

# Pobreza, transferências de renda e desigualdades de gênero: conexões diversas<sup>1</sup>

---

Lena Lavinas  
Marcelo Nicoll

## 1. INTRODUÇÃO

Nas últimas três décadas e meia, as inúmeras problemáticas derivadas da constatação reiterada de que subsistem sérias desigualdades entre homens e mulheres na sociedade brasileira permitiram avançar na identificação das suas causalidades, ou pelo menos de elementos que estão fortemente correlacionados a esse fenômeno.

Embora líder no campo das desigualdades sociais e econômicas, o Brasil pode ao menos orgulhar-se do desempenho alcançado por suas mulheres em alguns *fronts*, o que lhe dá – *une fois n'est pas coûtume* –, um diferencial bastante positivo seja numa perspectiva latino-americana ou comparativamente a outros países do mundo em desenvolvimento. Deixando de lado a representação política<sup>2</sup>, ponto em que o Brasil deixa muito a desejar em termos de paridade entre os sexos, é fato que, em pouco mais de trinta anos, as mulheres brasileiras dobraram sua participação no mercado de trabalho, reduziram significativamente hiatos de renda e reverteram definitivamente hiatos educacionais, sem falar nas profundas mudanças demográficas que impulsionaram ao abolir fronteiras.

---

<sup>1</sup> Expressamos aqui nossos agradecimentos ao professor Getúlio Borges do Instituto de Economia da UFRJ pelos comentários críticos e *insights* acerca desse trabalho, e que nos foram de imensa valia. Agradecemos também ao estagiário Roberto Loureiro Filho pelo apoio na elaboração de tabelas e quadros.

<sup>2</sup> Diniz J. E. ALVES, J.E.D. A paridade de gênero. Aparte, Instituto de Economia da UFRJ, Rio de Janeiro, 2006. [www.ie.ufrj.br/aparte](http://www.ie.ufrj.br/aparte).

Apesar das variações recentes atestando queda do Gini<sup>3</sup>, não se pode deduzir que já tenhamos feito o *lifting* definitivo da nossa identidade. Mantém-se o perfil altamente desigual da nossa sociedade. Soares<sup>4</sup> constata que a redução do grau de desigualdade foi, em grande parte, resultado de uma desconcentração importante da renda do trabalho, notadamente no período mais recente 2001-2004. Hoffmann<sup>5</sup> confirma tal análise, mas indica que as transferências de renda cujo volume vem crescendo recentemente têm contribuído significativamente para a redução da pobreza. De fato, os índices de pobreza apontam um declínio em termos absolutos e relativos do seu número, quaisquer que sejam as linhas de pobreza consideradas<sup>6</sup>. As causas prováveis dessa tendência favorável seriam tanto a elevação do salário mínimo em termos reais<sup>7</sup> quanto o aumento do volume das transferências de renda compensatórias<sup>8</sup>.

A pergunta que nos colocamos é saber se os aspectos positivos da conjuntura recente foram igualmente favoráveis às mulheres, em particular às mulheres mais pobres, reduzindo os diferenciais de gênero no mercado de trabalho e atenuando os níveis de pobreza e destituição das famílias monoparentais, cuja chefia é majoritariamente feminina.

Sabemos que o sexo tem significância quase nula na probabilidade de uma família ser vulnerável e pobre<sup>9</sup>. No entanto, também sabemos que das famílias que se situam no decil de renda inferior (4,6 milhões em 2004), 37% têm como pessoa de referência uma mulher sem cônjuge (família monoparental feminina) com filhos, enquanto 48% são biparentais de chefia masculina com filhos. Ora, entre os mais pobres, as taxas de atividade são muito inferiores à média, e as taxas de desemprego, elevadíssimas, tanto para homens quanto para mulheres.

---

<sup>3</sup> Ver a este respeito World Bank, Ferreira F. H.G.; Leite P. e Litchfield J. (2006). Rise and Fall of Brazilian Inequality: 1981 -2004. Washington, WP S3867.

<sup>4</sup> Soares S.S. (2006). Distribuição de Renda no Brasil de 1976 a 2004 com Ênfase no Período entre 2001 e 2004. IPEA, T.D. 1166, Brasília.

<sup>5</sup> Hoffmann R. (2006). Transferências de Renda e a Redução da Pobreza e da Desigualdade no Brasil. Mimeo, 21 páginas.

