

# DESAFIOS DA HETEROGENEIDADE FEMININA NO DESENHO DAS POLÍTICAS SOCIAIS<sup>1</sup>

LENA LAVINAS<sup>2</sup>

MARCELO NICOLL<sup>3</sup>

O mercado de trabalho e o perfil do sistema de proteção social são dois fatores explicativos do maior ou menor grau de vulnerabilidade social, estando, portanto, imediatamente relacionados aos níveis de pobreza e desigualdades observados em uma sociedade. Vejamos como operam no que tange as desigualdades entre os sexos.

É de conhecimento notório que, além de o hiato educacional entre os sexos já ter sido revertido no Brasil em favor das mulheres, em todos os níveis de escolaridade, desde meados dos 80 (Guedes, 2004; Beltrão e Alves, 2004,), a tendência à redução dos diferenciais de rendimentos entre homens e mulheres no mercado de trabalho (Lavinias, 2001) é constante ao longo das últimas décadas<sup>4</sup>.

Até 1970, a taxa de atividade feminina era inferior a 20% (Silva e Schwarzer, 2002), quando então passa a crescer de forma mais sustentada, explicando a feminização do emprego de forma constante e linear (Lavinias, 2001). Nos últimos 20 anos, a taxa de atividade das mulheres na faixa etária 16<65 anos passou de 40% em 1981 para 69% em 2003, como atesta a tabela 1. Elas representam, com base na PNAD mais recente (2003), 45% da população ativa do país, 43% dos ocupados e 65% dos desempregados. A tabela 2 revela que a relativa proporcionalidade que existia, na condição de ocupados ou desocupados, no início da década

---

<sup>1</sup> Parte deste artigo foi desenvolvida no documento de autoria de Lavinias L. e Dain S. (2005), intitulado *Proteção Social e Justiça Redistributiva: como promover a igualdade de gênero*, mimeo, 75 páginas. Agradecemos ao Prof. Getúlio Borges, do IE-UFRJ, seus comentários críticos acerca da modelagem realizada na parte dois deste trabalho, bem como ao Prof. José Eustáquio Alves, da ENCE, por sua contribuição numa leitura preliminar desse texto.

<sup>2</sup> Lena Lavinias é Doutora em Economia pela Universidade de Paris e Professora do Instituto de Economia da UFRJ.

<sup>3</sup> Marcelo Nicoll é economista formado pelo Instituto de Economia da UFRJ e mestrando da ENCE (Escola Nacional de Ciências Estatísticas).

<sup>4</sup> Em Lavinias L. (2001), observa-se à página 12, gráfico 8, evolução positiva do índice de rendimentos do trabalho das mulheres vis a vis os homens no período 1982–1998, com base em médias móveis. A redução do hiato salarial foi ainda mais acentuada na década de 90, quando a recuperação dos salários femininos se deu numa progressão bem superior à dos homens.

de 80, quando eram mulheres 1/3 dos ativos, dos ocupados e dos desempregados, desaparece vinte anos depois, estando agora as mulheres sobre-representadas entre os desempregados.

Ao observar a evolução recente dos rendimentos do trabalho entre os sexos, constatamos que persiste a tendência de convergência enunciada acima já que em 2003 as mulheres recebem 75% em média dos rendimentos masculinos, contra 68% vinte anos antes (tabela 3). Não resta dúvida de que a progressão de redução do hiato salarial é muito lenta (0,32% a.a.) e, mantido tal ritmo, levará quase 80 anos para ser anulado.

**Tabela 1**  
**Taxa de Atividade**  
**Segundo Sexo**

	1981		2003	
	Masculino	Feminino	Masculino	Feminino
Taxa de Atividade	90%	40%	91%	69%

Fonte: PNAD/IBGE, 1981 e 2003. Nota: Pessoas maiores de 16 e menores de 65 anos.

**Tabela 2**  
**População Economicamente Ativa**

	1981		2003	
	Total	Mulheres (%)	Total	Mulheres (%)
Ativos	40.429.814	31	85.799.128	45
Ocupados	39.004.705	31	80.124.224	43
Desocupados	1.425.109	34	5.674.904	65

Fonte: PNAD/IBGE, 1981 e 2003. Nota: Pessoas maiores de 16 e menores de 65 anos.

**Tabela 3**  
**Diferencial de Rendimentos do Trabalho entre os Sexos**

	<b>1981</b>	<b>2003</b>
Diferencial	0,68	0,75

Fonte: PNAD/IBGE, 1981 e 2003.

Notas: (1) Renda padronizada feminina dividida pela renda padronizada masculina.

(2) Pessoas maiores de 16 e menores de 65 anos.

A taxa total de fecundidade (TFT) manteve no período 1980-2000 sua tendência de declínio: passando de 4,3 para 2,4 filhos por mulher no período. A PNAD 2003 apontou uma TFT de 2,3 filhos por mulher e estima-se que durante essa primeira década do século XXI a taxa de fecundidade atinja o nível de reposição, que é de aproximadamente 2,1 filhos por mulher em idade reprodutiva, e representa o ponto em que uma geração de filhos repõe a geração de seus pais. Em 2003, estima o IBGE que o número médio de filhos por família seja de 1,4 contra 1,8 dez anos antes<sup>5</sup>.

Mudaram também as famílias (Sorj, 2004; Goldani e Verdugo Lazo, 2004) e multiplicaram-se os tipos de arranjos familiares. Segundo Goldani e Verdugo Lazo (2004), nos últimos 30 anos as famílias brasileiras quase triplicaram de número, reduziram seu tamanho médio (de 4,9 para 3,5 pessoas) e melhoraram de condições de vida: “a diversidade de modelos é sua característica mais notável”<sup>6</sup>. Segundo essas autoras, houve uma diminuição importante do modelo de famílias biparentais com filhos e crescimento das monoparentais com filhos. Mas observa-se também um progresso importante das famílias unipessoais.

### **1. Arranjos Familiares e Diferenciais de Gênero por Classe de Renda**

Em 2003, segundo o IBGE (tabela 5), 10% das famílias brasileiras são constituídas por pessoas que moram sozinhas (unipessoais), quase 15% compõe-se de casais sem filhos – logo, ¼ é de famílias sem presença de prole –, 51% são nucleares com filhos, 18% são

<sup>5</sup> IBGE (2004). Síntese de Indicadores Sociais, página 179, gráfico 5.3.

<sup>6</sup> Goldani A.M. e Verdugo Lazo A. (2004), p. 21.

chefiadas<sup>7</sup> por mulheres sem cônjuges, porém com filhos, e um resíduo de 6% congrega outros arranjos<sup>8</sup>. O percentual de famílias com pessoa de referência do sexo feminino é de 28,8% em 2003, contra 16% em 1981. Desse total de 15,3 milhões de famílias chefiadas por mulheres, quase dois terços são monoparentais com filhos. As famílias monoparentais cuja pessoa de referência é homem são tão poucas que não têm significância estatística (menos de 1%).

**Tabela 5**  
**Distribuição das Famílias**  
**Segundo Tipo de Família e Sexo do Chefe – Brasil 2003**

	<b>Masculino</b>	<b>Feminino</b>	<b>Total</b>
Unipessoal	6,9%	17,5%	9,9%
Casal sem filhos	19,0%	2,8%	14,4%
Casal com filhos	69,0%	8,1%	51,5%
Mãe sem cônjuge com filhos	0,0%	62,8%	18,1%
Outros tipos	5,1%	8,8%	6,1%
<b>Total</b>	<b>37.824.418</b>	<b>15.297.758</b>	<b>53.122.176</b>

Fonte: PNAD/IBGE, 2003.

