

## Padrões de diferencial por sexo da mortalidade infantil e infanto-juvenil: uma análise para países selecionados da América Latina<sup>1</sup>

Laura Rodríguez Wong‡

Juliana Vasconcelos S. Barros‡‡

Gabriela M. O. Bonifácio ‡‡‡

Lorena J. S. Braga ‡‡‡‡

Análises da mortalidade infantil (MI) mostram, tradicionalmente, um diferencial por sexo que favorece as mulheres na América Latina, sendo, inclusive, ampliado na medida em que níveis mais altos de esperança de vida são modelados. Entretanto, evidências encontradas para Brasil (Wong et al, 2013) apontam para uma tendência diferente, constatando uma diminuição da sobremortalidade masculina nas primeiras idades. O objetivo deste trabalho é avaliar se esse padrão encontrado para o Brasil prevaleceria em outros países latino-americanos, uma vez que eles, também, experimentam uma relativamente contínua diminuição da MI e infanto-juvenil. A hipótese é de que nos países onde houve recentemente uma redução importante da MI a diferença de gênero da mortalidade teria, também, reduzido. Nossa análise se baseia em dados de censos demográficos e de DHS para os anos mais recentes, e é feita em duas etapas: (a): mostrar a tendência da MI a partir da proporção de filhos sobreviventes segundo a idade da mãe. (b): usar a técnica indireta proposta por Brass, a fim de estimar níveis de MI, por sexo, a partir das tábuas modelo de Coale e Demeny (1966). Os achados dos países latino-americanos investigados corroboram, em certa medida, o que foi observado para o Brasil. O padrão de sobremortalidade masculina mais frequentemente encontrado indica que a razão entre a probabilidade de morte masculina e feminina situa-se bastante abaixo do que se aponta com dados modelados que, até hoje, usam-se para definir níveis de MI na Região.

### Abstract

Analyses of infant and child mortality (ICM) show traditionally a mortality gap between sexes that favors females in Latin America, being magnified to the extent that higher levels of life expectancy are modeled. However, evidence found in Brazil (Wong et al, 2013) shows a different trend, where infant male mortality is lower among girls than boys at early ages. The objective of this study is to evaluate whether the pattern found for Brazil also prevails in other Latin American countries, since they also have shown a steady decline in the ICM levels. Our hypothesis is that in countries where there has recently been a significant reduction in ICM, the gender mortality gap has also reduced. The analysis is based on data from censuses and DHS for recent years, following two stages: (a): to show the trend of ICM from the proportion of surviving children by age of mother. (b): to apply the Brass indirect technique to estimate the MI level by sex, based on Coale-Demeny Model Tables (1966). The findings for the Latin American countries corroborate, to some extent, observed Brazilian trend. The male to female mortality ratio (MFMR) are smaller than those defined by model tables which are still used to define current ICM levels in the Region.

---

<sup>1</sup> Trabajo presentado en el VI Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población, realizado en Lima-Perú, del 12 al 15 de agosto de 2014.

Este trabalho conta com o apoio do CNPq – Auxílio à pesquisa e auxílio a bolsas.

‡ Cedeplar/UFMG – lwong@cedeplar.ufmg.br

‡‡ Cedeplar/UFMG – julianav@cedeplar.ufmg.br

‡‡‡ Cedeplar/UFMG – gabriela.o.bonifacio@gmail.com

‡‡‡‡ ICEX/UFMG – jhade.loren@hotmail.com

## 1. Introdução

Os indicadores de mortalidade infanto-juvenil são importantes instrumentos para estudos demográficos e de planejamento por informarem sobre as condições de vida da população. A redução da mortalidade infantil (MI) em diversos países latino-americanos, por sua vez, abre caminho para análises mais aprofundadas que versem sobre outras questões além de seu nível. Nesse contexto, este trabalho propõe uma análise da MI desagregada por sexo, visando, inicialmente, avaliar a qualidade da informação que a sustenta e compreender os fenômenos subjacentes à evolução desse fenômeno em direção a níveis baixos.

Tradicionalmente, o diferencial por sexo na MI e infanto-juvenil na América Latina tem favorecido as mulheres e, mesmo na ausência de dados confiáveis, as tábuas de vida modelo, assim o indicam, ampliando esse diferencial na medida em que níveis mais altos de esperança de vida são modelados. Entretanto, evidências encontradas para Brasil (Wong et al, 2013) apontam para uma tendência diferente da citada, mostrando uma menor sobremortalidade masculina nas primeiras idades<sup>2</sup>.

Assim, no Brasil, onde a mortalidade infantil e infanto-juvenil vem decrescendo substancialmente nas últimas décadas, verificou-se um padrão diferencial por sexo da MI em que as diferenças entre homens e mulheres tendem a diminuir conforme se avança na redução dos níveis de mortalidade. Dessa forma, o objetivo deste trabalho é avaliar se esse padrão encontrado para o Brasil prevaleceria também em outros países latino-americanos, uma vez que esses também experimentam um contexto de contínua diminuição da MI e infanto-juvenil. A hipótese de trabalho é de que, nos países onde houve recentemente uma redução importante da MI – consequência de um relevante investimento social –, a diferença de gênero da mortalidade teria, também, sido reduzida.

A análise desenvolvida se baseia em dados de censos demográficos e de DHS (Demographic and Health Surveys). Primeiramente, são apresentadas de forma resumida as evidências encontradas para o Brasil e que sugerem a formação de um novo padrão diferencial por sexo da MI. Em seguida, apresentam-se os achados para seis países latino-americanos, buscando agregar evidências que contribuam para se entender se se trataria de um padrão regional e específico dos países em desenvolvimento que experimentaram um dramático decréscimo da mortalidade infantil e infanto-juvenil.

