

**Título**

Diferencial por sexo da mortalidade infantil e infanto-juvenil: um estudo para Minas Gerais (2000-2010)

**Autores**

Laura Rodríguez Wong (Cedeplar/UFMG)

Juliana Vasconcelos de Souza Barros (Cedeplar/UFMG)

Lorena Josino Silva Braga (ICEX/UFMG)

**Área Temática**

Demografia

**Resumo:**

Este trabalho propõe investigar se, em Minas Gerais, estaria se vivenciando o mesmo padrão de redução dos diferenciais por sexo da mortalidade infantil (MI) constatada para o Brasil, em que as diferenças entre homens e mulheres tendem a diminuir conforme diminuem os níveis da MI. Os dados são do Censo Demográfico de 2010 e de estatísticas vitais dos anos de 2008 a 2011. Os resultados apontam que, na presença de um processo de acentuada queda da mortalidade, também em MG os meninos apresentariam maiores ganhos no processo de redução da MI, em relação às meninas, tornando o diferencial entre os sexos cada vez menor.

**Palavras-chave:**

Mortalidade infantil, diferencial por sexo, sobremortalidade masculina, Minas Gerais.

**Diferencial por sexo da mortalidade infantil e infanto-juvenil: um estudo para Minas Gerais (2000-2010)<sup>1</sup>  
(PRELIMINAR)**

Laura Rodríguez Wong<sup>2</sup>  
Juliana Vasconcelos de Souza Barros<sup>3</sup>  
Lorena Josino Silva Braga<sup>4</sup>

## **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. No Brasil, grandes esforços vêm sendo feitos no sentido de reduzir os níveis de mortalidade infantil (MI), tornando-se uma das cinco nações com as mais acentuadas reduções anuais na MI durante a primeira década do século (UNICEF, 2012). Análises da mortalidade infantil mostram que, tradicionalmente, o diferencial por sexo nas primeiras idades no Brasil sempre favoreceu as mulheres, de modo que a mortalidade entre os homens sempre foi considerada maior. Mesmo na ausência de dados confiáveis, as tábuas de vida modelo confirmam esse hiato entre os sexos que se amplia na medida em que níveis mais altos de esperança de vida são modelados.

Entretanto, evidências encontradas em Wong et al (2013) apontam para uma tendência diferente, definida por uma diminuição da sobremortalidade masculina nas primeiras idades. Assim, no Brasil, onde a mortalidade infantil e infanto-juvenil vem decrescendo substancialmente nas últimas décadas, verificou-se um padrão de diferencial por sexo da MI em que as diferenças entre homens e mulheres tendem a diminuir conforme diminui o nível da mesma.

Com base nessas colocações, o objetivo deste trabalho é verificar se, para o estado de Minas Gerais, também se observa essa redução no diferencial entre os sexos quando se analisa a MI. Assim, com base no trabalho descrito em Wong et al (2013), apresenta-se uma série de dados de diferentes fontes para avaliar em que medida Minas Gerais segue o mesmo padrão observado para o Brasil.

As informações foram retiradas dos Censos Demográficos de 2000 e 2010 e do Sistema de Informação de Mortalidade do Ministério da Saúde (SIM/MS/DATASUS) e do Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos do Ministério da Saúde (SINASC/MS/DATASUS), para os anos de 2008 a 2011. A análise dos dados é composta por três etapas. A primeira apresenta as tendências de mortalidade infantil e a razão de sexo da população nas primeiras idades para contextualizar a evolução dos diferenciais por sexo da mortalidade infantil em Minas Gerais, a partir de dados do censo. A segunda parte apresenta outras

---

<sup>1</sup> Trabalho apresentado no XVI Seminário sobre a Economia Mineira, realizado em Diamantina, de 16 a 20 de setembro de 2014.

<sup>2</sup> Professora do Departamento de Demografia do Cedeplar/UFMG

<sup>3</sup> Aluna de doutorado do Departamento de Demografia do Cedeplar/UFMG

<sup>4</sup> Aluna do curso de Ciências Atuariais do ICEX/UFMG.

\*Este trabalho conta com o suporte financeiro do CNPq.

evidências acerca desse diferencial, por meio da proporção de filhos sobreviventes e das probabilidades de morte. Para tal, empregou-se a técnica indireta proposta por Brass (Brass e Coale, 1968). A partir de informações, retiradas dos censos, sobre filhos tidos nascidos vivos e filhos sobreviventes (um indicador confiável de mortalidade, especialmente nas primeiras idades), esse método permite transformar a proporção de filhos sobreviventes em probabilidades de morte entre o nascimento e as idades 2, 3 e 5, a partir das quais também se estimou um nível de MI, por sexo, com base nas tábuas modelo de Coale e Demeny (1966). A terceira etapa da análise apresenta medidas de mortalidade infantil extraídas de estatísticas vitais, buscando melhor avaliar os diferenciais de mortalidade por sexo. Foram utilizadas informações sobre nascidos vivos e óbitos infantis do SINASC e do SIM, para os anos de 2008 a 2011.

Tendo em vista que não existem muitos estudos acerca dos diferenciais por sexo da mortalidade infantil no Brasil, principalmente para o passado, este trabalho se justifica por contribuir para a compreensão de um fenômeno novo o qual traz implicações significativas ao estudo da mortalidade infantil. Se, de fato, os dados confirmem para Minas Gerais o que foi observado para o Brasil, também o estado estaria vivenciando uma redução nos diferenciais por sexo da mortalidade conforme os níveis de mortalidade em idades precoces diminuem. Esse achado –meninos estarem experimentando uma maior sobrevivência do que no passado– é, pois, um importante insumo para definir a situação da mortalidade geral e contribuirá, assim, para um melhor planejamento de políticas relacionadas à mortalidade infantil.

## **2. O contexto: níveis de mortalidade infantil e razão de sexo nas primeiras idades**

Neste item, apresentam-se evidências sobre os diferenciais por sexo da mortalidade na infância: em primeiro lugar, algumas evidências no âmbito internacional e, em seguida, os achados para o Brasil.