Supõe-se que as idades médias de homens e mulheres na condição de pessoa de referência nos arranjos familiares acima classificados variem significativamente. Conforme expressa a tabela 6, os chefes de famílias sem filhos (unipessoais ou casais) são, em média, mais velhos (acima dos 50 anos) que aqueles à frente de famílias com filhos (na faixa dos 42-45 anos). As mulheres que se declaram chefes têm, em média, 48 anos, ao passo que os homens têm 45 anos. Esse diferencial pouco significativo de 3 anos é bem maior no caso das famílias unipessoais (12 anos). Nas tabelas onde foi desagregada a renda por decis, averiguamos que a idade média das pessoas de referência na família aumenta à medida que aumenta a renda familiar. Conseqüentemente, seriam mais vulneráveis, porque situados na

<sup>7</sup> Cabe assinalar que o Código Civil brasileiro, desde 2001, eliminou a referência à chefia masculina no sociedade conjugal, mas para fins deste estudo estaremos usando alternadamente as palavras chefia, chefe ou pessoa de referência. Ver a este respeito Pimentel et alii, 2001.

<sup>8</sup> IBGE (2004). Síntese de Indicadores Sociais, página 178, gráfico 5.1 e 5.2.

cauda inferior da distribuição, os adultos no auge da sua capacidade produtiva (30-45 anos), responsáveis pela criação e educação de seus dependentes menores de idade.

**Tabela 6**  
**Idade Média dos Chefes de Família**  
**Segundo Tipo de Família e Sexo do Chefe – Brasil 2003**

	<b>Masculino</b>	<b>Feminino</b>	<b>Total</b>
Unipessoal	47	59	53
Casal sem filhos	50	46	50
Casal com filhos	43	40	42
Mãe sem cônjuge com filhos		45	45
Outros tipos	47	56	51
<b>Total</b>	<b>45</b>	<b>48</b>	<b>46</b>

Fonte: PNAD/IBGE, 2003.

Outro aspecto valioso a ser contemplado ao se tecerem perfis de cada sexo, sejam eles relativos à inserção produtiva, grau de proteção previdenciária ou outro, diz respeito à situação de cada sexo ao longo da distribuição de renda. Com efeito, se considerarmos que o grupo “mulheres” torna-se a cada dia mais heterogêneo em consequência dos níveis crescentes de atividade e ocupação femininas, provavelmente acentuando entre mulheres o padrão de desigualdade prevalecente na sociedade, cabe-nos, então, detalhar por classe de renda suas características, pois o agregado oculta nas médias especificidades ditadas pelo grau maior ou menor de destituição ou inclusão. Para tanto, resolvemos desagregar em decis os dados construídos segundo tipo de família, a ordenação tendo sido feita com base na renda familiar *per capita* <sup>9</sup>.

Assim, a tabela 7 apresenta a distribuição das famílias, tomando as categorias consagradas pelo IBGE para 2003, mas desagregando-as consecutivamente segundo a classe de renda. Vemos que as famílias com filhos são amplamente majoritárias (mais de 75%) nos seis primeiros decis, sua participação diminuindo rapidamente a partir do sétimo decil. Isso mostra quão fundamentais poderiam ser políticas voltadas para as famílias com filhos se bem calibradas para promover a redistribuição de renda entre ricos e pobres no país. Elas

---

<sup>9</sup> Isso explica porque o número de famílias varia tanto entre décimos da distribuição.

permitiriam compensar os custos diretos e indiretos com a educação das crianças e reduzir o custo de oportunidade do trabalho infantil, que permanece elevado nas camadas mais pobres. No entanto, o Brasil jamais formulou políticas universais voltadas para a família, e “os benefícios concedidos pela legislação trabalhista focalizam prioritariamente os direitos reprodutivos das mulheres”<sup>10</sup> (Sorj, 2004) ou atendem a um grupo reduzido de trabalhadores formais que preenchem os critérios estabelecidos para recebimento do salário-família.

**Tabela 7**

**Distribuição das Famílias**

**Segundo Tipo de Família, Chefia e Decis de Renda Familiar *Per Capita* – Brasil 2003**

	<b>Unipessoal</b>	<b>Casal sem filhos</b>	<b>Casal com filhos</b>	<b>Mãe sem cônjuge</b>	<b>Outras</b>	<b>Total</b>
<b>1º</b>	6%	5%	48%	37%	4%	<b>4.279.921</b>
<b>2º</b>	2%	4%	71%	20%	3%	<b>3.581.430</b>
<b>3º</b>	2%	6%	67%	20%	5%	<b>4.058.790</b>
<b>4º</b>	2%	12%	55%	23%	8%	<b>4.539.496</b>
<b>5º</b>	2%	12%	60%	19%	6%	<b>4.685.974</b>
<b>6º</b>	3%	12%	61%	18%	6%	<b>4.943.085</b>
<b>7º</b>	22%	20%	37%	14%	7%	<b>6.691.024</b>
<b>8º</b>	9%	18%	50%	15%	7%	<b>5.970.767</b>
<b>9º</b>	16%	20%	44%	13%	7%	<b>6.565.800</b>
<b>10º</b>	20%	22%	41%	11%	7%	<b>6.758.717</b>
<b>Total</b>	<b>10%</b>	<b>14%</b>	<b>51%</b>	<b>18%</b>	<b>6%</b>	<b>52.075.004</b>

Fonte: PNAD/IBGE, 2003.

<sup>10</sup> Essencialmente, licença-maternidade e estabilidade para gestantes.

Essa mesma tabela desagregada por sexo da pessoa de referência (tabelas 8a e 8b) indica que inexistem um padrão familiar de gênero ao longo da distribuição, exceção feita das monoparentais, arranjo esse exclusivamente feminino<sup>11</sup> (podemos, portanto, considerar essa categoria como uma categoria de gênero). Ou seja, conforme mostram as tabelas 8a e 8b, tanto as famílias unipessoais quanto as famílias constituídas por casais sem filhos estão concentradas na faixa dos 40% mais ricos, sejam elas chefiadas por homens (81% e 62%, respectivamente) ou por mulheres (90% e 72%). Observe-se que essa concentração é ainda mais acentuada para as mulheres. No caso das famílias biparentais com filhos, e independentemente do sexo da pessoa de referência, a distribuição é relativamente isômere ao longo dos decis. Já as famílias monoparentais chefiadas por mulheres com filhos revelam um padrão de distribuição distinto pois 17% encontram-se no primeiro décimo, muito embora os restantes 83% estejam, de fato, dispostos em proporções mais ou menos iguais ao longo da curva.

Algumas conclusões derivam da leitura dessas tabelas: primeiramente, as famílias monoparentais com chefia feminina e prole não podem ser interpretadas exclusivamente como manifestação da pobreza, pois traduzem um fenômeno de proporções bem maiores que atravessa todas as classes de renda, o que implica um ônus suplementar para as mulheres. Em segundo lugar, a chefia feminina nem sempre expressa alta vulnerabilidade, pois nos arranjos familiares sem a presença de filhos sua frequência é mais elevada nos decimos superiores da distribuição. Finalmente, entre os 10% mais pobres, o número de famílias chefiadas por homens e mulheres é mais ou menos equivalente, embora expresse situações absolutamente distintas, as mulheres estando sozinhas diante dos desafios profissionais e familiares.

**Tabela 8a**  
**Distribuição das Famílias com Chefes Homens – Brasil 2003**  
**Segundo Tipo de Família e Decil de Renda Familiar *Per Capita***

	<b>Unipessoal</b>	<b>%</b>	<b>Casal</b>	<b>%</b>	<b>Casal</b>	<b>%</b>	<b>Outras</b>	<b>%</b>
			<b>sem filhos</b>		<b>com filhos</b>			
<b>1º</b>	166.498	7%	221.362	3%	1.953.709	8%	119.103	6%
<b>2º</b>	39.654	2%	140.828	2%	2.454.300	10%	70.547	4%

<sup>11</sup> Os dados relativos às famílias monoparentais com pessoa de referência do sexo masculino são computados como outros, por serem de peso absolutamente inexpressivo. Logo, na prática essa categoria não tem equivalente para os homens, no caso brasileiro.

