou aspectos, tais como níveis e padrões de nupcialidade e planejamento familiar. Muito embora mudanças na mortalidade materna estejam relacionadas a mudanças na fecundidade, quando consideradas outras dimensões destas variáveis (9□), estes resultados são coerentes com as conclusões dos itens anteriores, que apontam que o risco obstétrico, medido por meio da RMM, embora seja afetado por mudanças no padrão por idade da fecundidade, pode não ser afetado por mudanças no nível. Adicionalmente, é preciso salientar que outros indicadores, tais como as taxas específicas de fecundidade por idade, foram considerados também nas regressões. Os resultados, não incluídos neste estudo, apresentaram associações não significativas com relação a $m(2)$.

Obtém-se um dos maiores valores de R^2 com $[e_{0,f}]^2$. Isto implica uma contribuição adicional significativa (de mais de 17%) para explicar a variação de $\text{LN } m(2)$. O maior valor de R^2 é obtido quando MI é considerada junto com $[e_{0,f}]^2$. No entanto, a contribuição adicional de MI é menor que 1%. Por este motivo, MI é desconsiderada no restante desta análise.

As regressões de $e_{0,f}$ com $m(2)$ são as que produzem os maiores valores de R^2 . Utilizando o conjunto de dados confiáveis, as equações resultantes foram:

$$\text{LN } m(2) = -16.6768 + 0.49066[e_{0,f}] - 0.005165[e_{0,f}]^2 \quad (1)$$

$$m(2) = \text{EXP} \{-16.6768 + 0.49066[e_{0,f}] - 0.005165[e_{0,f}]^2\} \quad (2)$$

(8) Ver os respectivos coeficientes de regressão no Anexo 3.

(9) É o caso, por exemplo, de mudanças na TFT e mudanças nas probabilidades de morte por causa materna – outra medida da mortalidade materna – independentemente de mudanças na RMM (Wong, 1993).

Os valores de LN $m(2)$, com base nas equações anteriores, apresentam-se no Gráfico 6(a), onde se inclui também LN $m(2)$ dos valores observados (série histórica de dados confiáveis). Nota-se que a concordância da curva obtida a partir das equações – portanto, de valor preditivo – com os valores observados é bastante satisfatória. O gráfico inclui, adicionalmente, outros valores observados, provenientes de um conjunto de dados considerados incompletos ou de confiabilidade insatisfatória (10). Mesmo assim, pode-se inferir que a curva seria razoavelmente adequada para representar a tendência de LN $m(2)$ segundo $e_{0,f}$.

O Gráfico 6(b) mostra a curva correspondente a $m(2)$ sem a transformação logarítmica. Observa-se que há, de modo geral, a esperada relação inversa, ou seja, à medida que $e_{0,f}$ aumenta, $m(2)$ diminui. A relação, no entanto, é válida apenas para $e_{0,f}$ maior que 45 anos. Abaixo deste valor a curva indica menores $m(2)$ para menores $e_{0,f}$. Este comportamento, embora inesperado, é consistente com os valores observados, incluídos também no Gráfico 7. Há de se considerar que baixos $m(2)$, correspondentes a baixos valores de $e_{0,f}$, podem indicar grande subregistro de mortes maternas, mesmo em populações com estatísticas historicamente confiáveis. Neste estudo, as $e_{0,f}$ com valores abaixo de 40-45 anos referem-se, sobretudo, à população da Inglaterra e País de Gales do século XIX, quando a mortalidade materna não era, provavelmente, reportada com acuidade, devido a erros no diagnóstico clínico ou por causa da definição de morte materna vigente na época. O subregistro pode ser atribuído, também, ao fato de que muitos partos – 98% no final do século XIX – ocorriam nos domicílios (Loudon,

1986). Uma alta proporção desses partos acontecia sem assistência médica e, no caso de se produzir o óbito, a gravidez muito provavelmente não era reportada como causa básica e/ou associada.