---

<sup>2</sup> Do que se conhece, também não há, na literatura, evidência da existência de preferência por sexo nas primeiras idades nos países da região que justificasse a prevalência de maior/menor mortalidade entre um ou outro sexo.

A eventual confirmação da tendência de que o atual processo de diminuição da MI permite salvar ainda mais vidas entre os meninos do que antigamente, além de desejável, se converte em um importante instrumento para definir a situação da mortalidade geral, uma vez que, em muitos países da região, esse fenômeno é medido usando-se modelagens. Contribuirá, assim, para um melhor planejamento de toda política que requeira o uso de qualquer indicador contido numa Tábua de vida por sexo.

## **2. Dados e metodologia**

Os países que compõem esta análise são Bolívia, Colômbia, Haiti, Honduras, Nicarágua, Peru e República Dominicana, além do Brasil. Os dados utilizados foram retirados da DHS (Demography and Health Survey) para todos os países, exceto o Brasil, e dos censos populacionais para Brasil, Colômbia e Nicarágua. A DHS foi escolhida em detrimento ao Censo por conter, para os países nos quais ela foi utilizada, as informações necessárias para se alcançar os objetivos propostos neste trabalho. Para todos os casos, a análise foi feita utilizando dois momentos do tempo, elegendo-se as duas pesquisas mais recentes ocorridas nos países.

A análise dos dados é composta por duas etapas. A primeira mostra a tendência da MI a partir da proporção de filhos mortos segundo a idade da mãe, com vistas a contextualizar a evolução dos diferenciais por sexo da MI. A segunda apresenta outras evidências acerca desse diferencial fazendo uso de uma técnica indireta proposta por Brass (Brass and Coale, 1968). Esse método permite transformar a proporção de filhos sobreviventes calculada anteriormente em probabilidades de morte entre o nascimento e as idades 2, 3 e 5, a partir da qual se estimou um nível de MI, por sexo, a partir das tábuas modelo de Coale e Demeny (1966).

## **3. Resultados**

### **3.1. Evidências para o Brasil**

O Brasil foi umas das cinco nações com as mais acentuadas reduções anuais na MI durante a primeira década do século (UNICEF, 2012) e diversos estudos se destinaram a entender os fatores associados a essa queda. A análise da MI desagregada por sexo realizada por Wong et al (2013) apontou uma tendência inusitada no que diz respeito aos diferenciais por sexo da MI. Os autores encontraram o que se acredita ser um novo padrão do diferencial por sexo da mortalidade, em que a sobremortalidade masculina, nas primeiras idades, além de diminuir no tempo, foi muito menor do que a encontrada nas Tabelas Modelo e, também, do que a ocorrida em alguns países desenvolvidos.

A Tabela 1 sintetiza os resultados encontrados para o Brasil, a partir dos dados extraídos dos Censos Demográficos dos anos 2000 e 2010.

**Tabela 1**  
**Proporção de filhos mortos, probabilidades de morte e a razão entre a probabilidade de morte masculina e feminina (RMMF), estimada a partir do censo - Brasil, 2000 e 2010**

Grupo de idade da mãe	Proporção de filhos mortos		Idade do filho X	Probabilidade de morte entre a idade 0 e x *		
	D <sub>x</sub>			<sup>o</sup> q <sub>x</sub>		RMMF
	Homens	Mulheres		Homens	Mulheres	
<b>2000</b>						
15-19	0,036	0,031	1	0,034	0,029	117,5
20-24	0,036	0,031	2	0,036	0,031	115,6
25-29	0,039	0,033	3	0,038	0,032	117,8
30-34	0,046	0,039	5	0,046	0,038	120,1
<b>2010</b>						
15-19	0,0174	0,0168	1	0,0166	0,0160	103,8
20-24	0,0165	0,0170	2	0,0164	0,0170	96,6
25-29	0,0171	0,0168	3	0,0168	0,0166	101,7
30-34	0,0209	0,0203	5	0,0207	0,0201	102,8
<b>Variação relativa média anual entre 2000-2010 (%)</b>						
15-19	5,2	4,6	1	5,1	4,5	11,7
20-24	5,4	4,5	2	5,4	4,5	16,4
25-29	5,6	4,9	3	5,7	4,8	13,7
30-34	5,6	4,8	5	5,0	4,7	14,4

\* Estimada usando a técnica dos filhos sobreviventes de Brass

Fonte: IBGE, Censo Demográfico - 2000 e 2010 (microdados)

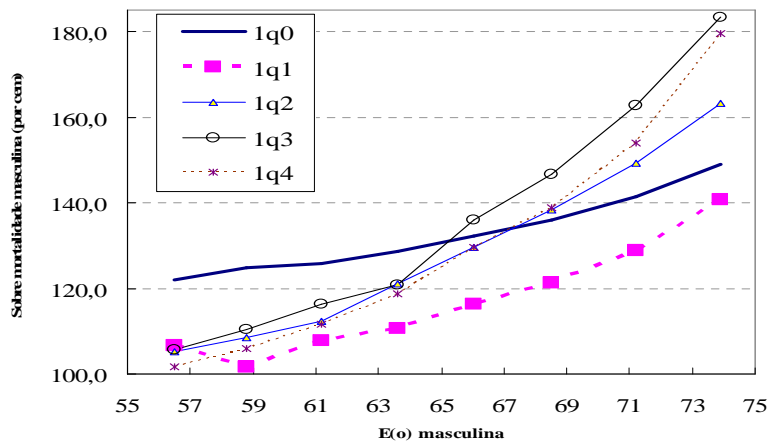
Ela apresenta a proporção de crianças mortas, por sexo, e a probabilidade de morte do nascimento até a idade x. Fica claro o significativo declínio da MI no período de 10 anos analisado, o que se reflete, da mesma maneira, nas probabilidades de morte. A variação relativa apresentada na Tabela 1 mostra que a diminuição em qualquer indicador de mortalidade é mais acentuada entre os meninos do que entre as meninas - sempre acima e abaixo de 5,0% ao ano, respectivamente - independentemente da idade da mãe (dados não incluídos aqui replicam similar padrão para as cinco regiões geográficas do país).