### **2.1. Evidência internacional histórica de diferenciais de mortalidade infantil**

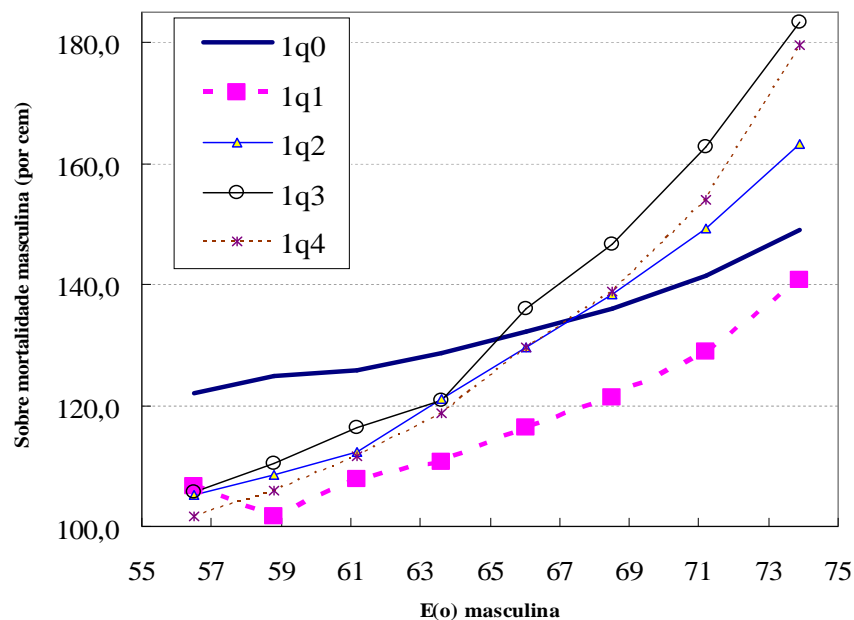
Apresenta-se aqui, de forma esquemática, algumas evidências sobre os diferenciais por sexo da mortalidade na infância tal como elaborado em Wong et al (2013). Em primeiro lugar, consideram-se as estimativas definidas em sistemas de tábuas de vida modelo e, em segundo lugar, analisa-se o perfil obtido por registros contínuos de países com estatísticas confiáveis.

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 Tábuas Modelo Oeste de Coale e Demeny), a sobremortalidade masculina (SMM) está implícita em todas as idades, não se registrando sobre-mortalidade infanto juvenil feminina (ver Gráfico 1). Mais especificamente, para

qualquer idade – entre 0 e 10, nesse caso –, a SMM aumenta à medida que aumenta  $E(o)$  masculina<sup>5</sup>.

### GRÁFICO 1

**Sobre-mortalidade masculina 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**



Fonte: Estimadas a partir de funções de sobrevivência para as idades entre 0 e 10, disponíveis no Manual X (United Nations, 1983).

No caso de Minas Gerais, em que a Esperança de Vida ao nascer para a população masculina é de pouco mais de 72 anos (IBGE, 2013), deveria-se esperar um diferencial de  $MI - ({}_1q_0)$  – da ordem de 40% favorável as meninas.

Na linha de modelos empíricos, as Tabelas Modelo de Nações Unidas (United Nations, 1982) apresentam padrão de SMM similar ao mencionado nas linhas acima. Os países em desenvolvimento utilizados nessa publicação para modelar a mortalidade, cujos dados foram, em todos os casos devidamente avaliados, apresentam, no geral, um aumento da SMM infantil segundo aumenta a  $E(o)$ , conforme mostrado no Gráfico 2.

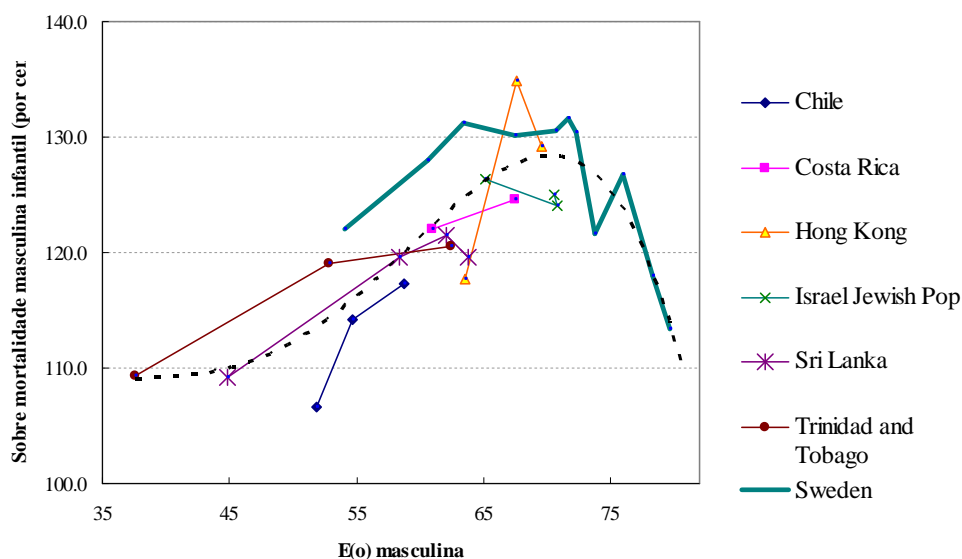
Adicionalmente, registre-se que, à medida que a  $E(o)$  aumenta, e respeitando uma sequência cronológica, o aumento da SMM parece ter incrementos menores. Essa tendência é constatada ao incluir, na comparação, o caso da Suécia, com uma série temporal maior de estatísticas de mortalidade. A partir do conjunto de tabelas de vida desse país, pode-se ver a tendência da SMM infantil nelas implícita. A série inicia-se em 1850, quando a  $E(o)$

<sup>5</sup> Lembrar que, por se tratar de Tabelas Modelo, a  $E(o)$  aumenta para ambos sexos, embora com intensidade diferenciada.

masculina era de 55 anos, e vai até 2010, em que a correspondente  $E(o)$  é 79,7 anos<sup>6</sup>. Neste caso, a SMM inicial tende a aumentar junto com aumentos da  $E(o)$  e, de forma semelhante ao observado para países em desenvolvimento, o aumento da SMM dá-se, cada vez, com incrementos menores, sendo que, em determinado momento, esses incrementos tornam-se negativos sem, no entanto, ultrapassar a barreira dos 100,0.