3°	63.144	2%	224.975	3%	2.613.397	10%	109.866	6%
4°	40.504	2%	530.520	8%	2.401.805	9%	179.354	10%
5°	65.024	3%	525.683	7%	2.700.028	11%	174.182	9%
6°	100.193	4%	551.551	8%	2.879.650	11%	186.926	10%
7°	611.917	24%	1.238.295	18%	2.365.367	9%	258.051	14%
8°	311.043	12%	1.016.200	14%	2.816.554	11%	259.855	14%
9°	488.810	19%	1.233.154	17%	2.748.386	11%	247.940	13%
10°	665.094	26%	1.371.076	19%	2.652.479	10%	257.724	14%
<b>Total</b>	<b>2.551.881</b>	<b>100%</b>	<b>7.053.644</b>	<b>100%</b>	<b>25.585.675</b>	<b>100%</b>	<b>1.863.548</b>	<b>100%</b>

Fonte: PNAD/IBGE 2003. Nota: Ordenação segundo renda familiar *per capita*.

**Tabela 8b**  
**Distribuição das Famílias com Chefes Mulheres – BrasilL 2003**  
**Segundo Tipo de Família e Decil de Renda Familiar *Per Capita***

	Unipessoal	%	Casal sem filhos	%	Casal com filhos	%	Mãe com filhos	%	Outras	%
1°	80.757	3%	12.090	3%	82.518	7%	1.598.378	17%	45.506	3%
2°	24.857	1%	8.141	2%	88.603	7%	716.291	8%	38.209	3%
3°	27.833	1%	9.915	2%	109.242	9%	826.740	9%	73.678	6%
4°	28.659	1%	30.177	7%	112.835	9%	1.031.257	11%	184.385	14%
5°	38.657	1%	24.048	6%	132.638	11%	909.300	10%	116.414	9%
6°	70.491	3%	33.800	8%	137.902	11%	872.499	9%	110.073	8%
7°	873.008	33%	73.814	18%	105.625	9%	963.932	10%	201.015	15%
8°	250.018	9%	63.898	15%	155.838	13%	921.734	10%	175.627	13%
9°	577.368	22%	65.044	16%	155.964	13%	869.742	9%	179.392	14%
10°	674.866	26%	97.366	23%	123.350	10%	729.618	8%	187.144	14%
<b>Total</b>	<b>2.646.514</b>	<b>100%</b>	<b>418.293</b>	<b>100%</b>	<b>1.204.515</b>	<b>100%</b>	<b>9.439.491</b>	<b>100%</b>	<b>1.311.443</b>	<b>100%</b>

Fonte: PNAD/IBGE 2003. Nota: Ordenação segundo renda familiar *per capita*.



Se nos detivermos agora na tabela 9a, vamos constatar, ao fixar os seis primeiros décimos da distribuição, que pelo menos 70% das famílias cuja pessoa de referência é mulher são arranjos monoparentais com filhos, percentual esse, aliás, acima da média observada por essa categoria no conjunto da população (que é de 63%). Em contrapartida, os arranjos unipessoais femininos têm peso destacado nas faixas de renda elevadas, mais precisamente entre os 40% mais ricos. As mulheres declaram-se pessoa de referência quase sempre na ausência da figura masculina (81% são mães com filhos sem cônjuge ou constituem famílias unipessoais). Logo, chefia feminina significa estar sozinha. Já os homens, indica a tabela 9b, tidos como pessoa de referência, concentram-se em estruturas familiares onde existe a relação de subalternidade patriarcal com a figura da cônjuge (88%).

**Tabela 9a**

**Distribuição das Famílias com Chefes Mulheres – Brasil 2003  
Segundo Tipo de Família e Decil de Renda Familiar *Per Capita***

	<b>Unipessoal</b>	<b>Casal sem filhos</b>	<b>Casal com filhos</b>	<b>Mãe com filhos</b>	<b>Outras</b>	<b>Total</b>
<b>1º</b>	4%	1%	5%	88%	3%	1.819.249
<b>2º</b>	3%	1%	10%	82%	4%	876.101
<b>3º</b>	3%	1%	10%	79%	7%	1.047.408
<b>4º</b>	2%	2%	8%	74%	13%	1.387.313
<b>5º</b>	3%	2%	11%	74%	10%	1.221.057
<b>6º</b>	6%	3%	11%	71%	9%	1.224.765
<b>7º</b>	39%	3%	5%	43%	9%	2.217.394
<b>8º</b>	16%	4%	10%	59%	11%	1.567.115
<b>9º</b>	31%	4%	8%	47%	10%	1.847.510
<b>10º</b>	37%	5%	7%	40%	10%	1.812.344
<b>Total</b>	<b>18%</b>	<b>3%</b>	<b>8%</b>	<b>63%</b>	<b>9%</b>	<b>15.020.256</b>

Nota: Ordenação segundo renda familiar *per capita*. Fonte: PNAD/IBGE 2003.

**Tabela 9b**  
**Distribuição das Famílias com Chefes Homens – Brasil 2003**  
**Segundo Tipo de Família e Decil de Renda Familiar *Per Capita***

	Unipessoal	Casal sem filhos	Casal com filhos	Outras	Total
1º	7%	9%	79%	5%	2.460.672
2º	1%	5%	91%	3%	2.705.329
3º	2%	7%	87%	4%	3.011.382
4º	1%	17%	76%	6%	3.152.183
5º	2%	15%	78%	5%	3.464.917
6º	3%	15%	77%	5%	3.718.320
7º	14%	28%	53%	6%	4.473.630
8º	7%	23%	64%	6%	4.403.652
9º	10%	26%	58%	5%	4.718.290
10º	13%	28%	54%	5%	4.946.373
<b>Total</b>	<b>7%</b>	<b>19%</b>	<b>69%</b>	<b>5%</b>	<b>37.054.748</b>

Fonte: PNAD/IBGE 2003. Nota: Ordenação segundo renda familiar *per capita*.

Tomando agora as famílias com presença de filhos na faixa etária 0-16 anos, podemos observar, pela tabela 10A, que 2/3 das crianças encontram-se na metade mais pobre da população, sua proporção variando inversamente à renda (Lavinias, 2004) nas três categorias familiares observadas. Cabe assinalar que as famílias monoparentais com chefia feminina detêm apenas 19% do universo de crianças referido, pois ¾ vivem em arranjos nucleares.

**Tabela 10A**  
**Distribuição das Crianças de 0 a 16 Anos – Brasil 2003**  
**Segundo Tipo de Família e Decil de Renda Familiar *Per Capita***

Casal com filhos	Mãe com filhos	Outras	Total
------------------	----------------	--------	-------

1º	65%	32%	2%	8.599.064
2º	79%	18%	2%	8.044.443
3º	76%	19%	3%	6.889.556
4º	75%	19%	5%	6.005.838
5º	77%	17%	4%	5.589.919
6º	79%	16%	4%	4.924.791
7º	79%	15%	4%	3.662.351
8º	82%	13%	3%	3.703.313
9º	84%	12%	2%	3.297.622
10º	86%	11%	2%	2.745.683
<b>Total</b>	<b>76%</b>	<b>19%</b>	<b>3%</b>	<b>53.462.580</b>

Fonte: PNAD/IBGE 2003.

Nota: Ordenação segundo renda familiar *per capita*. Excluindo-se crianças sem classificação familiar.