<sup>6</sup> Lavinias (2005), Miragens e o que ninguém reparou sobre a pobreza. *Folha de S. Paulo*, 04/12/05, Caderno B4.

<sup>7</sup> Lavinias (2005), op. cit. *Folha de São Paulo*.

<sup>8</sup> Paes de Barros et alii (2006). Brasil está menos desigual. *O Globo*, 30/01/2006, Caderno 1, página OPINIÃO.

<sup>9</sup> Lavinias L. e Nicoll M. (2005). "Atividade e Vulnerabilidade: quais os arranjos familiares em risco?" forthcoming *Revista Dados*, n. 3, 2006.

Portanto, interessa saber se houve aumento das oportunidades de trabalho e dos rendimentos do trabalho para os trabalhadores mais pobres, o que pode ter impacto significativo na redução da pobreza.

Desde que o *framework* da feminização da pobreza tomou conta do debate internacional e legitimou ainda mais a focalização dos programas sociais em virtude das hierarquias sociais e de sexo, fazendo das mulheres pobres a expressão mais completa da vulnerabilidade social em tempos de globalização, ouve-se repetidamente que é preciso chegar primordialmente a elas, tornando-as as beneficiárias quase exclusivas ou ao menos a destinação obrigatória de benefícios de tipo *safety net*, cuja característica maior é estarem associados a mecanismos de comprovação de renda, realização de contrapartidas, portanto, vinculados a uma responsabilização ainda maior daquelas mais imediatamente responsáveis pelas famílias em razão dos papéis sexuais tradicionais. A promessa de maior eficiência na alocação ótima de um recurso demasiadamente escasso torna-se, assim, prerrogativa feminina. Mas pouco tem sido feito para promover, através de políticas ativas, o potencial de trabalho das mulheres mais carentes, através da provisão de serviços de substituição do tempo de trabalho doméstico feminino, tão indispensável.

Pesquisa e estudos empíricos<sup>10</sup> têm demonstrado que, no Brasil, as mulheres, sobretudo as mais pobres, carecem não apenas de renda monetária, mas de meios *in natura*/serviços para ampliar sua autonomia no âmbito das relações sociais de gênero e expandir suas posições no mercado de trabalho, superando iniquidades de toda sorte. Provisão de creches, escolas tempo integral, centros de convivência intergeracionais são alguns dos bens públicos capazes de favorecer a inserção produtiva feminina e, conseqüentemente, a redução da pobreza familiar. Avaliações feitas sobre os efeitos dos programas de renda mínima ou Bolsa Escola<sup>11</sup> na segunda metade da década de 90 observaram uma elevação expressiva da taxa de atividade feminina nas famílias contempladas com um benefício regular, o mesmo não ocorrendo com mulheres em situação econômica idêntica, mas cujas famílias não foram habilitadas ao benefício.

---

<sup>10</sup> Sorj, B. (2004), “Reconciling Work and Family: Issues and Policies in Brazil”. *Conditions of Work and Employment*, International Labour Office, Genève, n.8; Lavinias, L. e Dain, S. (2005). Proteção Social e Justiça Redistributiva: como promover a igualdade de gênero, IE-UFRJ/FASE, Relatório de Pesquisa, 75 páginas(www.ie.ufrj.br/aparte); Lavinias e Nicoll (2005), op. cit.

<sup>11</sup> Lavinias L. et alii. (2001). Assessing Local Minimum Programmes in Brazil, IFP-SES/ILO, SES Paper Series n. 15, June 2001, 9 pages.

O mercado de trabalho segue sendo, no Brasil, a maior fonte na provisão de bem-estar individual e familiar. Não poderia ser diferente, dado o escopo limitado do sistema de proteção social brasileiro. Entretanto, a inserção ocupacional dos mais pobres continua extremamente precária em razão dos altos níveis de informalidade e ausência de vínculos garantidores de direitos àqueles sem poder de barganha. O aumento real do salário mínimo no período 2001-2004 foi de quase 8% e afetou um contingente importante de trabalhadores regulados pelo mínimo bem como aposentados e pensionistas (65% recebem benefício no valor de 1 SM), notadamente nas áreas rurais, e os idosos e deficientes expostos a graus agudos de destituição (BPC atinge, em 2004, um total de 2,4 milhões de indivíduos). Logo, todo aumento real do salário mínimo tem efeito positivo na redução da pobreza.