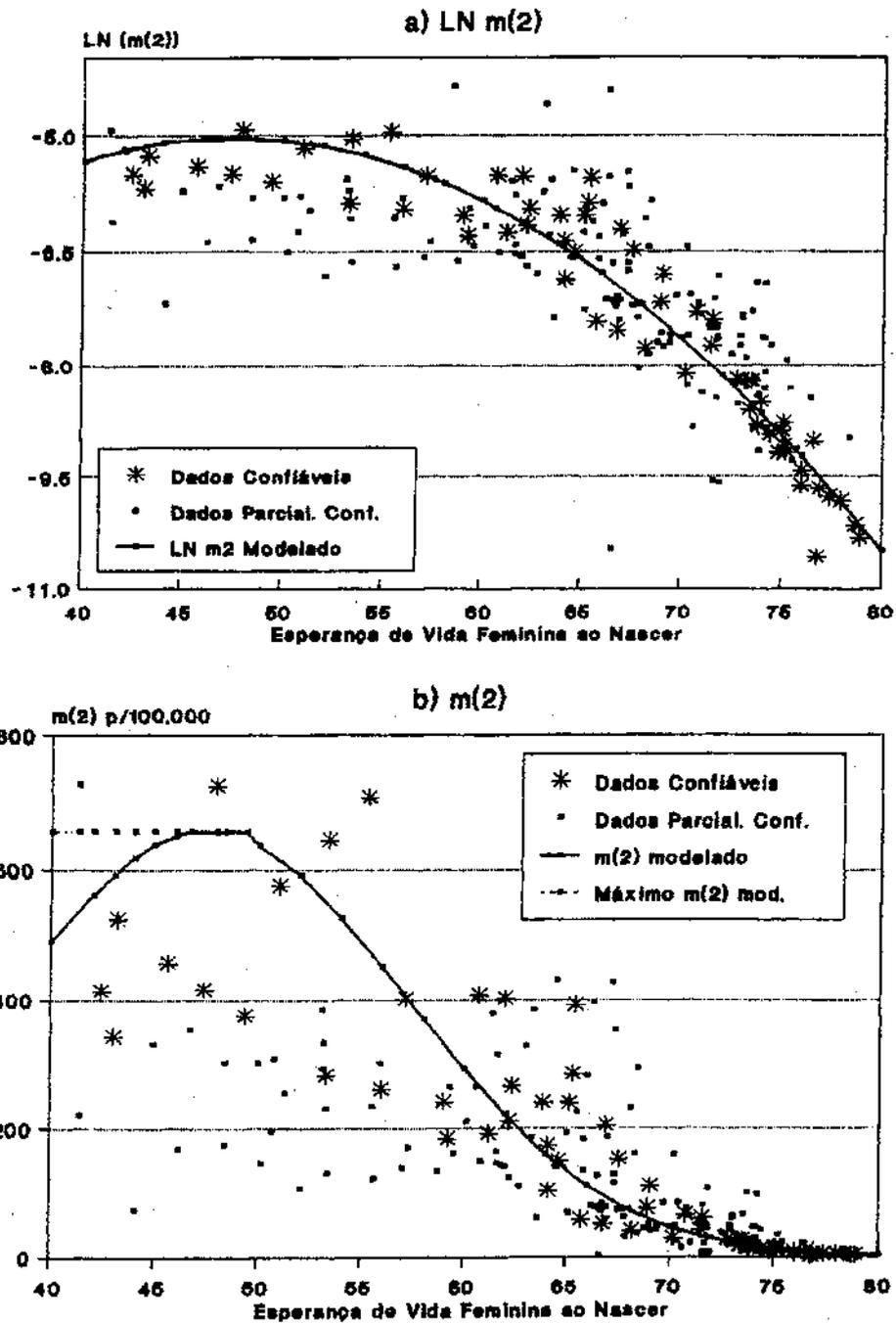
As equações (1) e (2) seriam adotadas, conseqüentemente, para $e_{0,f}$ maior que 45 anos. Esta esperança de vida corresponde a um nível de mortalidade extremamente alto para os dias atuais, amplamente superado pela quase totalidade dos países. Com efeito, o Relatório do Banco Mundial (1993) registra apenas quatro países, de um total de 200, cuja esperança de vida ao nascer era menor do que 45 anos: Guiné-Bissau, Serra Leoa, Gâmbia e Afeganistão. No Brasil, todas as unidades da Federação, mesmo considerando a desagregação urbana/rural, já apresentavam $e_{0,f}$ acima de 45 anos na passagem para a década de 80 (Carvalho e Pinheiro, 1986).

De qualquer maneira, voltando aos resultados encontrados a partir das equações (1) e (2), ao se considerar que o maior valor obtido para $m(2)$ foi de 650, parece razoável inferir que este seria o valor mínimo que, hoje em dia, as populações com os piores níveis de mortalidade geral – aquelas com $e_{0,f}$ menor do que 45 anos – poderiam atingir com relação à mortalidade materna no grupo etário 20-24.

Valores de $m(2)$ para o conjunto de dados considerados incompletos ou de confiabilidade insatisfatória são apresentados também no Gráfico 6(b). Eles mostram que, em geral, os maiores valores de $m(2)$ localizam-se em torno de 400, com poucos acima de 650. Considerando que este conjunto de dados inclui populações com estatísticas deficientes, isto indica que, atualmente, áreas com baixas $e_{0,f}$ – e, conseqüentemente, más condi-

(10) Este conjunto de dados considera informações de 161 populações, coletadas principalmente de estatísticas vitais oficiais, que excluem os países mencionados na nota 7. Para maiores explicações ver Wong(1993).