É senso comum que a taxa de atividade feminina pode ser afetada na sua magnitude e evolução pela presença dos filhos, muito embora também se saiba que, no agregado, o casamento ou a maternidade e os cuidados com crianças e idosos já não provocam, como há décadas passadas, elevação da inatividade nas coortes mais jovens. Seu efeito mais contundente é reduzir o leque de oportunidades de emprego e galvanizar o acesso a ocupações precarizadas, menos qualificadas, que oferecem jornadas de trabalho mais reduzidas, e permitem compatibilizar trabalho e responsabilidades familiares. Pesquisa recente realizada por Sorj (2004) revelou que as mulheres trabalhadoras pobres com crianças pequenas (0-6 anos) frequentando creches auferiam rendimentos do trabalho superiores àquelas, igualmente pobres e ocupadas, cujos filhos da mesma idade não dispunham de opções externas de guarda. Sorj foi mais longe e constatou que “ao compararmos grupos de domicílios segundo a renda *per capita*, observamos que para os 25% mais pobres ter crianças de 4-6 anos frequentando a pré-escola eleva o salário da mãe em 35% enquanto que para os 25% mais ricos tal aumento é de apenas 14%”.

A tabela 10 B abaixo reitera aspectos enfatizados por Sorj. Mostra que somente 37% das crianças brasileiras na faixa 0-6 anos frequentam creche ou pré-escola. As famílias chefiadas por mulheres sem a presença de cônjuge parecem ter acesso mais efetivo a esse tipo

de equipamento do que as famílias nucleares biparentais, em todas as classes de renda, por força das circunstâncias. Tendo que assumir sozinha a responsabilidade financeira de cuidar de uma família, não resta outra alternativa às mulheres senão encontrar meios de guarda das crianças. O acesso à creche aumenta com a renda, mais que dobrando entre o primeiro e o último décimo da distribuição, o que confirma ser a provisão desse serviço não um direito desmercantilizado, mas um serviço privado. Há que recordar que estando a maioria das crianças nos primeiros décimos da distribuição (tabela 10 A), são ainda mais adversas as oportunidades de inserção ocupacional das mulheres mais pobres. O *ratio* número de vagas demandada em creche por mulher adulta permanece, portanto, elevado.

Os dados da PNAD indicam que somente 2% dos trabalhadores<sup>12</sup> de ambos os sexos declararam receber em 2003 algum auxílio financeiro para compensar despesas com creche ou educação. Já na rubrica transportes, são contemplados 37% dos trabalhadores do sexo feminino e 35% do sexo masculino. Isso demonstra a pouca atenção também no plano dos auxílios trabalhistas a questões ligadas ao que se convencionou chamar de *maternagem* facilitando conciliar tempo de trabalho e cuidados com a família. A grande maioria das mulheres com filhos pequenos tem que buscar soluções individuais e privadas para a guarda das suas crianças, na ausência de políticas públicas conseqüentes. Mesmo para as classes de maior poder aquisitivo, inexistem, via imposto de renda, deduções fiscais que permitam compensar gastos elevados com creche e pré-escola.

**Tabela 10B**

**Percentual de Crianças de 0 a 6 Anos - Brasil 2003 que Frequentam Creche ou Escola Segundo Tipo de Família e Decil de Renda Familiar *Per Capita***

	<b>Casal com filhos</b>	<b>Mãe com filhos</b>	<b>Outras</b>	<b>Total</b>
<b>1º</b>	29%	29%	32%	29%
<b>2º</b>	32%	39%	43%	33%
<b>3º</b>	31%	43%	48%	34%

<sup>12</sup> Computados aqui os empregados e as domésticas.

<b>4º</b>	34%	42%	44%	35%
<b>5º</b>	36%	45%	50%	38%
<b>6º</b>	40%	48%	53%	41%
<b>7º</b>	42%	51%	51%	43%
<b>8º</b>	46%	58%	56%	48%
<b>9º</b>	51%	68%	73%	53%
<b>10º</b>	56%	69%	59%	57%
<b>Total</b>	<b>37%</b>	<b>39%</b>	<b>47%</b>	<b>37%</b>

Fonte: PNAD/IBGE 2003.

Nota: Ordenação segundo renda familiar *per capita*. Excluindo-se crianças sem classificação familiar.

Controlada por faixa etária, a curva de atividade feminina assemelha-se cada vez mais na sua evolução à curva de atividade masculina, a despeito de os patamares registrados serem ainda bastante díspares. O que nos mostra a tabela 11 é justamente que, na posição de pessoa de referência na família, as mulheres registram taxas de atividade mais elevadas (em torno a 70%) que na condição de cônjuges (aproximadamente 60%), diferencial inexistente quando aplicado aos homens. Aparentemente, a subalternidade do lugar de cônjuge mostra-se mais correlacionada a taxas de atividade mais baixas do que propriamente à prole.

Da mesma maneira, a análise da tabela 12 demonstra que a jornada semanal de trabalho das mulheres cônjuges é menor do que aquela declarada pelas chefes, o que novamente não ocorre no caso dos homens, cujo padrão uniforme parece independe da tal posição de subalternidade no arranjo familiar.

**Tabela 11**  
**Taxa de Atividade dos Chefes e Cônjuges**  
**Segundo Tipo de Família e Sexo - Brasil 2003**

	Chefes		Cônjuges	
	Masculino	Feminino	Masculino	Feminino
<b>Unipessoal</b>	87%	68%		
<b>Casal sem filhos</b>	89%	71%	86%	61%
<b>Casal com filhos</b>	93%	70%	89%	58%
<b>Mãe com filhos</b>		70%		

Fonte: PNAD/IBGE, 2003.

Nota: Pessoas maiores de 16 e menores de 65 anos.

**Tabela 12**  
**Número Médio de Horas Trabalhadas na Semana dos Chefes e Cônjuges**  
**Segundo Tipo de Família e Sexo - Brasil 2003**

	Chefes		Cônjuges	
	Masculino	Feminino	Masculino	Feminino
<b>Unipessoal</b>	45,8	39,8		
<b>Casal sem filhos</b>	46,7	40,3	45,6	36,4
<b>Casal com filhos</b>	47,8	40,1	47,2	34,6
<b>Mãe com filhos</b>		39,1		

Nota: Pessoas maiores de 16 e menores de 65 anos. Fonte: PNAD/IBGE, 2003.

Se abrirmos tais informações por decis da distribuição, veremos que, no caso das mulheres chefes (todos os tipos de família), a taxa de atividade é bastante homogênea (70%), tal qual a masculina. A exceção que confirma a regra é a faixa dos 10% mais pobres, que foge

ao padrão, registrando patamar inferior (53%). No caso dos cônjuges, observa-se um comportamento distinto: a taxa de atividade feminina tende a aumentar à medida em que se galgam décimos da distribuição, oscilando mais ao longo da curva, mas permanece em todas as classes de renda menor do que a observada para as mulheres chefes. Em média, somente 59% das cônjuges estão em atividade contra 70% das chefes. O contraponto homem-mulher na posição de cônjuge indica de modo geral diferenciais de atividades mais desfavoráveis às mulheres do que aqueles verificados ao se comparar ambos os sexos na condição de pessoa de referência.

Como seria de se esperar, o número médio de horas trabalhadas por semana pelas mulheres é sistematicamente menor se cônjuges vis a vis às que se declararam chefes (34 horas e 39 horas, respectivamente). Tal como verificado no caso da atividade, a jornada semanal das mulheres tende a aumentar consistentemente ao longo da distribuição de renda, como revela a tabela 14, contribuindo para reduzir conseqüentemente o diferencial horário entre os sexos nas classes de renda mais altas.

**Tabela 13**

**Taxa de Atividade**

**Segundo Sexo, Chefia e Decil de Renda Familiar *Per Capita* - Brasil 2003**

	Chefes		Cônjuges	
	Masculino	Feminino	Masculino	Feminino
<b>1º</b>	87%	53%	73%	51%
<b>2º</b>	95%	72%	83%	49%
<b>3º</b>	94%	72%	86%	49%
<b>4º</b>	92%	70%	88%	53%
<b>5º</b>	94%	74%	88%	57%
<b>6º</b>	94%	75%	91%	61%
<b>7º</b>	91%	65%	89%	61%
<b>8º</b>	91%	74%	92%	65%
<b>9º</b>	90%	76%	92%	65%
<b>10º</b>	91%	75%	91%	67%

**Total**                      **92%**                      **70%**                      **88%**                      **59%**

Fonte: PNAD/IBGE 2003. Nota: Ordenação segundo renda familiar *per capita*.