Um ajuste estatístico ao conjunto de dados sobre SMM e  $E(o)$  masculina que constam no Gráfico 2 (ver linha pontilhada no mesmo gráfico) sugere a existência de um padrão de SMM associado à esperança de vida ao nascer. Ele teria pequena SMM em situações de alta mortalidade infantil; tenderia a aumentar à medida que a  $E(o)$  aumenta para, depois, contrariando o que se estabelece nas Tabelas Modelo, voltar a diminuir.

**GRÁFICO 2**  
**Sobre-mortalidade masculina calculada mediante a razão entre  $1q_0$  por sexo em Suécia e países selecionados que serviram de base para as Tabuas Modelo para países desenvolvidos das Nações Unidas**



Fonte: Estimadas a partir das probabilidades de morte entra as idades 0 e 1 dos países mencionados, disponíveis em (United Nations, 1982).

Feita a constatação de um padrão de SMM a partir de sistemas de tábuas de vida, considera-se, a seguir, dados de registros vitais analisando a SMM entre menores de um ano para populações com dados confiáveis<sup>7</sup>. A comparação da SMM e o nível da MI por sexo pode ser vista no Gráfico 3; constata-se que, embora não haja correlação clara entre o nível da mortalidade infantil e a sobre-mortalidade masculina, os valores médios dessa

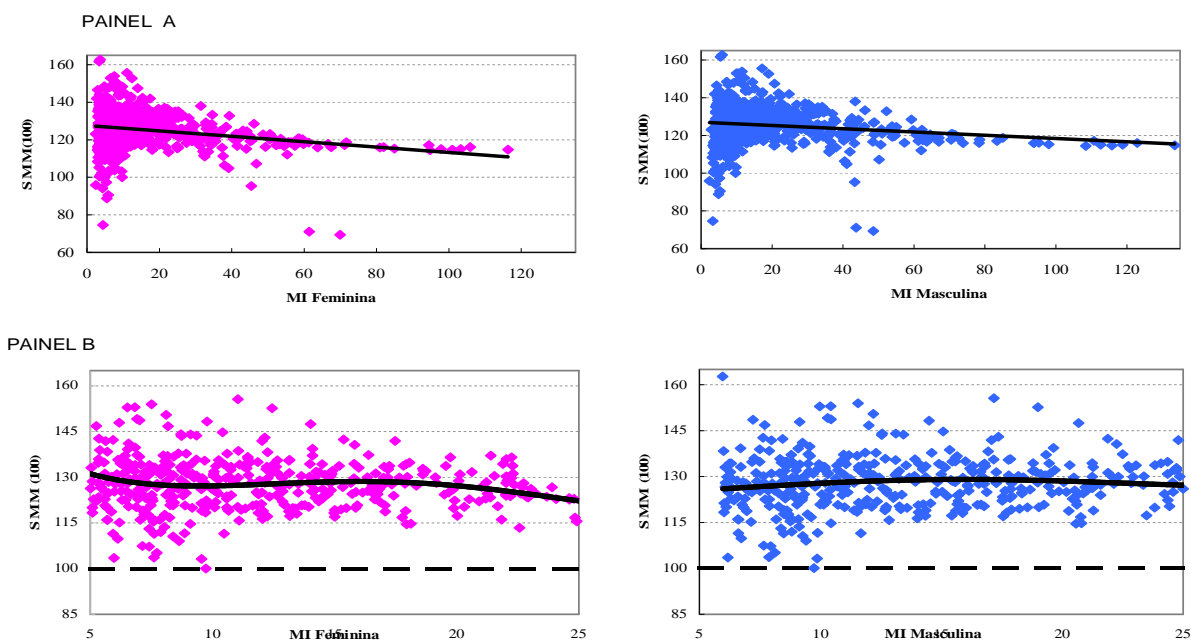
<sup>6</sup> Fonte: Mortality Data Bank

<sup>7</sup> Os países considerados foram: Argentina (1985, 2009); Áustria (1967, 2001); Bélgica (1962, 1997); Bulgária (1971, 2009); Chile (1982, 2008); Costa Rica (2009, 2010); Croácia (2004, 1982); Cuba (1975, 2005); Dinamarca (1961, 2000); França (1962; 1994); Alemanha (1971; 1994); Grécia (1971, 2000); Holanda (1960, 1998); Portugal (1996, 1995); Espanha (1975, 1996); Reino Unido e Irlanda do Norte (1982, 1998); Uruguai (1986, 2002).

última, principalmente em níveis de MI baixos, tenderiam a se situar em torno de 130, de forma semelhante ao padrão imposto nas Tabelas Modelo de Coale e Demeny, por exemplo. Há muitos poucos casos de sobre mortalidade infantil feminina (pontos que ficam abaixo da linha de 100) (Painel A).

O Painel B é uma seleção dos países que estão no painel anterior e correspondem àqueles que tem um nível de mortalidade menor a 25 por mil, semelhante ao preponderante no Brasil. Consta-se com mais clareza que a SMM, embora tenha uma média em torno de 130, é muito dispersa e não guarda relação com os níveis da MI, seja femininos ou masculinos.