Gráfico 6
LN $m(2)$ e $m(2)$, modelados e observados em dois conjuntos de dados com diferente grau de confiabilidade, segundo esperança de vida

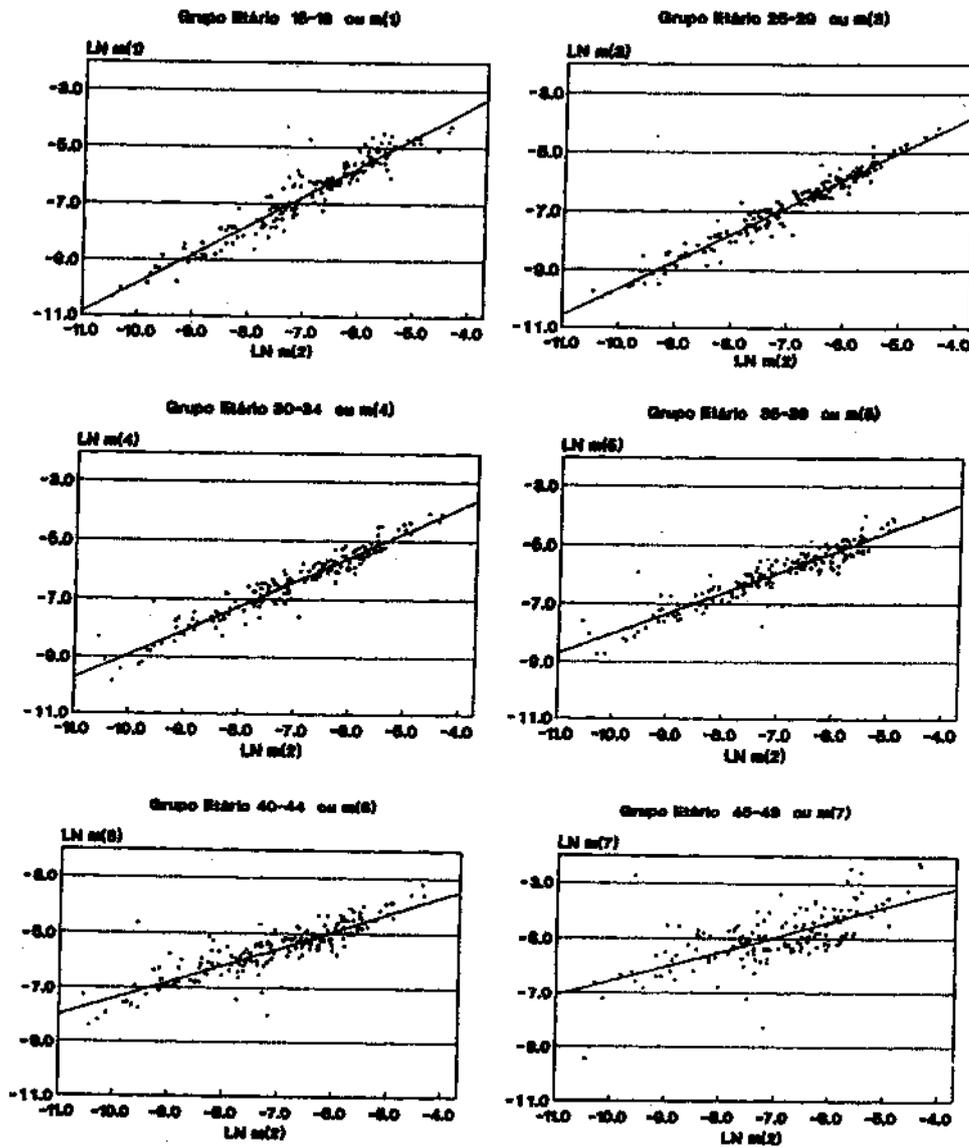


FONTE: Equações (1) e (2). Para as diferentes populações ver nota 4.

ções de vida e estatísticas precárias – apresentam grande subregistro de mortes maternas. Parece razoável sugerir, para estes casos, um nível mínimo para

$m(2)$ bastante acima da razão observada de 400 mortes maternas para cada cem mil nascidos vivos em mulheres de 20-24 anos. Dado que 650 foi o maior valor

Gráfico 7
LN $m(1)$ segundo LN $m(2)$ para 192 populações



FONTE: Ver nota 4.

produzido pelas equações baseadas em casos que no passado tiveram alta mortalidade geral, este valor representaria, aproximadamente, o valor mínimo aceitável de $m(2)$ para populações atuais com mortalidade semelhante, isto é, com $e_{0,t}$ abaixo de 45 anos.

Um modelo para as relações entre $m(2)$ e $m(i)$

O Anexo 3, no qual se apresenta a matriz de correlação dos coeficientes, indica, ademais, uma clara associação entre os valores de $m(i)$. No item anterior, quantificou-se a relação entre $m(2)$ e $e_{0,t}$, concluindo-se que $e_{0,t}$ teria o potencial de prever mais de 90% da variação em LN $m(2)$. Sob o pressuposto de que as equações predizem adequadamente $m(2)$, a relação entre $m(i)$ e $m(2)$ pode então ser modelada. Um suporte para isto são os diagramas de dispersão do Gráfico 7, que mostram o potencial de $m'(2)$ para prever $m(i)$, especialmente para as idades mais próximas do grupo etário 20-24.