**Tabela 14**  
**Número Médio de Horas Trabalhadas na Semana**  
**Segundo Sexo, Chefia e Decil de Renda Familiar *Per Capita* - Brasil 2003**

	Chefes		Cônjuges	
	Masculino	Feminino	Masculino	Feminino
1º	42,62	29,83	40,41	22,67
2º	46,51	35,55	45,08	26,71
3º	47,51	37,89	46,70	28,74
4º	47,67	39,21	47,22	31,76
5º	47,63	39,60	47,04	33,63
6º	47,73	40,67	46,97	35,26
7º	47,68	39,47	46,63	36,61
8º	48,19	39,96	48,10	38,19
9º	47,82	41,65	47,45	39,43
10º	47,69	42,40	46,37	39,69
<b>Total</b>	<b>47,41</b>	<b>39,35</b>	<b>46,76</b>	<b>34,93</b>

Fonte: PNAD/IBGE 2003. Nota: Ordenação segundo renda familiar *per capita*.

Finalmente, cabe estimar qual o hiato salarial entre homens e mulheres, segundo a tipologia familiar adotada, a posição na distribuição e a condição de referência, o que consta da tabela 15. Constata-se efeito inverso segundo o lugar de referência. Isto é, quando as mulheres ocupam a posição de referência, registra-se reversão do hiato salarial entre os sexos na faixa de renda mais pobre (1,13). Na verdade, nos três primeiros décimos da distribuição praticamente inexistente hiato de rendimento entre os sexos. O hiato desfavorável às mulheres chefes se acentua a partir do quarto decil, aprofundando-se nas classes de renda mais altas.



Já na condição de cônjuge ocorre o contrário. Isto é, quando mais pobre a família, maior o diferencial de rendimento entre homens e mulheres que se declararam cônjuges (tabela 15, coluna da direita).

Logo, não é verdade que em qualquer circunstância as mulheres pobres encontram-se em situação mais desfavorável do que os homens que compartilham com elas a mesma classe de renda e posição na família. Os diferenciais de rendimento no trabalho variam entre os sexos sensivelmente em função da posição na família e da classe de renda, revelando que as desigualdades não reproduzem forçosamente as mesmas hierarquias de gênero.

Intuitivamente, a tabela 15 sugere ser a definição da chefia familiar nos arranjos nucleares tributária de uma norma de mercado, qual seja a referência é dada pelo maior salário e não mais por critérios não-mercantis (autoridade, senhoridade). Tal compreensão parece confirmada na tabela 16, que indica ser o salário da mulher cônjuge fração (0.86) do computado na média pela mulher chefe em todas as classes de renda.

**Tabela 15**

**Hiato de Rendimento Médio Padronizado Entre os Sexos\*  
Segundo Sexo, Chefia e Decil de Renda Familiar *Per Capita* - Brasil 2003**

	<b>Chefes</b>	<b>Cônjuges</b>
<b>1º</b>	1,13	0,38
<b>2º</b>	0,98	0,50
<b>3º</b>	0,98	0,64
<b>4º</b>	0,85	0,72
<b>5º</b>	0,76	0,59
<b>6º</b>	0,78	0,74
<b>7º</b>	0,76	0,80
<b>8º</b>	0,77	0,79
<b>9º</b>	0,73	0,73
<b>10º</b>	0,72	0,74
<b>Total</b>	<b>0,75</b>	<b>0,71</b>

Fonte: PNAD/IBGE 2003.

Nota: Ordenação segundo renda familiar *per capita*.

\* Renda padronizada feminina dividida pela renda padronizada masculina.

**Tabela 16**  
**Hiato de Rendimento Médio Padronizado Entre Chefes e Cônjuges Femininos\***  
**Segundo Decil de Renda Familiar *Per Capita* - Brasil 2003**

	<b>Hiato</b>
<b>1º</b>	0,41
<b>2º</b>	0,46
<b>3º</b>	0,61
<b>4º</b>	0,80
<b>5º</b>	0,82
<b>6º</b>	0,82
<b>7º</b>	0,84
<b>8º</b>	0,78
<b>9º</b>	0,84
<b>10º</b>	0,83
<b>Total</b>	<b>0,86</b>

Fonte: PNAD/IBGE 2003.

Nota: Ordenação segundo renda familiar *per capita*.

\*Renda padronizada do cônjuge dividida pela renda padronizada do chefe de família.

Constata-se, assim, que as mulheres mudaram, as famílias também mudaram, mas o que não parece ter mudado é o compromisso e a responsabilidade que têm as mulheres para com crianças e dependentes idosos, para com a esfera familiar, qualquer que seja o tipo de família em que se encontrem inseridas. A sobrecarga é evidente pois assumem sozinhas grande parte dos ônus, se pessoas de referência, ou comprometem as chances de crescer

profissionalmente, se cônjuges. A PNAD 2003<sup>13</sup> indica que enquanto as mulheres dedicam 28 horas por semana em média às tarefas domésticas (36 horas, se inativas e 23 horas, se ocupadas), os homens<sup>14</sup>, quando o fazem, dispõem de menos tempo, 11 horas (14, se inativos e 10, se ocupados). Sem contar que também no trabalho doméstico reproduz-se a divisão sexual presente no mercado de trabalho, homens e mulheres realizando atividades bastante distintas, sobretudo em termos valorativos e de interesse, como têm demonstrado inúmeras pesquisas sobre orçamento tempo e articulações entre emprego, família e gênero (Scalon e Araújo, 2004).

Disso já sabem os europeus que enfatizam a adoção por parte dos países-membros da União Européia de “políticas amigáveis de gênero” (Esping-Andersen, 2002) para aprimorar o sistema de proteção social, de modo a reduzir *trade-offs* entre vida familiar e carreira e elevar o grau de inclusão social, reduzindo níveis de vulnerabilidade incompatíveis com padrões elevados de equidade social e bem-estar. Essas políticas amigáveis de gênero, amplamente exitosas no caso da Dinamarca, consistiriam em garantir suporte institucional para compatibilizar vida produtiva e vida familiar, diminuindo custos e aumentando benefícios. No entender de Esping-Andersen, as políticas amigáveis de gênero são forçosamente amigáveis também para as famílias, com retornos não apenas para as mulheres, mas para a sociedade no seu conjunto.

Resumidamente podemos concluir que:

i) a ausência ou presença de crianças é determinante na posição ao longo da curva de distribuição de renda, seu número aumentando na cauda inferior da curva e diminuindo nos decis superiores. Logo, toda política que pretenda ter impacto redistributivo deve privilegiar as crianças, pois elas concentram-se nos decis inferiores da distribuição;

ii) na posição de cônjuge, a inserção feminina no mercado de trabalho mostra-se mais desfavorável que para as chefes, em todas as classes de renda. Pode-se formular a hipótese de que o custo social da conjugalidade (relações de subordinação e dependência), de difícil estimação, seria, portanto, assumido muito mais pelas mulheres do que pelos homens, afetando diretamente sua trajetória ocupacional. Ele seria, inclusive, maior que os custos da maternagem e dos cuidados com os filhos, familiares. Entretanto, na posição de referência, as

---

<sup>13</sup> Faixa etária considerada de 16<65 anos.