**GRÁFICO 3**  
**Mortalidade Infantil (feminina e masculina) para países com dados confiáveis.**  
**Diversos períodos e SMM correspondente**

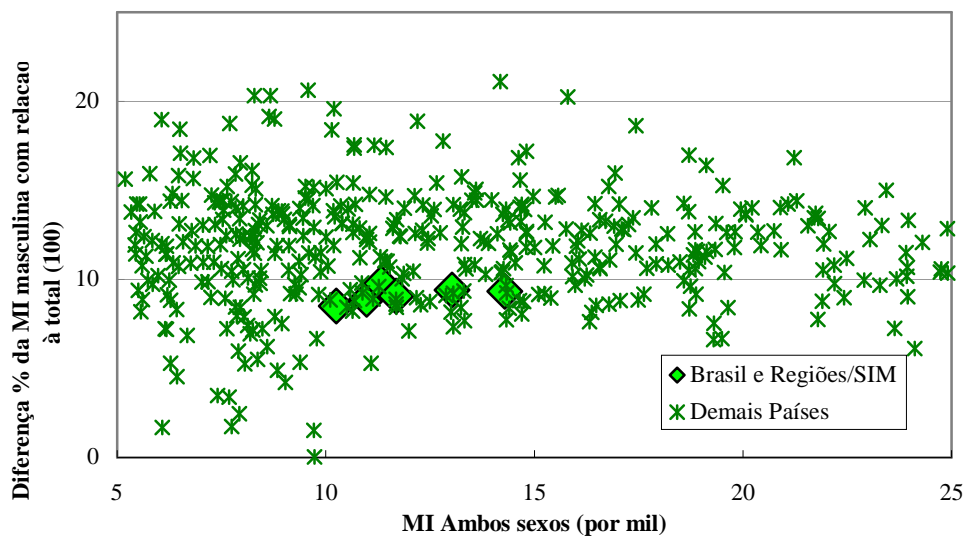


Fonte: <http://unstats.un.org/unsd/demographic/products/dyb/dyb2.htm>.

Os diferenciais por sexo encontrados para o Brasil, como se vê, ficam abaixo das médias que o Gráfico 3 sugere. O Gráfico 4 inclui os diferenciais de MI encontrados para o Brasil e regiões a partir das estatísticas contínuas (SIM e DATASUS), juntamente com a série de estimativas de outros países mencionada linhas acima. Nesse gráfico, pode-se apreciar que, efetivamente, o diferencial por sexo da MI, no Brasil, é bastante pequeno se comparado com evidências históricas, sejam similares, sejam diferentes, ao contexto brasileiro.

## GRÁFICO 4

**Sobre mortalidade masculina (calculada como percentual da mortalidade masculina com relação à total, por cem) e níveis de mortalidade infantil. Países e períodos selecionados, Brasil e Regiões, 2010**



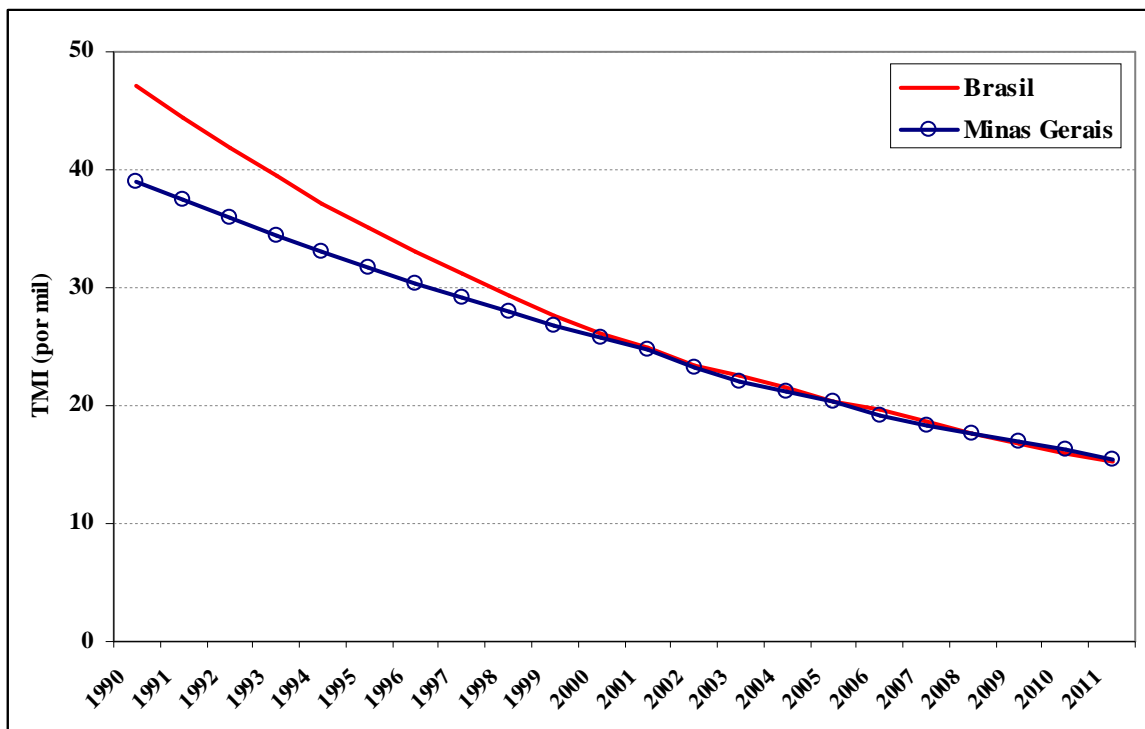
Fonte: <http://unstats.un.org/unsd/demographic/products/dyb/dyb2.htm>, Censos Demográficos (IBGE) e Datasus/SIM/SINASC

### 2.2. Níveis de mortalidade infantil no Brasil e em Minas Gerais

A mortalidade infantil no Brasil como um todo experimentou um sustentado declínio desde as primeiras décadas do século XX. Ainda que em ritmos diferenciados, pode-se dizer que todas as Unidades Federativas do país passaram (e ainda passam) por esse processo. O Gráfico 5 mostra a evolução desse indicador no estado de Minas Gerais, em comparação ao Brasil, desde a década de 90 até os dias atuais.