Em relação ao diferencial por sexo, utilizou-se a razão entre a probabilidade de morte masculina e feminina (RMMF) para se avaliar sua variação no tempo. Observa-se uma diminuição dessa razão durante o período de 2000-2010; a RMMF diminuiu claramente de um período para o outro em todos os casos. Quase não há sobremortalidade masculina em 2010. Além disso, a mortalidade aos 2 anos de idade, provenientes de mães em idade 20-24 (cuja resposta é considerada mais confiável), aponta praticamente a inexistência de diferenças por sexos (RMMF = 96,6).

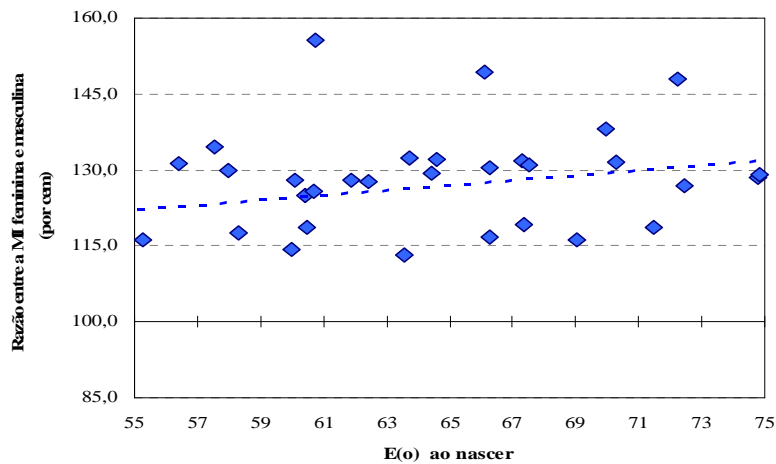
Tal evidência contrasta com o que se encontra na literatura sobre medidas indiretas da mortalidade nas primeiras idades por sexo tal como mostrado no gráfico 1 para dois conjuntos de tabelas de vida.

**Gráfico 1 - Sobre-mortalidade masculina ou RMMF nas primeiras idades segundo modelos de tábuas de vida.**

a) Calculada mediante a razão entre  ${}_nq_x$  para as idades entre 0 e 10 anos das Tabelas Modelo Oeste de Coale e Demeny segundo os níveis 17 a 24, definidos pela  $E(o)$  masculina.



b) Calculada mediante a razão entre  ${}_1q_0$  das Tabelas de Mortalidade calculadas pelo CELADE (períodos 1950-2020)



Fonte:

- a) Estimadas a partir de funções de sobrevivência para as idades entre 0 e 10, disponíveis no Manual X (United Nations, 1983)  
 b) Celade (1978): Boletín Demográfico –Año XI, N. 21 – Santiago de Chile, Enero de 1978 (31 pags) para todos os países de América Latina disponíveis na publicação. - Celade (2009): Tablas abreviadas de Mortalidad (www.eclac/celade) En: 12/10/2009 – No disponível. As estimativas se referem a períodos que vão desde 1960 até 2020 para Brasil, México e Chile.

Em primeiro lugar, considere-se as tábuas modelo de vida, muito usadas na Região para inferir a mortalidade nessas idades (UN, 2011; Sawyer, 2012). No conjunto de Tabelas Modelo de Coale e Demeny (1966), o diferencial por sexo da probabilidade de morte entre os menores de um ano replica, sempre, uma razão acima de 100,0. Todavia, para níveis acima de uma esperança de vida ao nascer equivalente a 55 anos para o sexo masculino (nível 17 das Tabelas modelo Oeste de Coale e Demeny), a RMMF está implícita em todas as idades, não se registrando, portanto, sobre-mortalidade infanto-juvenil feminina (Ver Gráfico 1a). Mais especificamente, para qualquer idade – entre 0 e 10, neste caso – a RMMF aumenta à medida que aumenta E(o) masculina<sup>3</sup>.

Em segundo lugar, estimativas feitas, para países latino americanos propriamente e na grande maioria dos casos, usando técnicas indiretas, como é o caso dos trabalhos no passado recente, feitos pelo CELADE, mostram também, que a brecha entre sexos estimada, fica num importante número de casos em torno de 130 para a RMMF e (Gráfico 1b) e segue uma tendência de aumento à medida que aumenta a E(o) masculina e (gráfico 1b).

Adicionalmente, e para o caso do Brasil, a sobre-mortalidade das mulheres quando se consideram os dados censitários sobre a proporção de crianças mortas, parece estar localizado principalmente em áreas urbanas, onde a diferença entre os sexos é quase inexistente. Nas áreas rurais, os dados indicam que a mortalidade é sempre maior entre os homens; a diferença entre os sexos, no entanto, é pequena (Ver Tabela A.1 em anexo). A variação relativa entre a área urbana e rural indica que, embora o primeiro tenha sempre probabilidades de morte mais baixas do que o último, a diferença por sexo favorece proporcionalmente mais os homens urbanos. As variações relativas por idade da mãe indicam que, em uma situação de melhores condições de vida (o que seria o caso de áreas urbanas), os ganhos de mortalidade são maiores entre os homens do que entre as mulheres.

Os homens foram, portanto, aqueles que proporcionalmente mais se beneficiaram com a redução dos níveis de mortalidade e obtiveram maiores ganhos no que diz respeito às melhorias dos indicadores de mortalidade. Tendo-se verificado que os diferenciais por sexo da MI no Brasil, em um contexto de rápido declínio da mortalidade, tenderam a uma diminuição ao longo do tempo, é importante verificar, também, as tendências e magnitudes dessas diferenças em outros contextos latino-americanos.