<sup>14</sup> Conforme assinalam Goldani e Verdugo Lazo (2004), com base na Pesquisa sobre Padrões de Vida da do IBGE de 1998, menos de 30% dos homens declaram estar envolvidos com algum tipo de função do lar, contra 79% das mulheres.

mulheres encontram-se sozinhas e assim assumem, com ônus elevadíssimo, desafios profissionais e responsabilidades familiares. Em ambas as situações o que pode contribuir para autonomizar as mulheres e favorecer sua inserção ocupacional é a redução do tempo e dos custos com encargos domésticos relacionados à educação das crianças e cuidados com idosos. Para isso, é necessário assegurar o acesso universal a creches, pré-escola e promover a escola em tempo integral, sem condicionalidades (ou seja, sem discriminar as inativas), idem nos centros de convivência para a Terceira Idade, e promover uma política universal de transferência de renda às famílias com crianças até 16 anos, portanto, aquelas onde predominam os ativos adultos – na sua maioria, trabalhadores –, as mais vulneráveis e desprotegidas;

iii) as políticas de apoio à família devem ser universais e estar dissociadas da condição ocupacional, tanto as de renda, quanto o acesso a serviços e equipamentos;

iv) observa-se forte heterogeneidade entre mulheres, o que deve ser considerado na formulação de políticas públicas e sociais voltadas para a redução dos hiatos de gênero;

v) devem-se adotar iniciativas no plano fiscal e tributário que favoreçam arranjos familiares com filhos e que garantam compensações a famílias monoparentais com filhos, oferecendo inclusive compensação pelas despesas relativas à creche e pré-escola. Tal medida seria extremamente favorável às mulheres chefes de família, reduzindo diferenciais de gênero.

vi) os investimentos sociais – escola de qualidade, escola tempo integral, creches, *daycare*, transportes públicos de qualidade, etc - contribuem para a elevação de renda das mulheres trabalhadoras porque tendem a ampliar sua capacidade contributiva.

## **2. Fatores que contribuem para a vulnerabilidade familiar**

É senso comum que os arranjos familiares em situação de risco e maior vulnerabilidade são aqueles chefiados por mulheres sozinhas. Ou seja, a falência do modelo patriarcal de família, que tem na figura masculina o papel do provedor, estaria levando a um empobrecimento crescente das novas gerações, na medida em que muitas crianças estariam sendo criadas, cuidadas e educadas em famílias monoparentais femininas, logo, exclusivamente por mulheres, cuja posição no mercado de trabalho é, comparativamente aos homens, inquestionavelmente mais desfavorável (salário inferiores em média, menor jornada semanal de trabalho e maior taxa de desemprego, etc).

As tabelas e dados apresentados na primeira parte desse trabalho sugerem, no entanto, que mesmo nas classes de renda mais baixas, logo mais vulneráveis, - a vulnerabilidade sendo aqui expressa exclusivamente com base em um determinado nível de renda – os arranjos familiares com presença de crianças, cuja pessoa de referência é mulher, não estariam sempre e forçosamente na condição mais crítica, como induz o *framework* da feminização da pobreza, que, ao hierarquizar os mais pobres dentre os pobres, identificou as mulheres chefes de família como os indivíduos mais carentes, no fundo do poço, em termos de destituição.

Não se discute a evidência de que a grande maioria das nossas crianças vive em famílias que se encontram nos cinco primeiros décimos da distribuição de renda<sup>15</sup>. É bom recordar que, entre os 10% mais pobres do país, metade são crianças. A outra metade, adultos em idade de trabalhar. A tabela 17, que toma como linha de pobreza ½ salário mínimo per capita como renda familiar, mostra que o quadro era distinto em 1981, quando os adultos em idade de trabalhar constituíam cerca de 45% dos pobres, contra 53% estimados em 2003. Naquela época a taxa de atividade das mulheres era bem menor, logo a renda familiar era proporcionalmente mais tributária do trabalho masculino, do que hoje. Além disso, a razão de dependência era mais elevada, pois era também mais alta a taxa de fecundidade, sendo maiores as famílias. Houve uma redução significativa do percentual de crianças entre os pobres, no período 1981 e 2003, o mesmo ocorrendo com os idosos<sup>16</sup>. Portanto, nossas

---

<sup>15</sup> Ver a este respeito, Lavinias L. e Garson S. (2004) Gasto Social no Brasil: transparência, sim, parti-pris, não!

<sup>16</sup> Análise detalhada dessa tendência e suas causas foram amplamente discutidas por Lavinias L. e Dain S. (2005) em Proteção Social e Justiça Redistributiva: como promover a igualdade de gênero e Lavinias L. (2005) Salário Mínimo, Linha de Pobreza e Benefícios Assistenciais: desvincular é preciso? Por essa razão, não vamos desenvolver tal análise no âmbito deste trabalho.

crianças são pobres porque seus pais, na maioria trabalhadores, são pobres.

**Tabela 17**  
**Percentual de Pessoas com Renda Familiar *Per Capita* Menor ou Igual a**  
**1/2 do Salário-Mínimo Segundo Sexo e Faixa Etária, 1981 e 2003 - URBANO**

	1981			2003		
	Masculino	Feminino	Total	Masculino	Feminino	Total
<b>Menos de 16 anos</b>	54%	49%	51%	48%	41%	44%
<b>De 16 a menos de 60 anos</b>	41%	45%	43%	49%	55%	52%
<b>De 16 anos a menos de 65 anos</b>	43%	47%	45%	50%	56%	53%
<b>60 anos e mais</b>	5%	6%	6%	4%	4%	4%
<b>65 anos e mais</b>	4%	4%	4%	2%	3%	2%
<b>Todas as Idades</b>	13.235.319	14.137.117	27.372.436	20.202.807	22.381.269	42.584.076

Fonte: PNAD/IBGE 2003.

A dúvida que persiste é saber qual o fator que mais contribui para uma família ser vulnerável, se ter crianças ou ser chefiada por mulheres sozinhas, que, por sua inserção menos favorável no mercado de trabalho e oportunidades de emprego mais restritas, acabariam limitadas no desenvolvimento do seu potencial produtivo, com implicações negativas no enfrentamento das suas obrigações familiares? Evidentemente, a conjugação dos dois fatores só viria a agravar o quadro de vulnerabilidade, tal como indica o senso comum.

Para responder a essa pergunta, resolvemos estimar a influência de cada uma das variáveis utilizadas na caracterização dos arranjos familiares – parte dois deste trabalho – no cálculo da probabilidade de uma família ser vulnerável ou não. Para isso, empregamos um modelo de regressão logística. E definimos vulnerabilidade, tomando como parâmetro uma determinada renda familiar *per capita* e extrapolando o conceito de pobreza relativa. Ou seja, este foi estimado com base na construção de uma linha de pobreza relativa equivalente a 40% da renda familiar per capita mediana para o país em 2003. Ampliamos esse valor em 20% considerando que há uma intensa mobilidade acima e abaixo da linha de pobreza relativa, em razão da elevada insegurança sócio-econômica que coloca em risco aqueles imediatamente acima da linha de pobreza, qualquer que seja ela. Nossa tentativa, portanto, foi incluir esse contingente potencialmente vulnerável ao identificado como de fato vulnerável. A linha de vulnerabilidade foi, portanto, estimada em R\$ 91,20 (valores correntes de setembro de 2003).

**Tabela 19**

<b>Coefficientes Estimados para as Variáveis do Modelo Final</b>	
<b>Variável</b>	<b>Coefficiente</b>
Proporção de Inativos	3,5571
Proporção de Crianças	4,6858
Proporção de Idosos	-25,6437
Proporção de Contribuintes para Previdência	-2,2115
Proporção de Idosos com Aposentadoria ou Pensão	-8,2071
Tipo de Família	
Unipessoal	-0,4374
Casal sem filhos	-2,5938
Casal com filhos	1,9121
Mãe sem cônjuge com filhos	1,3764
Rendimento Padronizado do Chefe	-0,6735
Rendimento Padronizado do Cônjuge	-0,751
Constante	7,3971

Fonte: Elaboração a partir de dados da PNAD 2003.