É fato que, no período 2001-2004, as transferências diretas de renda registraram aumento superior à elevação do gasto social total do governo federal – 29% contra 23%, respectivamente. Interessante, no entanto, é constatar que aquelas cujo aumento foi mais expressivo, bem acima da média, foram as transferências assistenciais, de cunho não-contributivo e que se destinam aos mais pobres mediante comprovação de insuficiência de renda (Tabela 1). No entanto, não apenas o peso das transferências de renda não-contributivas<sup>12</sup> ainda é bastante reduzido no conjunto das transferências diretas (8,3%) e no gasto social (6,5%), como 2/3 do gasto social do governo federal destinam-se ao pagamento de benefícios contributivos, o que significa que resta pouco para investir em serviços com impacto potencial significativo na redução das desigualdades e na promoção da equidade, inclusive de gênero<sup>13</sup>.

O recém-lançado Suplemento da PNAD de 2004, intitulado Aspectos Complementares de Educação e Acesso a Transferências de Renda de Programas Sociais<sup>14</sup> indica que dos oito milhões de famílias beneficiadas por algum tipo de programa de transferência de renda em 2004, apenas 25% estavam entre as mais miseráveis, estimadas como

---

<sup>12</sup> Referimo-nos aqui não apenas ao Bolsa Família ou ao BPC, mas também aos programas Vale-Gás, Bolsa-Alimentação e a uma grande quantidade de programas estaduais e municipais.

<sup>13</sup> Cabe assinalar que as despesas com educação mantiveram seu peso entre 2001 e 2004 (em torno a 7%) no âmbito do gasto social, ao passo que caiu a participação relativa da saúde (de 8% para 7%), do saneamento básico (1,4% para 0,5%).

<sup>14</sup> IBGE (2006). Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio- 2004, Rio de Janeiro.

**Tabela 1.** Gasto social direto do governo federal (2001 – 2004)  
Valores constantes em milhões de Reais de 2004

	2001	2002	2003	2004	Varição 2001- 04
Previdência Social	134.638	146.582	157.281	168.252	25%
Assistência Social	10.805	12.254	13.830	16.237	50%
Transferências Diretas de Renda	148.132	162.810	176.896	191.213	29%
<b>TOTAL</b>	<b>202.920</b>	<b>217.494</b>	<b>229.308</b>	<b>248.848</b>	<b>23%</b>

Fonte: Orçamento Social do Governo Federal: 2001-2004 (Deflator implícito do PIB)

aquelas vivendo com renda familiar per capita igual ou menor que  $\frac{1}{4}$  do salário mínimo. Logo, é possível que o aporte em termos de bem-estar desses programas esteja ainda aquém do seu potencial, embora possa ter contribuído para reduzir os níveis de pobreza de parcela dos mais vulneráveis socialmente. Além disso, os rendimentos do trabalho nos grupos mais pobres podem também ter variado positivamente.

A esse respeito, a Tabela 2 ilustra como variou no período 2001-2004 a distribuição da renda familiar da população, por classes de renda, considerando sua decomposição nos três principais tipos de rendimentos cujo valor é pesquisado – trabalho; aposentadorias e pensões; outros rendimentos<sup>15</sup>.

**Tabela 2.** Composição da renda familiar 2001 e 2004 (tipos de rendimentos)

Decis	2001				2004				Variação 2001-04
	Trabalho	Apos./Pens.	Outros	Renda Fam. Média	Trabalho	Apos./Pens.	Outros	Renda Fam. Média	
1	78%	6%	16%	72,96	67%	5%	28%	97,71	33,93
2	81%	13%	6%	266,07	77%	11%	11%	305,01	14,63
3	82%	15%	4%	370,63	79%	13%	8%	417,63	12,68
4	78%	19%	2%	446,35	76%	18%	5%	483,85	8,40
5	82%	16%	2%	607,22	79%	17%	4%	641,39	5,63
6	73%	25%	2%	644,69	72%	25%	3%	684,63	6,19
7	82%	16%	2%	923,00	80%	18%	3%	937,31	1,55
8	80%	18%	2%	1.190,93	79%	19%	2%	1.230,10	3,29
9	79%	18%	3%	1.821,00	77%	20%	3%	1.738,19	-4,55
10	77%	19%	4%	4.813,31	76%	20%	4%	4.574,15	-4,97
<b>Total</b>	<b>79%</b>	<b>17%</b>	<b>4%</b>	<b>1.271,71</b>	<b>76%</b>	<b>17%</b>	<b>7%</b>	<b>1.262,03</b>	<b>-0,76</b>