---

<sup>3</sup> Lembrar que, por se tratar de Tábuas Modelo, a E(o) aumenta para ambos sexos, embora com intensidade diferenciada.

### 3.2. Evidências para outros países latino-americanos

Os resultados encontrados para o Brasil suscitaram a necessidade de avaliar a existência de um novo padrão de diferencial da MI por sexo - em que as diferenças entre homens e mulheres estariam se tornando menores - também entre os outros países da América Latina. O quadro a seguir lista os países analisados.

**Quadro 1**  
**Países selecionados para análise**

Países latino-americanos selecionados para o estudo do diferencial por sexo da MI	
Base: DHS	1. Bolívia: 2003 e 2008 2. Colômbia: 2005 e 2010 3. Haiti: 2005-06 e 2012 4. Honduras: 2005-06 e 2011-12 5. Nicarágua: 1998 e 2001 6. Peru: 2004/06 e 2012 7. República Dominicana: 2002 e 2007
Base: Censos	1. Colômbia: 1993 e 2005 2. Nicarágua: 1995 e 2005

Com base nas probabilidades de morte estimadas pelo método dos filhos sobreviventes de Brass, estimou-se a MI para esses países e corresponde a uma média dos  $l_{(2)}$ ,  $l_{(3)}$  e  $l_{(5)}$  também estimados na aplicação do método em relação às tabelas modelo de Coale e Demeny (1966), Modelo Oeste, para cada sexo por separado.

A Tabela 2 apresenta as estimativas de MI para os países mencionados a partir das bases de dados da DHS. Os países foram reagrupados segundo a intensidade da queda da MI. No painel A figuram os que tiveram clara diminuição da MI, e nota-se, no geral, uma tendência de diminuição do diferencial por sexo no tempo, à medida que diminui a MI (última coluna da tabela).

Considerando os dados em detalhe, vemos, em primeiro lugar, Colômbia e Bolívia com uma queda média anual no período próxima de 5% - isto é, com uma intensidade similar à encontrada para o Brasil. Nesses dois casos, observa-se, coincidentemente, uma diminuição das diferenças por sexo. Em seguida, apresenta-se o resultado para o Peru. Também houve uma grande redução da MI; entretanto, os decrementos foram similares entre homens e mulheres. Em Honduras, embora a diminuição da MI tenha sido menos acentuada, a diferença por sexo tende igualmente a diminuir. Uma exceção a essa tendência é a República Dominicana, onde, na presença de uma tendência de queda da MI, a correspondente aos meninos não apresenta importante variação no período.

**Tabela 2**

**Mortalidade infantil com base no Modelo Oeste e razão entre a mortalidade infantil masculina e feminina (RMMF), estimada a partir da DHS - Países selecionados**

País	Ano	Mortalidade Infantil (por mil)		RMMF
		Homem	Mulher	
<b>a) Países com acentuada queda anual da MI</b>				
1. Colômbia	2005	29,09	22,49	129,3
	2010	20,67	17,94	115,2
	Decremento*	5,8	4,0	
2. Bolívia	2003	79,33	65,19	121,7
	2008	60,35	54,59	110,6
	Decremento*	4,8	3,3	
3. Peru	2004-06	37,16	29,60	125,5
	2012	27,64	22,25	124,2
	Decremento*	5,1	5,0	
4. Honduras	2005-06	34,39	28,89	119,0
	2011-12	28,10	25,55	110,0
	Decremento*	3,0	1,9	
5. República Dominicana	2002	40,88	34,31	119,2
	2007	38,85	27,46	141,5
	Decremento*	1,0	4,0	
<b>b) Países com relativamente menor queda anual da MI</b>				
1. Haiti	2005-06	79	73,74	107,1
	2012	81,45	59,09	137,8
	Decremento*	-0,5	3,1	
2. Nicarágua	1998	53,64	40,09	133,8
	2001	53,69	35,45	151,5
	Decremento*	0,0	3,9	

\* Médio anual (%)

Fonte: DHS (microdados)

A MI foi estimada a partir da informação sobre filhos nascidos vivos e filhos sobreviventes mediante o método de Brass e usando como padrão a Tábua Modelo Oeste de Coale e Demeny, para cada sexo, por separado.

O painel B apresenta dois países que, no período disponível, apresentaram tendência errática de queda da MI, Haiti e Nicarágua. No primeiro caso, a explicação pode ter a ver com o terremoto ocorrido em 2010 que certamente desestabilizou totalmente a sociedade haitiana. No segundo caso, note-se que o período de referência é dos mais anteriores, quando, acredita-se, o contexto institucional para as intervenções de combate à mortalidade na infância não tinham a mesma influência que viriam a ter ao finalizar a década de 2000.

A Tabela 3 apresenta os resultados obtidos a partir dos censos para Colômbia e Nicarágua.



**Tabela 3**  
**Mortalidade infantil com base no Modelo Oeste e razão entre a mortalidade infantil masculina e feminina (RMMF), estimada a partir do Censo - Colômbia e Nicarágua**

País	Ano	Mortalidade Infantil		RMMF
		Homem	Mulher	
Colômbia	1993	44,31	39,45	112,3
	2005	37,06	34,08	108,8
	Decremento*	1,4	1,1	
Nicarágua	1995	53,68	46,53	115,4
	2005	33,70	28,73	117,3
	Decremento*	3,7	3,8	

\* *Médio anual (%)*

Fonte: IPUMS, Censos Demográficos.