Uma primeira constatação - e não das menos relevantes - é verificar que o sexo da pessoa de referência na família não aparece como variável forte na determinação da vulnerabilidade. Logo, uma família chefiada por uma mulher sozinha ou por um homem (na sua esmagadora maioria tendo cônjuge) tem iguais chances de ser ou não vulnerável. Isso significa dizer que famílias chefiadas por mulheres sem cônjuge não estão mais expostas ao risco da pobreza do que as famílias tradicionais. A variável sexo foi excluída do modelo segundo teste de máxima verossimilhança (ao nível de significância de 10%), como se pode detectar nas tabelas que constam do anexo 1 deste trabalho.

A segunda constatação vem corroborar aquilo já amplamente conhecido: onde há crianças, a probabilidade de uma família ser vulnerável é elevadíssima (4,6856). Observe-se que as famílias sem crianças acusam probabilidade negativa de serem vulneráveis, qualquer que seja o arranjo. Ocorre o mesmo nas famílias onde se verifica presença de idosos. Nestas, a probabilidade de ser vulnerável é também negativa e muito mais forte, de peso significativamente maior do que qualquer outro coeficiente (-25,6437).

Por fim, uma terceira observação curiosa e inesperada e que contesta a leitura convencional de que os mais pobres dentre os pobres são mulheres e famílias chefiadas por mulheres, é dada pelos coeficientes que medem a vulnerabilidade dos arranjos com presença de crianças. Como se pode depreender dos resultados da regressão, as chances de uma família biparental com filhos estar em situação de vulnerabilidade são mais altas que naquelas chefiadas por uma pessoa sozinha (já que no caso o sexo não tem significância). O coeficiente

é, respectivamente, de 1,9121 para 1,3764. Isso não quer dizer que as famílias monoparentais femininas com filhos não estejam em situação de risco e expostas à vulnerabilidade, senão que o são em intensidade menor que aquelas constituídas por um chefe e um cônjuge.

Nessa mesma linha de raciocínio, constatamos também que um aumento na renda<sup>17</sup> do cônjuge (qualquer que seja seu sexo) tem mais peso para reduzir a probabilidade de uma família ser vulnerável do que um aumento proporcional na renda do chefe. Isso significa que se fosse possível às famílias biparentais liberar o potencial de trabalho e, dessa maneira, ampliar as oportunidades de emprego dos cônjuges, na sua maioria mulheres, aumentariam as chances de tais famílias saírem da pobreza. Ora, o que restringe tal potencial – para além dos constrangimentos derivados da dinâmica inerente ao mercado de trabalho ao reproduzir as desigualdades de gênero (baixa mixidade ocupacional, diferenciais salariais) -, é o efeito conjugalidade. Em todas as composições familiares analisadas, observamos que os cônjuges mulheres, em famílias com ou sem crianças, mostraram desempenho inferior ao das mulheres chefes<sup>18</sup> (taxa de atividade, rendimentos do trabalho, horas trabalhadas, etc). Portanto, o que represa uma melhor inserção feminina no mercado de trabalho – todo o resto mantido constante - é menos o fator presença de crianças (leia-se cuidados de maternagem) e mais o contrato conjugal que coloca as mulheres numa relação de subordinação e dependência no âmbito familiar e da divisão sexual do trabalho, reduzindo sua autonomia. Tolhidas não apenas por afazeres domésticos (fato que afeta a todas as mulheres) mas também limitadas no seu desenvolvimento por uma relação contraditória e assimétrica, estruturada em um modelo patriarcal, onde a figura masculina é a do provedor tradicional, as mulheres na posição de cônjuges acabam reduzindo seu escopo de oportunidades de emprego, notadamente nas camadas mais pobres, no afã de conciliar encargos familiares e trabalho.

Podemos, portanto, concluir que sempre que for possível reduzir os *trade-offs* entre trabalho e família, externalizando os conflitos de gênero derivados da disputa em torno à alocação do tempo de trabalho doméstico, reduzindo-o para todos os membros – embora se trate de um tempo ainda e consistentemente assumido pelas mulheres -, mediante a provisão de serviços públicos, estar-se-á contribuindo para alavancar positivamente o potencial produtivo das mulheres em geral, e notadamente daquelas que se encontram na posição de cônjuges, ou seja numa posição subordinada. Pra isso, mais do que transferências de renda monetárias a famílias carentes é indispensável retomar o investimento público na escola

---

<sup>17</sup> Todos os rendimentos aqui são do trabalho e padronizados pelo número médio de horas trabalhadas por semana.

<sup>18</sup> Não vamos esquecer que as mulheres chefes são majoritariamente mães com crianças.



tempo integral, com ensino de qualidade, ampliar a oferta de creches por parte das prefeituras para crianças na faixa pré-escolar, de modo a galvanizar a autonomia das mulheres. Só a universalização do acesso e do padrão de qualidade dos serviços desmercantilizados são capazes de reduzir os diferenciais de gênero e classe social.

## BIBLIOGRAFIA

- BELTRÃO K. e ALVES J.E. (2004). A reversão do hiato de gênero na educação brasileira no século XX. Miméo, 22 pag.
- ESPING\_ANDERSEN C. (2002). *Why We Need a New Welfare State?* Oxford University Press.
- GOLDANI A.M. e VERDUGO LAZO A. (2004). Brasil: Desafios de Políticas para Famílias. CEPAL, Seminário Cambio de las Familias en el Marco de las Transformaciones Globales: necesidad de politicas publicas eficaces.
- GUEDES M.C. (2004). As Mulheres de Formação Universitária: a reversão da desigualdade de gênero e seus reflexos no mercado de trabalho. Brasil: 1970-2000. Tese de Mestrado, Programa de Estudos Populacionais e Pesquisas Sociais, Escola Nacional de Geografia e Estatística (ENCE).
- LAVINAS L. (2001). Empregabilidade no Brasil: Inflexões de Gênero e Diferenciais Femininos. IPEA, T.D. 826, Rio de Janeiro.
- LAVINAS L. e GARSON S. (2003). Gasto Social no Brasil: transparência, sim, parti-pris, não! *Econômica*, v. 5, n. 1 Junho de 2003, p. 145-162.
- LAVINAS L. (2004). Universalizando Direitos. In *Observatório da Cidadania Relatório 2004*, Medos e Privações. Social Watch Brasil, p. 67-74.
- LAVINAS L. e DAIN S. (2005), *Proteção Social e Justiça Redistributiva: como promover a igualdade de gênero*, miméo, 83 páginas, Relatório Final Convênio FASE-NOVIB.
- PNAD , IBGE, 1981 e 2003.
- SCALON C. e ARAÚJO C. (2004). Gênero, Família e Trabalho. Pesquisa no âmbito do ISSP, IUPERJ-UERJ, Rio de Janeiro
- SILVA E. e SCHWARZER H. (2002). Proteção Social, Aposentadorias, Pensões e Gênero. IPEA, T.D. n. 934, Brasília.
- SORJ B. (2005). Trabalho e Responsabilidades Familiares: um estudo sobre o Brasil. ILO, Geneva.

## ANEXO ESTATÍSTICO

Neste trabalho utilizamos o modelo de regressão logística, útil para estimar a probabilidade de ocorrência de um evento quando a variável dependente é binária. Este tipo de modelagem torna-se interessante, se comparado ao modelo de regressão linear, sobretudo, por dispensar as hipóteses (fortes) de distribuição normal e de variância constante dos erros.