Com esta finalidade, estimou-se um conjunto de equações a partir de regressões de LN $m(2)$ com cada LN $m(i)$. Os dados utilizados foram as mesmas séries históricas empregadas no cálculo das equações anteriores. Em todos os casos, as relações foram significativas ao nível de 0,05%. Obteve-se assim:

$$\text{LN } m(i) = A * B[\text{LN } m(2)] \quad (3)$$

$$m(i) = \text{EXP} \{A * B[\text{LN } m(2)]\} \quad (4)$$

Os coeficientes de regressão A e B (indicando, respectivamente, a interceptação da reta no eixo Y e a inclinação da mesma) e os respectivos coeficientes de determinação são apresentados na Tabela 4. R^2 é superior a 90%, com exceção do grupo etário mais velho (81,2%). Os maiores valores de R^2 , consistentes com os diagramas de dispersão do Gráfico 7, correspondem aos valores de $m(i)$ mais

próximos de $m(2)$. R^2 para $i=3$, por exemplo, é 99%.

Tabela 4
Coeficientes de regressão e coeficientes de determinação (per cem) para estimar LN $m(i)$ a partir de LN $m(2)$.

Grupo Etário	(i)	A	B	R^2
15-19	1	0.6240	1.0574	98.19
20-24	2	—	—	—
25-29	3	-0.1387	0.9492	99.05
30-34	4	-0.2932	0.8692	96.31
35-39	5	-0.7596	0.7419	94.89
40-44	6	-0.9488	0.6560	92.98
45-49	7	-1.2367	0.5297	81.25

Com os elementos anteriores, padrões e níveis de mortalidade materna em termos de RMM podem então ser gerados da seguinte forma: o valor de $m(2)$ estima-se a partir da equação (2), e $m(i)$ para $i \neq 2$ estima-se a partir da equação (4).

A Tabela 5 mostra o conjunto de valores estimados para $m(i)$ segundo diferentes níveis da mortalidade geral feminina. Os padrões por idade obtidos usando $m'(2)$ aparecem no Gráfico 8, cujas curvas são similares àquelas apresentadas no Gráfico 2, calculadas a partir de dados reais.

Validação dos modelos

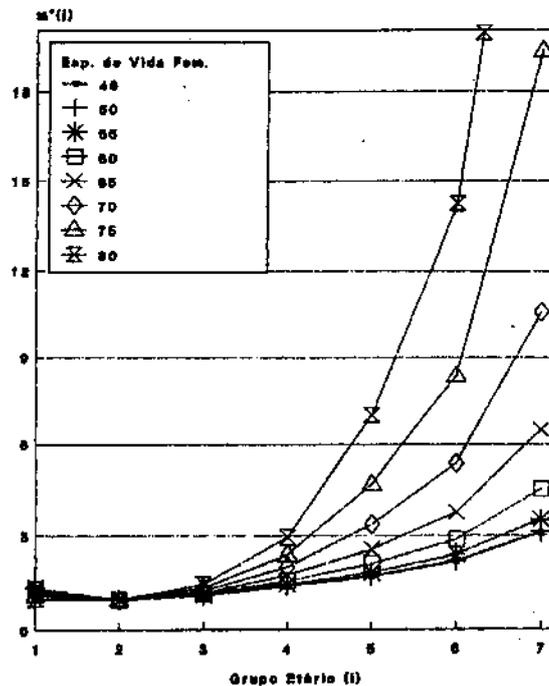
As relações entre níveis e padrões das RMM e os outros parâmetros demográficos apresentaram duas importantes características. Por um lado, $m(2)$, independentemente do nível da mortalidade geral, apresenta o menor valor em relação aos outros grupos etários. Esta característica é observada em virtualmente todas as populações utilizadas neste estudo. A diferença relativa, $m'(i) -$ ou seja, a relação entre $m(i)$ e $m(2)$ —, reproduz os padrões observados para diferentes $e_{0,t}$: quanto menor é a $e_{0,t}$, menores as diferenças do risco obstétrico por idade (ver

Tabela 5
Razões específicas de mortalidade materna segundo valores seleccionados de esperança de vida feminina ao nascer, geradas a partir das equações (2) e (4)

Esperança de Vida Feminina ao Nascer (Anos)	Razões Específicas de Mortalidade Materna (por 100.000 nascidos vivos)						
	15-19 (1)	20-24 (2)	25-29 (3)	30-34 (4)	35-39 (5)	40-44 (6)	45-49 (7)
45	889.3	637.0	716.7	920.6	1099.1	1404.4	1994.3
50	889.2	636.9	716.6	920.5	1099.0	1404.3	1994.2
55	676.7	491.9	560.8	735.4	907.4	1185.4	1739.2
60	391.9	293.5	343.4	469.4	618.5	844.7	1322.9
65	172.7	135.2	164.6	239.4	348.1	508.1	877.6
70	57.9	48.1	61.7	97.5	161.8	258.0	507.7
75	14.8	13.2	18.1	31.7	62.1	110.6	256.2
80	2.9	2.8	4.2	8.3	19.7	40.0	112.8
85	0.4	0.5	0.7	1.7	5.1	12.2	43.3

Gráfico 8

Modelo do padrão por idade de mortalidade materna: diferenças relativas, $m^*(i)$, derivadas de $m(i)$ calculadas a partir das equações (2) e (4), segundo valores seleccionados de esperança de vida feminina ao nascer



FONTE: Tabela 5.