A MI foi estimada a partir da informação sobre filhos nascidos vivos e filhos sobreviventes mediante o método de Brass e usando como padrão a Tabua Modelo Oeste de Coale y Dmeny, para cada sexo, por separado.

A tendência registrada com os dados de censos para Colômbia parece confirmar os achados apresentados na tabela anterior, utilizando a DHS, embora a intensidade da queda da MI não seja tão acentuada.

Já no caso da Nicarágua, no período considerado, registrou-se, sim, uma queda da MI mais acentuada: perto de 4% ao ano, aproximadamente tanto para meninos como para meninas, o que resulta na permanência do diferencial por sexo em magnitudes similares (117 a 115). De qualquer maneira, em que pesem as limitações de comparabilidade que censos e pesquisas amostrais possuem com relação aos níveis dos indicadores, ao menos as tendências podem ser reconhecidas. Nesse sentido, pode-se afirmar que, se para anos mais recentes, entre 2001 e 2005, no caso de Nicarágua, a MI diminuiu de forma significativa, de algo em torno de 45 por mil, para aproximadamente 31 por mil de acordo com o valor dos indicadores apresentados, há poucas dúvidas de sua diminuição. No caso do diferencial por sexo, também pode-se inferir que, no mesmo período, esse apresentou tendência de diminuição, uma vez que, para 2001, a RMMF ficou em torno de 150, apresentando em 2005, um valor inferior a 120. Resumindo, as evidências para Nicarágua, embora com alguma ambiguidade, apontam para a comprovação do fenômeno que estamos tratando: na presença de forte diminuição dos níveis da MI em contextos menos desenvolvidos, o diferencial por sexo da mortalidade tende a diminuir.

Note-se, por último, que a sobremortalidade masculina escassamente reproduz os níveis implícitos nas Tábuas Modelo, como aqueles mostrados no Gráfico 1. Em apenas um caso, a RMMF ultrapassou a casa de 150%, sendo bastante frequente encontrar valores entre 110 e 120, em claro contraste com o que foi desenvolvido para esses modelos.

#### **4. Considerações para discussão**

Este trabalho avalia o diferencial por sexo da MI, o qual tradicionalmente tem favorecido as mulheres e que, no entanto, parece estar se modificando em benefício dos homens com a redução desse hiato entre os sexos.

Os dados dos censos brasileiros recentes (2000 e 2010) sinalizam que, no processo de declínio da MI e na infância, os ganhos foram proporcionalmente maiores entre os homens. Os achados dos países latino-americanos investigados corroboram, em certa medida, o que foi observado para o Brasil. Entretanto, uma análise mais aprofundada dos níveis passados de MI e de seu contexto atual, bem como de programas e medidas para a redução da mesma nesses países, ainda é necessária para se compreender melhor os resultados e as diferenças encontradas.

O padrão de sobremortalidade masculina mais frequentemente encontrado indica que a RMMF situa-se entre 110 a 120, bastante abaixo do que se aponta com dados modelados e que até hoje são usados para definir níveis de MI na Região. Mais pesquisas e mais evidências empíricas são necessárias antes de concluir sobre o surgimento de um novo padrão de diferencial por sexo, tal como o verificado neste trabalho. A validação dos resultados implicará uma maior confiabilidade dos parâmetros de mortalidade que se usam como insumo para inúmeras atividades de planejamento social e econômico.

Parece razoável atribuir a diminuição da brecha da sobrevivência entre meninos e meninas às estratégias e intervenções sociais feitas para combater as principais causas de morte nas primeiras idades. Pesquisa em andamento dos autores está sendo feita neste sentido: em que medida as diferenças são sensíveis seja ao acesso à tecnologia ou conhecimentos médicos seja às melhoras no sistema de saúde que mudem o contexto epidemiológico. O trabalho, semelhante ao realizado por Drevenstedt et al., 2008, para populações desenvolvidas mostra alguns resultados que dão suporte a este argumento: no estado de São Paulo, onde a MI está próxima a 10,0 por mil ao se iniciar a segunda década do presente século, e cujos níveis em constante declínio, diminuíram ainda, marcadamente depois dos anos 2000, a RMMF, tem se mantido constante e em torno de 120,0 por cem (Wong et al., 2014). Razões abaixo, portanto, daquelas mostradas por modelos teóricos. Todavia, ao considerar sus componentes por idade, nota-se um ligeiro aumento desta razão entre a MI pós neonatal e significativos decréscimos na MI depois dessa idade; isto é, nas idades onde a prevalência das causas de morte é eminentemente exógena e suscetível de ser controlada com estratégias adequadas de saúde.

Pesquisas sobre as causas detalhadas de morte nas primeiras idades e sobre os benefícios das práticas obstétricas, além do cuidado pré e pós-natal entre meninos e meninas, darão importante luz sobre esta brecha da sobrevivência por sexo. Seus resultados poderão medir o quanto esses fatores são responsáveis pela redução da mortalidade infantil e infanto-juvenil e quanto disto coloca, por fim, menos desvantagens aos meninos com relação às meninas.

## 5. Referências bibliográficas

BRASS, W.; COALE, A. J. et al. The Demography of Tropical Africa. New Jersey: Princeton University Press, 1968.

COALE, A.J.; DEMENY, P. Regional model life tables and stable populations. New Jersey: Princeton University Press, 1966.

CENTRO LATINO AMERICANO DE POBLACION (1978): Boletín Demográfico –Año XI, N. 21 – Santiago de Chile, Enero de 1978

\_\_\_\_\_ (2009): Tablas abreviadas de Mortalidad (www.eclac/celade) En: 12/10/2009 – No disponível.