A variável resposta do modelo é a **Vulnerabilidade da Família**, assumindo valor 1, quando a família é vulnerável, e valor 0 caso contrário. Foi considerada família vulnerável, aquela com renda familiar per capita inferior a 40% da renda familiar per capita (RFPC) mediana da população brasileira, em setembro de 2003. Considerando que as famílias vulneráveis encontram-se numa zona mais ampla, acima e abaixo da linha de pobreza, agregamos ao valor da renda familiar per capita mediana 20%, incluindo portanto na condição de vulneráveis todas as famílias com a RFPC inferior à R\$ 91,20. Como variáveis explicativas foram testadas: o **sexo**, categórica assumindo valor 2 para masculino e valor 4 para feminino; o **tipo de família**, categórica assumindo valor 1 para famílias de apenas um membro, valor 2 para casais sem filhos, valor 3 para casais com filhos, valor 4 para mãe sozinha com filhos e valor 5 para outros tipos de família; **proporção de inativos** na família, numérica; **proporção de idosos** na família, numérica; **proporção de crianças** na família, numérica; **proporção de idosos sem aposentadoria ou pensão** na família, numérica; **proporção de contribuintes para instituto de previdência**, numérica; além da **renda padronizada**<sup>19</sup> do chefe da família e do cônjuge.

Assume-se que cada resposta individual da variável **Vulnerabilidade da Família** é independente seguindo uma distribuição de Bernoulli, e a proporção entre o número acumulado de sucessos na variável resposta e o total de observações, nos determinados grupos de sexo, e tipo de família, segue uma distribuição binomial. Definida a distribuição de probabilidade da variável resposta basta escolher a função de ligação, que relaciona a esperança da variável resposta com o previsor linear. Neste exercício será utilizada como função de ligação a  $\text{logit}(p)$ , que associa o logaritmo da vantagem em favor do evento considerado com o previsor linear, assim:

$$\text{logit}(p) = \ln \left[ \frac{p}{1-p} \right]$$

Dois testes foram produzidos através do pacote estatístico SPSS para a avaliação do modelo e seus parâmetros:

- **Teste de hipóteses sobre os coeficientes**: para grandes amostras a estatística de Wald pode ser utilizada para testar se os coeficientes são iguais a zero. Esta estatística tem distribuição qui-quadrado com grau de liberdade  $(n - p)$ , onde  $n$  é o número de observações e  $p$  o número de parâmetros estimados. A hipótese nula é de que o coeficiente do parâmetro é igual a 0.
- **Teste de hipóteses sobre a inclusão de variável**: a fim de comparar os modelos contemplando cada uma das variáveis explicativas, foi utilizada a estatística da razão de verossimilhança, que é o quociente entre a verossimilhança do modelo avaliado e a do reduzido. A ferramenta foi o procedimento

---

<sup>19</sup> Entende-se por renda padronizada os rendimentos obtidos em algum trabalho realizado corrigido pelo número de horas trabalhadas.

“FORWARD” do SPSS, que tem como saída a tabela Likelihood Ratio Tests, que faz o teste incluindo as variáveis explicativas uma a uma.

O teste da razão de verossimilhança analisa as mudanças no log da verossimilhança quando cada variável é acrescentada no modelo estimado. O teste é feito dividindo a verossimilhança do modelo reduzido, contendo apenas o intercepto, e o modelo maximal, que seria aquele a ser testado. Para grandes amostras, a deviance – duas vezes o log da razão de verossimilhança – tem distribuição qui-quadrado com grau de liberdade  $(n - p)$ , onde  $n$  é o número de observações e  $p$  o número de parâmetros estimados. A hipótese nula é de o modelo reduzido é tão bom quanto o modelo testado.

Como se pode depreender da tabela relativa à estimação dos parâmetros do modelo 1, a variável sexo foi eliminada do modelo final pois o nível de significância excedeu o limite de 10% aceito para o teste da razão de verossimilhança.

ESTIMAÇÃO DOS PARÂMETROS DO MODELO - Modelo 1

Variável	B	S.E	Wald	df	Sig	R	Exp(B)
Sexo	-0,7546	0,5422	1,9371	1	0,164	0	0,4702
Proporção de Inativos	3,5399	0,9834	12,9561	1	0,0003	0,1286	34,4627
Proporção de Crianças	4,701	0,9213	26,0395	1	0	0,1905	110,0614
Proporção de Idosos	-25,636	3,6323	49,8129	1	0	-0,2687	0
Proporção de Contribuintes	-2,2121	0,7051	9,8422	1	0,0017	-0,1088	0,1095
Proporção de Idosos com Aposentadoria ou Pensão	-8,2279	1,3148	39,1584	1	0	-0,2369	0,0003
Tipos de Famílias			7,1133	4	0,13	0	
Unipessoal	-0,7946	33,8725	0,0006	1	0,9813	0	0,4518
Casal sem filhos	-2,2665	14,1293	0,0257	1	0,8726	0	0,1037
Casal com filhos	2,2253	8,9085	0,0624	1	0,8027	0	9,2562
Mãe sem cônjuge com filhos	1,0141	8,9099	0,013	1	0,9094	0	2,757
Renda Padronizada do Chefe	-0,655	0,179	13,3869	1	0,0003	-0,1311	0,5194
Renda Padronizada do Cônjuge	-0,7876	0,2665	8,7307	1	0,0031	-0,1008	0,455
Constante	7,7776	9,097	0,731	1	0,3926		

TESTE DE RASÃO DA VEROSSIMILHANÇA - Modelo 1

Termo Removido	Log Likelihood	- 2 Log LR	df	Significância do Log LR
Sexo	-161,678	1,78	1	<b>0,1821</b>
Proporção de Inativos	-167,787	14	1	0,0002
Proporção de Crianças	-175,233	28,89	1	0
Proporção de Idosos	-204,248	86,922	1	0
Proporção de Contribuintes	-166,12	10,664	1	0,0011
Proporção de Idosos com Aposentadoria ou Pensão	-190,931	60,286	1	0
Tipos de Famílias	-165,896	10,218	4	0,0369
Renda Padronizada do Chefe	-175,52	29,464	1	0
Renda Padronizada do Cônjuge	-168,886	16,196	1	0,0001

## ESTIMAÇÃO DOS PARÂMETROS DO MODELO - Modelo Final

Variável	B	S.E	Wald	df	Sig	R	Exp(B)
Proporção de Inativos	3,5571	0,9787	13,2099	1	0,0003	0,1301	35,0624
Proporção de Crianças	4,6858	0,9157	26,1831	1	0	0,1911	108,3976
Proporção de Idosos	-25,6437	3,6179	50,2388	1	0	-0,2699	0
Proporção de Contribuintes	-2,2115	0,7052	9,8347	1	0,0017	-0,1088	0,1095
Proporção de Idosos com Aposentadoria ou Pensão	-8,2071	1,3174	38,813	1	0	-0,2358	0,0003
Tipos de Famílias			5,3718	4	0,2512	0	
Unipessoal	-0,4374	33,8648	0,0002	1	0,9897	0	0,6457
Casal sem filhos	-2,5938	14,192	0,0334	1	0,855	0	0,0747
Casal com filhos	1,9121	8,91	0,0461	1	0,8301	0	6,7675
Mãe sem cônjuge com filhos	1,3764	8,9109	0,0239	1	0,8772	0	3,9605
Renda Padronizada do Chefe	-0,6735	0,1797	14,053	1	0,0002	-0,1349	0,5099
Renda Padronizada do Cônjuge	-0,751	0,2687	7,8109	1	0,0052	-0,0937	0,4719
Constante	7,3971	9,0959	0,6614	1	0,4161		

## TESTE DE RASÃO DA VEROSSIMILHANÇA - Modelo Final

Termo Removido	Log Likelihood	- 2 Log LR	df	Significância do Log LR
Proporção de Inativos	-168,831	14,307	1	0,0002
Proporção de Crianças	-176,198	29,04	1	0
Proporção de Idosos	-205,534	87,712	1	0
Proporção de Contribuintes	-167,011	10,667	1	0,0011
Proporção de Idosos com Aposentadoria ou Pensão	-191,618	59,881	1	0
Tipos de Famílias	-165,899	8,442	4	0,0767
Renda Padronizada do Chefe	-176,829	30,302	1	0
Renda Padronizada do Cônjuge	-169,106	14,857	1	0,0001