Estudos anteriores mostram que, no Brasil, até a década de 1980, a taxa de mortalidade infantil era de surpreendentes 100 mortes por cada mil nascidos vivos, sendo que a Região Sudeste, apesar de apresentar um nível um pouco menor do que o do país, seguia o mesmo padrão (Ministério da Saúde, 2012). Já na década de 1990, conforme retrata o Gráfico 5, o número de óbitos caiu pela metade no país e Minas Gerais acompanhou essa queda, possuindo, inclusive, um nível menor de mortalidade. A partir dos anos 2000, a MI do Brasil e de Minas Gerais atingem níveis bastante similares, alcançando, em 2011, um patamar de cerca de 15 mortes por cada 100 nascidos vivos.

**GRÁFICO 5**  
**Evolução da mortalidade infantil. Brasil e Minas Gerais, 1990-2011 (por mil)**



Fonte: DATASUS, Indicadores e Dados Básicos, 2012 ([www.datasus.gov.br/idb](http://www.datasus.gov.br/idb)).

### 2.3. Razão de sexo nos primeiros anos de vida como primeira evidência de mudança nos diferenciais por sexo da mortalidade na infância

Com raras exceções, a mortalidade masculina tende a ser maior do que a feminina, em todas as idades. Assim, a razão de sexo (RS), a qual representa o número de homens para cada cem mulheres de uma população, expressa uma relação quantitativa entre os sexos e é útil para se verificar a predominância de um determinado sexo. A RS ao nascer, em geral, varia entre 103 e 106 (em sociedades sem preferência por sexo)<sup>8</sup>. Como o risco de mortalidade é maior para os homens desde o nascimento, espera-se que a RS de uma coorte diminua conforme a idade aumenta.

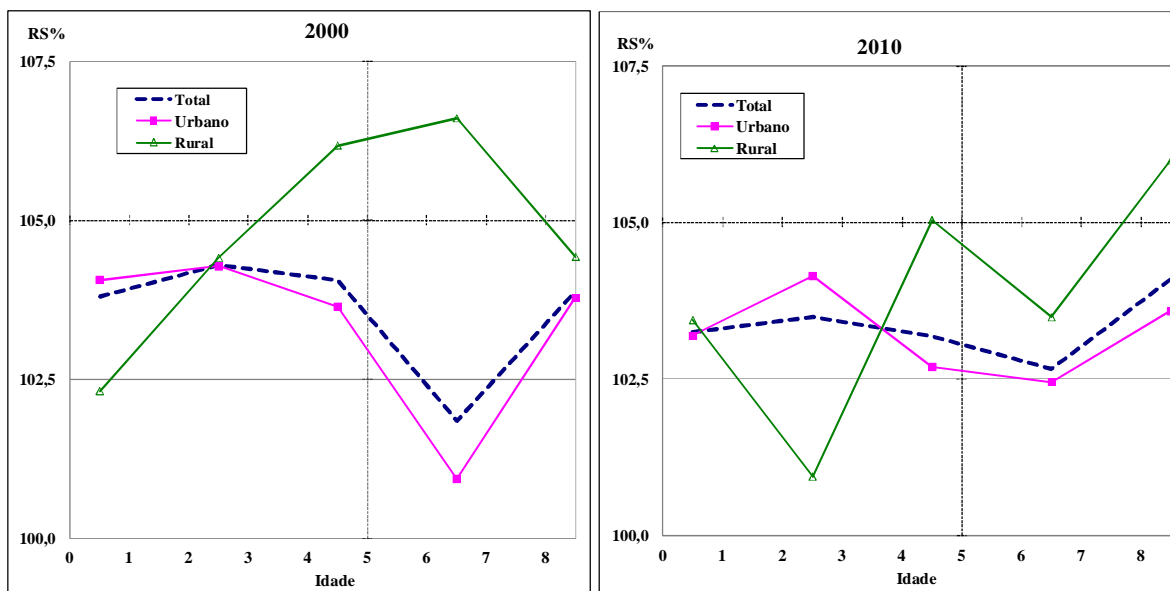
Entretanto, dado esse padrão, o que se observa, para Minas Gerais, é uma tendência diferenciada em relação a RS. O Gráfico 6 apresenta a razão de sexo do estado para os anos 2000 e 2010, segundo a situação do domicílio (rural e urbano). A série se refere a idades até os 9 anos, agrupadas em 0-1, 2-3, 4-5, 6-7 e 8-9 anos apenas para minimizar possíveis distorções. Além disso, assume-se que não seletividade nos fluxos migratórios de crianças abaixo dessas idades.

<sup>8</sup> Do que se conhece, também não há, na literatura, evidência da existência de preferência por sexo nas primeiras idades no Brasil que justifique a prevalência de maior/menor mortalidade entre um ou outro sexo.



## GRÁFICO 6

Razão de sexos por idade (0 a 9 anos). Minas Gerais, total, rural e urbano, 2000 e 2010



Fonte: Censo Demográfico, 2000 ([www.sidra.ibge.gov.br](http://www.sidra.ibge.gov.br)) e 2010 (microdados).

Observa-se que o valor da razão de sexo não diminui conforme a idade aumenta, como era de se esperar. Até a idade 5, vê-se ligeiros aumentos e, apesar da queda entre as idades 6 e 7, ela volta a aumentar a partir da idade 8. Entretanto, essa razão nunca está abaixo de um, indicando uma prevalência de homens. Esse fato é especialmente relevante para a área rural. Embora a população rural represente uma pequena proporção da população total (18,1% em 2000 e 14,7% em 2010, segundo dados dos Censos), as curvas sugerem maiores ganhos proporcionais na sobrevivência dos homens na área rural, em detrimento ao urbano.