DREVENSTEDT, GREG L.; EILEEN M. CRIMMINS, SARINNAPHA VASUNILASHORN, AND CALEB E. FINCH (2008): Social Sciences - Social Sciences: The rise and fall of excess male infant mortality - PNAS 2008 105 (13) 5016-5021; published ahead of print March 24, 2008, doi:10.1073/pnas.0800221105 <http://www.pnas.org/content/105/13/5016.full.pdf+html> - 8/2/2013 8:08 PM

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Microdados dos Censos Demográficos 2000 e 2010. Disponível em [www.ibge.gov.br](http://www.ibge.gov.br) e [www.sidra.ibge.gov.br](http://www.sidra.ibge.gov.br).

MINNESOTA POPULATION CENTER. Integrated Public Use Microdata Series, International: Version 6.2 [Machine-readable database]. Minneapolis: University of Minnesota, 2013.

SAWYER, C.,C. (2012) Child Mortality Estimation: Estimating Sex Differences in Childhood Mortality since the 1970s. - Population Division, Department of Economic and Social Affairs, United Nations, New York, New York, United States of America In: PLoS Med 9(8): e1001287. doi:10.1371/journal.pmed.1001287 -

THE DHS PROGRAM. Microdados da Demographic and Health Surveys, países selecionados. Disponível em [www.dhsprogram.com](http://www.dhsprogram.com).

UNITED NATIONS (1982). Model Life Tables for Developing Countries (United Nations publication, Sales No. E.81.XIII.7).

UNITED NATIONS. Manual X: Indirect techniques for demographic estimation. New York: United Nations, 1983

UNITED NATIONS (2011): Sex Differentials in Childhood Mortality - Department of Economic and Social Affairs, Population Division (2011). (United Nations publication, ST/ESA/SER.A/314). <http://www.un.org/esa/population/publications/SexDifChildMort/SexDifferentialsChildhoodMortality.pdf> - 8/12/2013 11:32 AM

UNITED NATIONS CHILDREN'S FUND (UNICEF). Committing to Child Survival: A Promise Renewed - Progress Report 2012. - Division of Policy and Strategy, UNICEF New York, NY 10017, USA - ISBN: 978-92-806-4655-9 - 44 pages, 2012. [http://www.apromiserenewed.org/files/APR\\_Progress\\_Report\\_2012\\_final\\_web.pdf](http://www.apromiserenewed.org/files/APR_Progress_Report_2012_final_web.pdf). Acessado em 04/10/2012.

WONG, L.R.; CARVALHO, J.A.M; BARROS, J.V.S.; BONIFÁCIO, G.M.O. Patterns of sex differentials in child mortality in Brazil (2000-2010). XXVII IUSSP International Population Conference, Busan, Korea, 26-31 de Agosto de 2013, Session 099: Gender differences in child health and mortality. Disponível em: [http://www.iussp.org/sites/default/files/event\\_call\\_for\\_papers/Brazilian%20IM%20sex%20differentials%20WONG%20%26%20CARVALHO\\_0.pdf](http://www.iussp.org/sites/default/files/event_call_for_papers/Brazilian%20IM%20sex%20differentials%20WONG%20%26%20CARVALHO_0.pdf).

WONG, L.R.; BARROS, J.V.S.; BONIFÁCIO, G.M.O, e SILVA L.J.S. (2014): Padrões de diferencial por sexo da mortalidade nas primeiras idades: uma investigação com base nas causas de morte – Cedeplar/UFMG – Relatório de Pesquisa – Circulação restrita.

## ANEXO

**Tabela A.1**

**Probabilidades de morte e razão entre a probabilidade de morte masculina e feminina (RMMF), estimada a partir do censo - Brasil, rural e urbano, 2010**

Idade		Probabilidade de morte entre a idade 0 e x *		
Mãe	Filho	Homens	Mulheres	RMMF
<b>Urbano</b>				
15-19	1	0,0160	0,0159	100,4
20-24	2	0,0152	0,0163	93,6
25-29	3	0,0153	0,0156	98,3
30-34	5	0,0186	0,0183	101,6
<b>Rural</b>				
15-19	1	0,0187	0,0163	115,1
20-24	2	0,0208	0,0196	106,4
25-29	3	0,0232	0,0207	112,0
30-34	5	0,0301	0,0284	105,9
<b>Varição relativa entre urbano e rural (%)</b>				
15-19	1	14,4	2,5	12,8
20-24	2	26,9	16,8	12,0
25-29	3	34,1	24,6	12,2
30-34	5	38,2	35,6	4,1

\* Estimada usando a técnica dos filhos sobreviventes de Brass

Fonte: IBGE, Censo Demográfico - 2000 e 2010 (microdados)

**Tabela A. 2**  
**Proporção de filhos mortos, probabilidades de morte e a razão entre a mortalidade masculina e feminina (RMMF), estimada a partir da DHS**

**A.2.1) Bolívia, 2003 e 2008**

Grupo de idade da mãe	Proporção de filhos mortos		Idade do filho X	Probabilidade de morte entre a idade 0 e x *		RMMF
	D <sub>x</sub>			q <sub>x</sub>		
	Homens	Mulheres		Homens	Mulheres	
<b>2003</b>						
15-19	0,062	0,045	1	0,061	0,045	135,0
20-24	0,089	0,074	2	0,091	0,076	119,8
25-29	0,091	0,085	3	0,090	0,085	106,9
30-34	0,119	0,095	5	0,121	0,096	126,2
<b>2008</b>						
15-19	0,086	0,056	1	0,082	0,053	156,1
20-24	0,059	0,055	2	0,059	0,055	107,3
25-29	0,070	0,069	3	0,069	0,068	100,7
30-34	0,096	0,089	5	0,097	0,090	108,1
<b>Varição relativa entre 2003-2008 (%)</b>						
15-19	-40,3	-22,7	1	-34,3	-16,2	-15,7
20-24	33,8	25,6	2	35,2	27,7	10,4
25-29	23,0	18,0	3	24,0	19,4	5,8
30-34	19,3	5,8	5	19,7	6,2	14,3