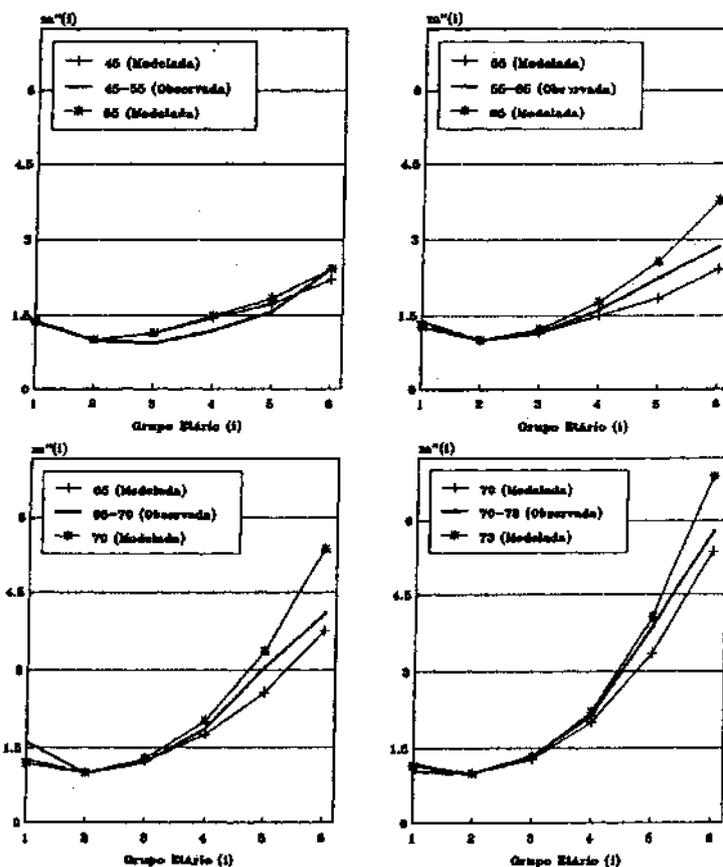
Gráfico 8). Em outras palavras, se a mortalidade geral é alta, a mortalidade materna é alta e pouco diferenciada em qualquer idade. Por outro lado, $m(2)$ diminui à medida que $\theta_{0,t}$ aumenta. A equação (2), no entanto, reproduz o maior valor de $m(2)$ – por volta de 650 – para $\theta_{0,t}=46$. Assume-se que em áreas com maiores níveis de mortalidade, o valor mínimo que se pode esperar para $m(2)$ é em torno desse número.

O alto valor de R^2 (92%), estimado para a regressão de $\ln m(2)$ e $\theta_{0,t}$, é um claro e suficiente indicador da validade

da relação entre o nível de $m(2)$ – ou seja, a razão de mortalidade materna na idade 20-24 – e a mortalidade geral feminina.

O modelo pode ser avaliado ao se comparar seus resultados com os dados observados de populações diferentes daquelas usadas para estabelecer as equações. Tal avaliação é feita com os dados utilizados na Tabela 1. No Gráfico 9 são apresentadas distribuições observadas (ou reais) e modeladas (ou estimadas) usando as diferenças relativas $m^*(i)$. Tendo em mente que os valores reais estão agregados, $m(i)$, na verdade, representa

Gráfico 9
 $m^*(i)$ modelada e observada segundo esperança de vida feminina ao nascer



FONTE: Tabela 5.

valores médios dos diversos intervalos das $\theta_{0,t}$. Assim, deve-se esperar que estes se localizem entre as curvas modeladas segundo as $\theta_{0,t}$ que definem o intervalo. Por exemplo, os valores reais de $m^*(i)$ do conjunto das populações com $\theta_{0,t}$ entre 45-55 anos deveriam localizar-se dentro do intervalo definido pelas séries de $m^*(i)$ modeladas para as $\theta_{0,t}$ de 45 e 55 anos, respectivamente.

No geral, as curvas do Gráfico 9 mostram que há uma concordância entre os valores reais e os modelados. Isto é menos perceptível no caso da $\theta_{0,t}$ entre 45-55 anos, o que de uma certa forma era de se esperar, devido à menor qualidade dos dados para estes níveis de mortalidade. De qualquer maneira, mesmo neste caso as discrepâncias não são grandes.

A consistência das séries modeladas pode ser vista nos outros intervalos de $\theta_{0,t}$. Constata-se, em geral, que os padrões observados da RMM para as populações agregadas situam-se dentro dos intervalos definidos pelo modelo.