Conforme visto, Minas Gerais experimentou um acentuado declínio da mortalidade infantil nas últimas décadas. De forma geral, o aumento na RS segundo a idade indica que os ganhos na sobrevivência entre os meninos foram proporcionalmente maiores do que entre as meninas. Uma vez que se assume que não há seletividade dos fluxos migratórios, essa tendência não pode ser atribuída à migração, pois os movimentos para uma área iriam refletir na outra<sup>9</sup>.

<sup>9</sup> Como se sabe que no caso do Estado de Minas Gerais não se trata de uma população fechada, haveria que admitir uma migração diferenciada por sexo interestadual. Essa, no entanto, seria pouco plausível, na qual, meninos de outros Estados chegam preferencialmente à área urbana de Minas Gerais, ou, que, seletivamente, crianças do sexo feminino saem das áreas rurais de Minas Gerais se dirigindo a outros Estados.

### 3. Evidências recentes do diferencial por sexo na mortalidade infantil para Minas Gerais

#### 3.1. Diferencial por sexo na mortalidade infantil estimado com dados do censo

Para se estimar o diferencial por sexo com base em questões censitárias, foram utilizadas as informações sobre filhos tidos nascidos vivos e filhos sobreviventes, desagregadas por sexo. A informação sobre filhos sobreviventes é tida como um indicador indireto e confiável de mortalidade, especialmente para as primeiras idades. A partir desses dados, aplicou-se a técnica indireta dos filhos sobreviventes desenvolvida por Brass (Brass e Coale, 1968), a qual permite transformar a proporção de filhos sobreviventes em probabilidades de morte entre o nascimento e as idades 2, 3 e 5. A Tabela 1 mostra a proporção de filhos mortos (complemento da informação sobre filhos sobreviventes), a probabilidade de morte do nascimento até a idade x indicada, por sexo, e a sobremortalidade masculina (SMM) para 2000 e 2010.

**TABELA 1**  
**Proporção de filhos mortos, probabilidades de morte e sobremortalidade masculina (SMM), estimada a partir do censo. Minas Gerais, 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*		SMM
	D <sub>x</sub>			<sup>o</sup> q <sub>x</sub>		
	Homens	Mulheres		Homens	Mulheres	
<b>2000</b>						
15-19	0,032	0,025	1	0,030	0,024	124,8
20-24	0,031	0,025	2	0,031	0,025	126,9
25-29	0,031	0,027	3	0,031	0,026	115,8
30-34	0,036	0,029	5	0,035	0,028	124,1
<b>2010</b>						
15-19	0,019	0,017	1	0,018	0,016	111,6
20-24	0,014	0,014	2	0,014	0,014	98,7
25-29	0,016	0,015	3	0,016	0,014	108,0
30-34	0,018	0,019	5	0,018	0,019	98,5
<b>Varição relativa entre 2000-2010 (%)</b>						
15-19	40,0	33,0	1	39,3	32,1	10,6
20-24	54,9	42,1	2	54,7	41,7	22,2
25-29	48,9	45,3	3	48,7	45,1	6,7
30-34	48,4	35,1	5	48,0	34,4	20,6

\* Estimada usando a técnica dos filhos sobreviventes de Brass

Fonte: Censo Demográfico, 2000 (www.sidra.ibge.gov.br) e 2010 (microdados).

Embora não seja o foco deste trabalho, é relevante destacar, primeiramente, o grande decréscimo no nível de mortalidade infantil no curto período de dez anos. Enquanto em 2000, as mulheres entre 20 e 24 anos relataram que 3,2 % e 2,5% de seus filhos e filhas,

respectivamente, haviam morrido, em 2010 essa proporção cai para 1,9% e 1,7%. Essa queda é similar para todos os outros grupos presentes na Tabela 1. Essa diminuição se reflete nas probabilidades de morte. Além disso, a variação relativa entre 2000 e 2010 mostra que a diminuição em qualquer indicador de mortalidade é mais acentuada entre os meninos do que entre as meninas, independentemente da idade da mãe. Ou seja, a diminuição na proporção de mortos e na probabilidade de morte foi maior entre os homens, o que poderia indicar que os ganhos na sobrevivência foram maiores entre eles.

Em relação ao diferencial por sexo, utilizou-se como indicador sobremortalidade masculina (SMM), a qual é razão entre a probabilidade de morte masculina e feminina, para se avaliar sua variação no tempo. Observa-se uma diminuição dessa razão durante o período de 2000-2010; a SMM diminui claramente de um período para o outro em todos os casos. Quase não há sobremortalidade masculina em 2010. Mais ainda, 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 (SMM = 98,7). Tal evidência contrasta com o que se encontra na literatura sobre medidas indiretas da mortalidade nas primeiras idades por sexo, como por exemplo, as tábuas modelo de vida, muito usadas na Região para inferir a mortalidade nestas idades (UN, 2011; Sawyer, 2012).

O inusitado resultado de sobremortalidade feminina encontrado a partir de dados do censo é consistente, em grande medida, com as análises de razão de sexos apresentadas anteriormente. As fontes da informação, nesse caso, são basicamente as mesmas, visto que a declaração de crianças residentes em determinado domicílio – necessária para calcular a RS – é provavelmente dada pela mesma mulher que declara os filhos tidos e os filhos sobreviventes. Entretanto, mesmo que essa informação seja robusta para estimar os níveis de mortalidade, optou-se por se apresentar um dado adicional para corroborar a análise acerca do diferencial por sexo da mortalidade infantil.

Para tanto, calculou-se as taxas de mortalidade infantil, por sexo, para os anos 2000 e 2010, a partir das informações sobre filhos tidos e sobreviventes utilizadas anteriormente. Após a aplicação do método dos filhos sobreviventes de Brass, os  $l_2$ ,  $l_3$  e  $l_5$  obtidos pelo método foram transformados em um  $l_x$  médio para obtenção de um nível de mortalidade infantil, por sexo, compatível com a Tábua Modelo Oeste de Coale e Demeny (1966). A Tabela 2 apresenta as estimativas de MI e do diferencial por sexo para Minas Gerais.