\* Estimada usando a técnica dos filhos sobreviventes de Brass

Fonte: DHS - 2003 e 2008 (microdados)

### A.2.2) Colômbia, 2005 e 2010

Grupo de idade da mãe	Proporção de filhos mortos		Idade do filho X	Probabilidade de morte entre a idade 0 e x *		RMMF
	D <sub>x</sub>			<sup>o</sup> q <sub>x</sub>		
	Homens	Mulheres		Homens	Mulheres	
<b>2005</b>						
15-19	0,025	0,008	1	0,023	0,007	317,3
20-24	0,030	0,027	2	0,030	0,027	112,7
25-29	0,037	0,026	3	0,037	0,025	145,9
30-34	0,032	0,025	5	0,032	0,025	127,1
<b>2010</b>						
15-19	0,024	0,013	1	0,021	0,012	177,3
20-24	0,021	0,021	2	0,020	0,020	98,8
25-29	0,025	0,019	3	0,025	0,019	130,7
30-34	0,024	0,022	5	0,024	0,021	112,5
<b>Variação relativa entre 2005-2010 (%)</b>						
15-19	5,0	-61,6	1	8,6	-63,6	44,1
20-24	31,9	24,4	2	33,2	23,9	12,3
25-29	32,3	25,6	3	33,1	25,3	10,4
30-34	24,3	14,4	5	24,6	14,8	11,5

\* Estimada usando a técnica dos filhos sobreviventes de Brass

Fonte: DHS - 2005 e 2010 (microdados)

### A.2.3) Haiti, 2005/06 e 2012

Grupo de idade da mãe	Proporção de filhos mortos		Idade do filho X	Probabilidade de morte entre a idade 0 e x *		RMMF
	D <sub>x</sub>			<sup>o</sup> q <sub>x</sub>		
	Homens	Mulheres		Homens	Mulheres	
<b>2005/06</b>						
15-19	0,075	0,085	1	0,072	0,080	89,7
20-24	0,086	0,083	2	0,086	0,082	104,9
25-29	0,105	0,090	3	0,104	0,088	117,5
30-34	0,107	0,125	5	0,110	0,128	86,2
<b>2012</b>						
15-19	0,076	0,069	1	0,073	0,067	108,5
20-24	0,080	0,078	2	0,080	0,079	101,5
25-29	0,119	0,077	3	0,117	0,077	152,1
30-34	0,113	0,071	5	0,116	0,073	158,6
<b>Variação relativa entre 2005/06-2012 (%)</b>						
15-19	-2,2	18,5	1	-0,8	16,6	-20,9
20-24	6,2	5,0	2	6,9	3,9	3,2
25-29	-13,3	13,6	3	-12,8	12,9	-29,5
30-34	-5,0	42,9	5	-5,2	42,8	-84,1

\* Estimada usando a técnica dos filhos sobreviventes de Brass

Fonte: DHS - 2005/06 e 2012 (microdados)

#### A.2.4) Honduras, 2005/06 e 2011/12

Grupo de idade da mãe	Proporção de filhos mortos		Idade do filho X	Probabilidade de morte entre a idade 0 e x *		
	D <sub>x</sub>			<sup>0</sup> q <sub>x</sub>		RMMF
	Homens	Mulheres		Homens	Mulheres	
<b>2005/06</b>						
15-19	0,038	0,025	1	0,037	0,024	151,1
20-24	0,038	0,027	2	0,038	0,028	138,1
25-29	0,036	0,034	3	0,035	0,034	103,7
30-34	0,045	0,041	5	0,045	0,041	110,6
<b>2011/12</b>						
15-19	0,031	0,017	1	0,028	0,016	179,5
20-24	0,032	0,025	2	0,031	0,024	130,5
25-29	0,031	0,032	3	0,030	0,031	96,1
30-34	0,035	0,035	5	0,034	0,035	98,8
<b>Varição relativa entre 2005/06-2011/12 (%)</b>						
15-19	19,1	30,3	1	22,4	34,6	-18,8
20-24	15,9	10,0	2	18,5	13,7	5,5
25-29	14,8	7,3	3	16,0	9,3	7,4
30-34	23,0	13,7	5	23,5	14,3	10,7

\* Estimada usando a técnica dos filhos sobreviventes de Brass

Fonte: DHS - 2005/06 e 2011/12 (microdados)

#### A.2.5) Nicarágua, 1998 e 2001

Grupo de idade da mãe	Proporção de filhos mortos		Idade do filho X	Probabilidade de morte entre a idade 0 e x *		
	D <sub>x</sub>			<sup>0</sup> q <sub>x</sub>		RMMF
	Homens	Mulheres		Homens	Mulheres	
<b>1998</b>						
15-19	0,045	0,028	1	0,041	0,026	159,2
20-24	0,063	0,047	2	0,061	0,045	134,6
25-29	0,062	0,052	3	0,060	0,050	120,9
30-34	0,073	0,052	5	0,072	0,051	139,9
<b>2001</b>						
15-19	0,038	0,030	1	0,035	0,027	127,9
20-24	0,063	0,038	2	0,061	0,036	169,0
25-29	0,062	0,046	3	0,061	0,044	136,2
30-34	0,073	0,048	5	0,071	0,047	151,0
<b>Varição relativa entre 1998-2001 (%)</b>						
15-19	15,1	-6,0	1	14,5	-6,4	19,6
20-24	0,0	20,1	2	-0,8	19,8	-25,6
25-29	0,0	11,1	3	-0,3	11,0	-12,7
30-34	0,0	7,4	5	0,7	8,0	-8,0

\* Estimada usando a técnica dos filhos sobreviventes de Brass

Fonte: DHS - 1998 e 2001 (microdados)