Resumo e discussão

Da análise das RMMs e da sua distribuição por idade pode-se concluir que: (a) existe uma ampla variação nos níveis das RMMs e da sua distribuição por idade; (b) os parâmetros demográficos que estão mais fortemente relacionados aos níveis e padrões das RMMs, em termos estatísticos, são $\theta_{0,t}$ e MI; (c) mudanças no nível da RMM são função, predominantemente, de mudanças no risco obstétrico; mudanças em fatores tais como a estrutura etária feminina dentro do período reprodutivo e do padrão da fecundidade influenciariam também tais mudanças, embora em menor medida; (d) é possível elaborar um modelo para estimar a distribuição e o nível da RMM; um conjunto de $m(i)$ pode ser gerado a partir de uma estimativa da $\theta_{0,t}$ utilizando-se as equações (2) e (4); informação sobre nascidos

vivos permitiria calcular a razão para todo o período reprodutivo, isto é, a RMM e o correspondente número de mortes maternas de uma população; (e) a $\theta_{0,t}$ parece mais adequada para prever o nível da RMM utilizando $m(2)$; a equação (2) quantifica esta relação. Embora seja recomendável eleger o modelo que obtém o mais alto coeficiente de correlação, neste caso foi escolhida a equação que inclui $\theta_{0,t}$ e $[\theta_{0,t}]^2$, mas que desconsidera MI. Isto porque a introdução de MI adiciona muito pouco à explicação das variações da RMM em termos de R^2 . Além do mais, $\theta_{0,t}$ e MI estão muito estreitamente relacionadas. A $\theta_{0,t}$ freqüentemente é uma função derivada da MI para populações com informações incompletas.

Finalmente, estes achados levantam a necessidade de futuras análises, com pelo menos dois pontos a ser explorados. Em primeiro lugar, muito embora a $\theta_{0,t}$ tenha demonstrado uma forte associação com a RMM, a mortalidade infantil é um parâmetro que também poderia prever satisfatoriamente a RMM. Em áreas com dados incompletos, a mensuração da MI, que ao mesmo tempo é recomendada como *proxy* das condições de vida e de saúde (WHO, 1981), tem prioridade sobre outras medidas. Desta forma, a MI costuma ser um indicador disponível com mais freqüência que a $\theta_{0,t}$.

Em segundo lugar, os achados referentes à fecundidade e à mortalidade materna sugerem a busca de outros caminhos para entender melhor a relação entre essas variáveis. Mudanças na TFT não refletem mais as condições de vida ou a disponibilidade de cuidados obstétricos. De fato, os atuais níveis de fecundidade em países subdesenvolvidos não estão reproduzindo mais a tradicional associação inversa entre melhores condições de vida e baixos níveis de fecundidade. Esta é a situação de alguns países latino-americanos como Brasil, Chile ou República Dominicana, onde, desde os anos 60, a fecundidade vem declinando na ausência de significativas melhoras nas

condições de vida (11). Nestes países, por exemplo, o gasto governamental em saúde *per capita* para 1984 foi, respectivamente, 40%, 76% e 53% menor que em 1980. Em outras palavras, a fecundidade, hoje, pode cair rapidamente, ao passo que as condições de vida e, principalmente, os recursos de saúde podem não mudar, ou mesmo se deteriorar, com as adversas conseqüências para a RMM.

Anexo 1 Definição de morte materna, segundo a Organização Mundial de Saúde (1977)

Define-se morte materna como a morte de uma mulher durante a gestação ou dentro de um período de 42 dias após o término da gestação, independentemente da duração ou da localização da gravidez, devida a qualquer causa relacionada com ou agravada pela gravidez ou por medidas tomadas em relação a

ela, porém, não devida a causas acidentais ou incidentais.

A mortalidade materna pode ser dividida em dois grupos, atendendo às suas causas diretas ou indiretas. Mortes obstétricas diretas são aquelas resultantes de complicações obstétricas na gravidez, parto ou puerpério devidas a intervenções, omissões, tratamento incorreto ou a uma cadeia de eventos resultantes de quaisquer das causas acima mencionadas. Mortes obstétricas indiretas são aquelas resultantes de doenças existentes antes da gravidez ou doenças que se desenvolveram durante a gravidez, não devidas a causas obstétricas diretas, mas que foram agravadas pelos efeitos fisiológicos da gravidez. Exemplos de morte materna por causa direta: aborto, gravidez ectópica, hemorragia pré/pós parto, parto obstruído, *sepsis* puerperal. Exemplos de morte materna por causa indireta: hemoglobinopatias, doenças do coração, anemia, pressão alta de origem desconhecida, alguns tipos de diabetes.

Anexo 2 Matriz dos coeficientes de correlação: MI, $e_{0,f}$, TFT e $m(i)$.