As informações contidas na Tabela 2 também apontam para a diminuição do diferencial entre os sexos no período analisado. Entre 2000 e 2010, se observa um decremento anual médio maior para os homens do que para as mulheres, indicando que os ganhos na sobrevivência foram maiores para eles. O nível de MI é, inclusive, bastante próximo entre os sexos. Já a SMM mostra que o diferencial por sexo diminuiu, em média, 2% a cada ano entre 2000 e 2010, resultando em uma diferença bastante pequena entre a mortalidade de homens e mulheres. O grande excesso de mortalidade masculina em relação à feminina observado em 2000 quase não se repete em 2010.

**TABELA 2**  
**Mortalidade Infantil (por mil)\* e sobremortalidade masculina (SMM). Minas Gerais, 2010**

	Ano	Mortalidade Infantil (por mil)		SMM
		Homem	Mulher	
Minas Gerais	2000	28,64	23,11	124,0
	2010	14,71	14,20	103,6
	Decremento**	1,4	0,9	2,0

\*Mortalidade infantil calculada com base na Tábua Modelo Oeste.

\*\*Médio anual (%)

Fonte: Censo Demográfico, 2000 ([www.sidra.ibge.gov.br](http://www.sidra.ibge.gov.br)) e 2010 (microdados).

### 3.2. Diferencial por sexo na mortalidade infantil estimado com estatísticas vitais

Com vistas a melhor explorar o padrão de diferencial por sexo da mortalidade infantil, utilizou-se uma outra fontes de dados, as estatísticas vitais, retiradas do Sistema de Informação de Mortalidade do Ministério da Saúde (SIM/MS/DATASUS) e do Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos do Ministério da Saúde (SINASC/MS/DATASUS), ambos disponíveis online ([www.datasus.gov.br](http://www.datasus.gov.br)). Os dados sobre nascidos vivos e óbitos infantis são para um período de quatro anos (2008 a 2011).

A Tabela 3 apresenta a mortalidade infantil por sexo e a razão entre a mortalidade infantil masculina e a feminina por idade da mãe para Minas Gerais. A mortalidade infantil foi calculada como a razão entre a média de nascimentos e a média de óbitos entre 2008 e 2011.

**TABELA 3**  
**Mortalidade Infantil (por mil)\* e sobremortalidade masculina (SMM), por idade da mãe, estimada a partir de estatísticas vitais. Minas Gerais, 2008-2011**

Idade da mãe	Masculina	Feminina	Total	SMM
15-19	13,7	11,0	12,2	124,8
20-24	10,5	9,0	9,8	116,2
25-29	9,5	7,8	8,6	122,0
30-34	9,3	7,9	8,7	116,6
35-39	11,4	9,9	10,7	114,9
40-44	16,9	12,8	14,9	131,5
45-49	30,4	20,8	25,7	145,8
Total	10,78	9,00	9,92	119,8

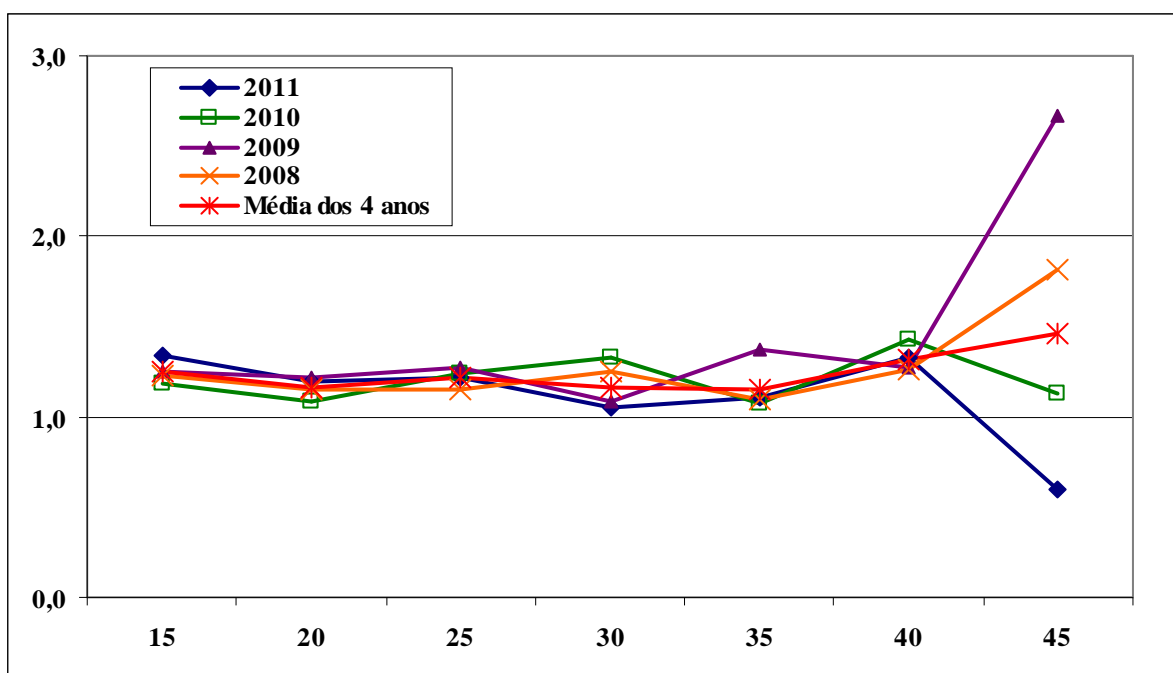
\*Dados não corrigidos por sub-registro. Os casos classificados como 'ignorados' foram excluídos da análise.  
 Fonte: DATASUS/SIM/SINASC ([www.datasus.gov.br](http://www.datasus.gov.br)).