### A.2.6) Peru, 2004-06 e 2012

Grupo de idade da mãe	Proporção de filhos mortos		Idade do filho X	Probabilidade de morte entre a idade 0 e x *		
	D <sub>x</sub>			<sup>o</sup> q <sub>x</sub>		RMMF
	Homens	Mulheres		Homens	Mulheres	
<b>2004/06</b>						
15-19	0,034	0,032	1	0,033	0,030	110,6
20-24	0,035	0,029	2	0,035	0,029	121,6
25-29	0,041	0,037	3	0,040	0,036	111,6
30-34	0,054	0,039	5	0,054	0,039	138,5
<b>2012</b>						
15-19	0,011	0,022	1	0,011	0,022	48,7
20-24	0,026	0,019	2	0,026	0,019	137,5
25-29	0,031	0,029	3	0,031	0,028	108,1
30-34	0,038	0,031	5	0,038	0,031	123,7
<b>Variação relativa entre 2004/06-2012 (%)</b>						
15-19	67,6	28,7	1	68,4	28,1	56,0
20-24	26,1	35,7	2	27,0	35,4	-13,1
25-29	23,7	21,9	3	24,2	21,7	3,1
30-34	29,9	21,6	5	30,1	21,7	10,6

\* Estimada usando a técnica dos filhos sobreviventes de Brass

Fonte: DHS - 2004-06 e 2012 (microdados)

### A.2.7) República Dominicana, 2002 e 2007

Grupo de idade da mãe	Proporção de filhos mortos		Idade do filho X	Probabilidade de morte entre a idade 0 e x *		
	D <sub>x</sub>			<sup>o</sup> q <sub>x</sub>		RMMF
	Homens	Mulheres		Homens	Mulheres	
<b>2002</b>						
15-19	0,055	0,019	1	0,052	0,018	292,7
20-24	0,050	0,041	2	0,049	0,041	121,4
25-29	0,044	0,034	3	0,044	0,034	130,4
30-34	0,050	0,051	5	0,049	0,050	98,4
<b>2007</b>						
15-19	0,035	0,051	1	0,033	0,047	70,4
20-24	0,040	0,028	2	0,040	0,028	143,9
25-29	0,042	0,035	3	0,042	0,034	121,2
30-34	0,055	0,035	5	0,054	0,034	158,8
<b>Variação relativa entre 2002-2007 (%)</b>						
15-19	36,5	-169,3	1	35,7	-167,4	76,0
20-24	19,5	31,4	2	19,0	31,7	-18,6
25-29	4,9	-3,0	3	4,5	-2,7	7,1
30-34	-9,3	32,2	5	-9,6	32,0	-61,3

\* Estimada usando a técnica dos filhos sobreviventes de Brass

Fonte: DHS - 1998 e 2001 (microdados)



**Tabela A.3**

**Proporção de filhos mortos, probabilidades de morte e a razão entre a mortalidade masculina e feminina (RMMF), estimada a partir do Censo**

**A.3.1) Colômbia, 1993 e 2005**

Grupo de idade da mãe	Proporção de filhos mortos		Idade do filho X	Probabilidade de morte entre a idade 0 e x *		
	D <sub>x</sub>			<sup>o</sup> q <sub>x</sub>		RMMF
	Homens	Mulheres		Homens	Mulheres	
<b>1993</b>						
15-19	0,051	0,043	1	0,050	0,042	118,3
20-24	0,050	0,045	2	0,050	0,046	110,1
25-29	0,051	0,047	3	0,050	0,047	107,1
30-34	0,056	0,052	5	0,055	0,051	107,5
<b>2005</b>						
15-19	0,040	0,039	1	0,037	0,037	101,3
20-24	0,042	0,040	2	0,041	0,040	103,0
25-29	0,043	0,042	3	0,043	0,041	104,2
30-34	0,044	0,041	5	0,044	0,040	108,1
<b>Varição relativa entre 1993-2005 (%)</b>						
15-19	22,3	9,7	1	24,6	11,8	14,4
20-24	16,1	10,6	2	17,4	11,7	6,4
25-29	14,4	12,2	3	15,2	12,9	2,7
30-34	20,5	20,9	5	20,5	20,9	-0,5

\* Estimada usando a técnica dos filhos sobreviventes de Brass

Fonte: IPUMS, Censo Demográfico - 1993 e 2005

**A.3.2) Nicarágua, 1995 e 2005**

Grupo de idade da mãe	Proporção de filhos mortos		Idade do filho X	Probabilidade de morte entre a idade 0 e x *		
	D <sub>x</sub>			<sup>o</sup> q <sub>x</sub>		RMMF
	Homens	Mulheres		Homens	Mulheres	
<b>1995</b>						
15-19	0,049	0,040	1	0,046	0,037	124,4
20-24	0,058	0,050	2	0,057	0,049	116,3
25-29	0,064	0,059	3	0,063	0,057	109,0
30-34	0,074	0,069	5	0,073	0,069	107,0
<b>2005</b>						
15-19	0,026	0,018	1	0,025	0,020	125,1
20-24	0,030	0,022	2	0,030	0,024	126,8
25-29	0,038	0,033	3	0,038	0,034	110,7
30-34	0,051	0,047	5	0,050	0,046	108,0
<b>Varição relativa entre 1995-2005 (%)</b>						
15-19	47,1	55,5	1	46,3	46,5	-0,5
20-24	47,9	56,4	2	47,4	51,8	-9,1
25-29	40,0	44,1	3	39,7	40,6	-1,6
30-34	31,9	32,5	5	32,3	32,9	-0,9

\* Estimada usando a técnica dos filhos sobreviventes de Brass

Fonte: IPUMS, Censo Demográfico - 1995 e 2005