Correlações	MI	$e_{0,f}$	TFT	$m(1)$	$m(2)$	$m(3)$	$m(4)$	$m(5)$	$m(6)$	$m(7)$
MI	1.000	-0.955	0.698	0.932	0.929	0.920	0.916	0.891	0.882	0.869
$e_{0,f}$		1.000	-0.687	-0.910	-0.895	-0.872	-0.859	-0.829	-0.816	-0.804
TFT			1.000	0.495	0.450	0.427	0.431	0.391*	0.375*	0.388*
$m(1)$				1.000	0.982	0.964	0.950	0.927	0.915	0.892
$m(2)$					1.000	0.994	0.985	0.969	0.961	0.932
$m(3)$						1.000	0.997	0.987	0.980	0.951
$m(4)$							1.000	0.994	0.989	0.962
$m(5)$								1.000	0.996	0.968
$m(6)$									1.000	0.976
$m(7)$										1.000

NOTA: Em todos os casos, com exceção daqueles com (*), signif.: -0.001.

(11) Para o período 1960-1990, a TFT diminuiu 44%, 48% e 49%, respectivamente, nesses países (Chackiel e Schkolnik, 1992). Adicionalmente, no caso do Brasil, a aguda e longa crise econômica, desde os anos 80, trouxe relativamente maiores conseqüências no Nordeste, região que já era das mais pobres, tal como sugerem os dados analisados por Guimarães (1989); mesmo assim, a TFT passou de 6,1 para 3,7 nessa década. No Chile e no Brasil, o salário mínimo caiu em torno de 30% no período 1980-1988. Todavia, nas áreas urbanas do Chile, onde a fecundidade continuou diminuindo, a taxa de desemprego atingiu 18-20% no período 1982-1985 (Wilkie *et al.*, 1990), ou seja, a maior desde 1960.

Anexo 3

Conjunto de equações para estimar $m(2)$ baseadas em regressões computadas usando dados de países com estatísticas confiáveis

$m(2) =$		R^2
1)	$0.01262 - [(0.0001648 * e_{0,d})]$	76,66
2)	$0.0001171 + (0.0003317 * MI)$	59,38
3)	$0.0007798 + (0.0009286 * TFT)$	26,43
4)	$0.01604 - [0.0001979 * e_{0,d}] - (0.000443 * TFT)$	79,25
5)	$-0.00557 + [(0.0002056 * LN(MI))]$	82,22
6)	$0.007855 - [0.00000137 * e_{0,d}]$	77,54
7)	$-0.001597 + (0.000104 * MI) - (0.000000404 * MI^2)$	79,06
8)	$EXP \{1.2921 - [0.13104 * e_{0,d}]\}$	74,39
9)	$EXP \{-8.5961 + (0.2546 * MI)\}$	53,58
10)	$EXP \{-9.2357 + (0.69567 * TFT)\}$	21,49
11)	$EXP \{5.6370 - [0.18654 * e_{0,d}]\}$	82,02
12)	$EXP \{-13.7414 + (1.7962 * MI)\}$	82,22
13)	$EXP \{-2.3115 - (0.00113 * [e_{0,d}]^2)\}$	81,25
14)	$EXP \{-16.6768 + [0.49066 * e_{0,d}] - (0.005165 * [e_{0,d}]^2)\}$	92,14
15)	$EXP \{-13.446 + [0.40467 * e_{0,d}] - (0.0000361 * MI^2)\}$	93,04
16)	$EXP \{-10.3259 + (0.09718 * MI) - (0.0004074 * MI^2)\}$	84,67

Referências bibliográficas

- BANCO MUNDIAL. *Informe sobre el desarrollo mundial*. Washington, 1993.
- BOERMA, J.T. "The magnitude of the maternal mortality problem in Sub-Saharan Africa". *Soc. Sci. Med.*, vol. 24, n. 6, 1987, pp.551-8.
- CAMPBELL, O.M.R. e GRAHAM, W.J. "Measuring maternal mortality and morbidity: levels and trends". *Maternal and Child Epidemiology Unit Publication*, Londres, LSHTM, n. 2, 1990.
- CARVALHO, J.A.M. e PINHEIRO, S.M.G. *Fecundidade e mortalidade no Brasil - 1970/80. Relatório de pesquisa*, Belo Horizonte, Cedeplar/UFMG, 1986.
- CHACKIEL, J. e, SCHKOLNIK, S. "La transición de la fecundidad en América Latina". *Notas de Población*, Santiago, vol.20, n. 55, 1992, pp.161-91.
- GRAHAM, W.J. e AIREY, P. "Measuring maternal mortality: sense and sensitivity". *Health Policy and Planning*, vol. 2, n. 4, 1987, pp.323-33.
- GRAHAM, W.J. e BRASS, W. Field performance of the sisterhood method for measuring maternal mortality. *Paper apresentado no seminário Coleta e Processamento de Dados Demográficos na América Latina*, Santiago, IUSSP/Celade, 1988.
- GRAHAM, J.W. e CAMPBELL, O.M.R. "Measuring maternal health: defining the issues". *Maternal and Child Epidemiology Unit Publication*, Londres, LSHTM, n. 1, 1990.
- GUIMARÃES, L.N. *Introdução à formação econômica do Nordeste: da articulação comercial à integração produtiva*. Recife, Fundação Joaquim Nabuco/Massangana, 1989.
- LAURENTI, R. "Marcos referenciais para estudos e investigações em mortalidade materna". *Revista de Saúde Pública*, São Paulo, vol. 22, n. 6, 1988, pp.507-12.
- LOUDON, I. "Deaths in childbed from the eighteenth century to 1935". *Medical History*, vol. 30, 1986, pp.1-41.