Fonte: PNAD/IBGE 2001 e 2004

Nota: Valores deflacionados pelo INPC - Valores constantes de 2004

<sup>15</sup> A PNAD permite desagregar os distintos rendimentos que compõem a renda familiar por origem: i) aqueles oriundos do trabalho; ii) os referentes ao recebimento de benefícios de caráter contributivo (aposentadorias e pensões); iii) e, finalmente, um conjunto de outros rendimentos de origem dispersa que regrupa rendas de aluguéis, aplicações financeiras e poupança, diversas modalidades de transferências de renda e ainda doações.

Observa-se, primeiramente, que a renda média familiar manteve-se inalterada no período. Essa estabilidade, no entanto, esconde movimentos radicalmente distintos entre os décimos mais pobres e os mais ricos da distribuição. Enquanto a renda média das famílias declina em cerca de 5% no penúltimo e no último decis, ela registra aumentos expressivos nos cinco primeiros décimos da distribuição, notadamente entre os 10% mais pobres, cujo valor médio aumenta 33% em apenas três anos. Trata-se de um ganho surpreendente e extraordinário. Esse efeito claro de desconcentração de renda atinge ainda com grande impacto o segundo e o terceiro décimos, com taxas de crescimento da renda familiar de 12,6% e 14,6%, respectivamente.

Outra informação relevante à luz da Tabela 2 diz respeito à ligeira queda (3%) do peso relativo dos rendimentos do trabalho na composição da renda familiar entre 2001 e 2004, claramente compensada por uma elevação em percentual idêntico do item “outros rendimentos”. Tal queda afeta todas as classes de renda, sem exceção, embora seja bem menos significativa à medida que aumentam os rendimentos. A participação das aposentadorias e pensões praticamente não se altera entre 2001-2004 no agregado geral, embora tenha diminuído seu peso nas classes de menor poder aquisitivo, ampliando-o nas mais ricas. Porém, o destaque da Tabela 2 recai, mais uma vez, sobre os 10% mais pobres, que registraram a mais forte queda percentual da renda do trabalho no rendimento familiar: em apenas três anos, esta passa de 78% para 67%, ao passo que os “outros rendimentos” ampliam sua participação de forma significativa na renda familiar (28% em 2004, contra 16% em 2001). Essa alteração no peso dos “outros rendimentos” na renda familiar alcança ainda o segundo e terceiro decis, onde sua participação dobra<sup>16</sup>.

Temos, assim, duas hipóteses: a variação do peso relativo dos rendimentos do trabalho na composição da renda familiar pode significar 1) uma diminuição em valores absolutos daquela ou sua estabilidade no período; ou 2) meramente expressar uma mudança relativa, em um quadro de crescimento real da remuneração do trabalho, que teria lugar em paralelo com o aumento do item “outros rendimentos”. Para qualificar o que está ocorrendo é necessário estimar como evolui a renda do trabalho

---

<sup>16</sup> É bastante provável que ela esteja fortemente subestimada no caso das classes de renda mais elevadas, dada sua composição (lucros financeiros, aplicações, etc.).

em valores constantes no período em análise, registrada na Tabela 3, de modo a interpretar sua dinâmica na composição da renda familiar. O exercício abaixo desagrega os rendimentos do trabalho de todos os ocupados também por sexo, para inferir como se processou tal dinâmica para homens e mulheres.

**Tabela 3.** Rendimento médio dos ocupados - Brasil, 2001-04  
(Valores constantes 2004)  
Segundo sexo e decis de renda familiar per capita

	2001			2004		
	Masculino	Feminino	Total	Masculino	Feminino	Total
1º	65,84	24,67	47,92	102,79	42,51	77,38
2º	171,96	77,10	133,81	213,86	98,87	169,74
3º	242,00	120,55	193,57	276,48	145,66	226,08
4º	292,58	154,58	235,49	330,35	196,86	275,06
5º	371,22	202,00	301,97	398,92	237,98	333,27
6º	426,94	240,12	346,97	458,67	286,70	386,79
7º	552,63	302,58	448,41	557,85	346,07	468,53
8º	699,42	404,20	572,67	713,59	445,29	597,33
9º	1.052,88	618,47	860,77	1.035,49	644,84	862,35
10º	2.912,21	1.653,84	2.344,92	2.818,54	1.655,31	2.296,94
<b>Total</b>	<b>770,57</b>	<b>458,72</b>	<b>637,11</b>	<b>795,31</b>	<b>503,95</b>	<b>671,69</b>