Como um indicador de confiabilidade, vale notar o típico formato em J das curvas de mortalidade por idade da mãe que esses dados produzem. Assim, as taxas mais elevadas de mortalidade estão nas idades extremas do período reprodutivo, independente do sexo da criança, sendo ainda mais altas entre as crianças de mães com as idades mais elevadas. A MI entre filhos de mães com 45-49 anos é 2,6 vezes maior do que os filhos de mães com 20-24 anos.

A MI masculina foi sempre maior do que a feminina, independente da idade da mãe. Entretanto, nas idades do período reprodutivo onde a fecundidade se concentra, a diferença entre as mortalidades são menores. Em relação ao diferencial por sexo, observam-se algumas oscilações segundo a idade da mãe, porém, há uma tendência de diminuição da razão até a idade 35-39 (com um aumento nas idades entre 25 e 29 anos), quando a RMMF volta a crescer.

O Gráfico 7 apresenta as curvas correspondentes a RMMF de cada ano considerado e da média entre eles. Com exceção do ano de 2009, de maneira geral, a razão tende a diminuir conforme a idade da mãe aumenta. Em 2011 observa-se, inclusive, uma sobremortalidade feminina entre filhos de mães com 45-49 anos.

**GRÁFICO 7**  
**Razão entre a mortalidade infantil masculina e a feminina (RMMF), por idade da mãe. Minas Gerais, 2008-2010**



Fonte: DATASUS/SIM/SINASC ([www.datasus.gov.br](http://www.datasus.gov.br)).

#### 4. Considerações finais

Este trabalho procurou analisar se, em Minas Gerais, seria observado o mesmo padrão de redução do diferencial por sexo da mortalidade infantil encontrado para o Brasil. Esse diferencial, que, tradicionalmente, sempre favoreceu as mulheres, parece estar se modificando em benefício dos homens com a diminuição desse hiato entre os sexos, em um contexto de rápido declínio da mortalidade infantil.

Os dados dos Censos Demográficos aqui investigados apontam para um maior ganho entre os homens, haja vista a redução no diferencial. É importante ressaltar que, por se tratar de informações censitárias, os resultados tornam-se ainda mais robustos em confirmar essa tendência, uma vez que diminuem-se as flutuações aleatórias impostas por uma pequena amostra ou erros. As evidências retiradas dos Censos apontam que a evolução da razão de sexos para a população com menos de 10 anos de idade - considerando-se que as tendências históricas sinalizam que os riscos de morte, vis-à-vis à idade são, em geral, mais elevada entre os homens do que mulheres - não mostram uma tendência de diminuição da idade como o esperado. A RS não diminui com a idade e, nas áreas rurais, os aumentos são mais acentuadas de acordo com o aumento da idade. As informações sobre filhos tidos e sobreviventes são categóricas ao apontar uma maior redução da mortalidade infantil entre os homens e, para algumas idades da mãe, observa-se, em 2010, uma sobremortalidade feminina.

As estatísticas vitais são menos incisivas em apontar essa tendência de diminuição dos diferenciais, porém também contribuem para melhor avaliar o padrão por sexo da mortalidade infantil. Nos anos mais recentes, é possível observar uma redução na razão entre as mortalidades masculina e feminina, sendo que, em 2011, há sobremortalidade feminina quando se considera as mães entre 45 e 49 anos.

É razoável dizer que as estreitas diferenças entre os sexos na mortalidade entre crianças no Brasil e em Minas Gerais é, em grande medida, produto das estratégias para a redução dos níveis de mortalidade. Dessa forma, a diminuição da brecha da sobrevivência entre meninos e meninas deve-se às estratégias e intervenções sociais feitas para combater as principais causas de morte nas primeiras idades. Mais pesquisas, no entanto, são necessárias para mostrar que as diferenças biológicas (onde crianças do sexo masculino estão em desvantagem) são altamente sensíveis tanto ao contexto médicos-tecnológico quanto ao epidemiológico - conforme Drevenstedt et al (2008) encontra para países desenvolvidos.

Por fim, é preciso ressaltar que os resultados deste trabalho de redução dos diferenciais de mortalidade, com os homens se beneficiando mais do que as mulheres, demandam de maiores investigações acerca de seus determinantes. Ainda que não haja nenhuma evidência sobre preferências por sexo, alguma pesquisa sobre o padrão de causas de morte e benefícios da prática obstétrica e neonatal entre bebês, por sexo, podem fornecer informações importantes sobre o quanto esses fatores são responsáveis pela redução da mortalidade infantil e quanto desses ganhos beneficiaram mais os meninos.

## 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.

DREVENSTEDT, G. L.; CRIMMINS, E. M.; VASUNILASHORN, S.; FINCH, C. E. 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. Disponível em: <http://www.pnas.org/content/105/13/5016.full.pdf+html>.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Projeção da população do Brasil por sexo e idade para o período 2000/2060 e Projeção da população das Unidades da Federação por sexo e idade para o período 2000/2030. Agosto, 2013. Disponível em: [ftp://ftp.ibge.gov.br/Projecao\\_da\\_Populacao/Projecao\\_da\\_Populacao\\_2013/nota\\_metodologica\\_2013.pdf](ftp://ftp.ibge.gov.br/Projecao_da_Populacao/Projecao_da_Populacao_2013/nota_metodologica_2013.pdf)

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).

MINISTÉRIO DA SAÚDE. Saúde Brasil 2011: uma análise da situação de saúde e a vigilância da saúde da mulher. Cap. 6 - Mortalidade infantil no Brasil: tendências, componentes e causas de morte no período de 2000 a 2010. Brasília, 2012. Disponível em [http://portalsaude.saude.gov.br/portalsaude/arquivos/pdf/2013/Fev/21/saudebrasil2011\\_parte1\\_cap6.pdf](http://portalsaude.saude.gov.br/portalsaude/arquivos/pdf/2013/Fev/21/saudebrasil2011_parte1_cap6.pdf).

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

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

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

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

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).