- MOHAMUD, K.A.; MERTENS, T.E.; FILIPPI, V.; HUTTLY, S.; EBO, M.N.M. e MAIMORE, F. Indirect estimation of maternal mortality and implication for data collection of the sisterhood method. Londres, Maternal and Child Epidemiology Unit/LSHTM, mimeo, 1992.
- ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DE SAÚDE. *Classificação Internacional de doenças – 9a. Revisão*. Washington, 1977, vol. 1.
- PRESTON, S.H.; KEIFITZ, N. e SCHOEN, R. *Causes of death: life tables for national populations*. Nova York, Seminar Press, 1972.
- UNITED NATIONS. *Demographic yearbook*. Nova York, Department of International and Social Affairs, Statistical Office, 1982-1991.
- WAGATSUMA, T. "Achievements in perinatal and maternal health: survival in Japan". *Proceedings of The First International Congress on Maternal and Neonatal Health*, Manila, 1981.
- WALLACE, S. "Maternal mortality". In: JANOWITZ, B.; LEWIS, J.; BURTON, N. e LAMPTEY, P. (eds.), *Reproductive health in Africa: issues and options*, Research Triangle Park, NC, 1984, pp.20-2.
- WILKIE, J.; OCHOA, E. e LOREY J. (eds.). *Statistical abstract of Latin America*. Santiago, UCLA, Latin American Center Publications, 1990.
- WONG, L.R. Maternal mortality – why to study it? Londres, London School of Hygiene and Tropical Medicine, mimeo, 1990.
- _____. *Estimating levels and patterns of maternal mortality from fertility – Implications for the sisterhood method*. Tese de doutorado, Londres, London School of Hygiene and Tropical Medicine, 1993.
- WONG, R.L.; SIMONS, H. e SCHKOLNIK, S. "Estimaciones de mortalidade materna a partir del método de sobrevivencia de hermanas: experiencias en America Latina". *Notas de Poblacion*, vol. 50, 1990, pp.9-53.
- WORLD HEALTH ORGANIZATION (WHO). *Global strategy for health for all by the year 2000*. Genebra, 1981 (Health for all series, n. 3).
- _____. Prevention of maternal mortality. Report of a WHO interregional meeting, 11-15 november 1985. Genebra, FHE/86.1, 1986a.
- _____. Maternal mortality rates: a tabulation of available information. 2a. ed., Genebra, FHE/86.3, 1986b.
- _____. Maternal mortality, the dimensions of the problem. Texto apresentado na Safe Motherhood Conference, Nairobi, 10-13 de fevereiro de 1987.

RESUMO – Um modelo para estimar a mortalidade materna: a relação entre a razão de mortalidade materna e outros parâmetros demográficos. O artigo apresenta um modelo para estimar indicadores da mortalidade materna partindo das relações existentes entre a razão da mortalidade materna (RMM), seja global ou por idade da mulher, e outras variáveis demográficas – como a mortalidade geral e infantil, a fecundidade e a distribuição etária. Empregam-se dados de estatísticas vitais com diversos graus de cobertura e confiabilidade para estabelecer e avaliar as relações entre a RMM e alguns dos parâmetros das variáveis mencionadas. A mortalidade geral mostra uma forte associação com a RMM; em menor medida existe também uma relação com o padrão por idade da fecundidade; finalmente, mudanças na distribuição etária feminina por idade parecem não afetar a RMM. A esperança de vida feminina ao nascer é o parâmetro que permitiria estimar mais adequadamente os níveis e padrões por idade da RMM. Considera-se a possibilidade de utilizar a mortalidade infantil como outro dos parâmetros alternativos para estimar a RMM.

ABSTRACT – Modeling maternal mortality: relationship between maternal mortality ratio and other demographic parameters. A model for estimating measures of maternal

mortality is developed based on the relationships between the overall Maternal Mortality Ratio (MMr) – and the age specific ratios – and other demographic variables such as general and infant mortality, fertility and female age distribution. Vital statistics with different degree of coverage and completeness are used for the establishment and evaluation of the relationships between MMr and selected parameters of the mentioned variables. General Mortality is strongly associated to MMr; age fertility pattern shows less clear association; finally, female age distribution is virtually no correlated to maternal mortality. Female life expectancy at birth constitutes the most adequate parameter for allow us to estimate levels and age patterns of MMr. Potentiality of infant mortality as an alternative parameter for predicting MMr is also considered.