Fonte: PNAD/IBGE 2001 e 2004. Valores constantes de 2004 - deflator PNAD

A Tabela 3 nos traz informações nada desprezíveis à luz da conjuntura de baixo crescimento econômico que vivemos, muito embora 2004 tenha sido o ano de maior expansão do PIB brasileiro (4,94%) desde 1993, quando a taxa de crescimento foi semelhante (4,92%). Os mais pobres, no primeiro décimo da distribuição, aumentaram significativamente seus rendimentos ocupacionais. Nenhuma outra classe de renda foi tão beneficiada. O segundo décimo também foi contemplado muito positivamente com um incremento real. Ganhos reais parecem ter existido até o sexto décimo, embora, no agregado, isso equivalha apenas a 5,43%. Esse fenômeno parece ter impacto ainda mais favorável sobre as mulheres trabalhadoras na cauda inferior da distribuição, cujos rendimentos salariais embora bem inferiores aos masculinos, cresceram proporcionalmente mais. Por exemplo, nos 10% mais pobres, os



rendimentos do trabalho feminino aumentaram 72,3% entre 2001 e 2004, contra 56,1% no caso masculino. No segundo décimo da distribuição de renda, essa variação foi de, respectivamente, 27,2% e 24,5%.

Essa mesma tabela indica que a variação real dos rendimentos do trabalho feminino foi, em todas as classes de renda, superior à masculina, por vezes em proporções bem mais elevadas, como no caso do 1º, 4º, 5º. e 6º. decis. Na média, o incremento salarial das mulheres foi três vezes superior ao dos homens, confirmando avaliações anteriores<sup>17</sup> de que as mulheres têm se beneficiado muito mais do que os homens da expansão da economia de serviços, da flexibilização do mercado de trabalho e que tal fenômeno, longe de refletir piores empregos para as mulheres, maior exposição à precarização, indica melhora clara da sua posição relativa na ocupação e emprego. Se a precarização permanece – e isso é verdadeiro –, isso se deve às características do nosso mercado de trabalho, não se restringindo exclusivamente às mulheres trabalhadoras.

Cabe, no entanto, questionar se tais ganhos salariais para os mais pobres e para as mulheres não estão associados a uma forte elevação da jornada de trabalho, o que significaria que a recuperação da posição relativa daqueles e a redução dos diferenciais de gênero estariam sendo compensadas e encobertas tão-somente pela extensão do número de horas trabalhadas. Torna-se, assim, necessário, calcular a renda padronizada do trabalho. Os resultados constam da Tabela 4, que calcula o rendimento padronizado médio horário por sexo para todas as classes de renda.

Os dados indicam que houve aumento real da renda média do trabalho nos décimos inferiores (superior a 5%) e queda no décimo mais elevado (-5,3%). Os aumentos foram mais expressivos nos quatro primeiros décimos da distribuição, em particular na faixa salarial mais pobre, o que é notável. Nesta, os rendimentos padronizados do trabalho registraram ganhos reais de 18% em três anos. Além disso, a Tabela 4 mostra que os rendimentos padronizados do trabalho de homens e mulheres são praticamente idênticos nas classes de renda mais baixas, o diferencial salarial entre os sexos acentuando-se à medida que se sobe na curva da distribuição. Logo, a tendência observada na média – qual seja,

---

<sup>17</sup> Lavinas L. (2001). *Empregabilidade no Brasil: Inflexões de Gênero e Diferenciais Femininos*, T.D. n. 826, Rio de Janeiro: IPEA, Setembro 2001, 25 pg.



**Tabela 4.** Rendimento médio horário do trabalho - Brasil, 2001-04  
(Valores constantes de 2004)  
Segundo sexo e decis de renda familiar per capita

	2001			2004			Variação Total %
	Masculino	Feminino	Total	Masculino	Feminino	Total	
1º	0,76	0,83	0,79	0,90	0,98	0,93	18,04
2º	1,24	1,26	1,25	1,40	1,32	1,38	9,35
3º	1,59	1,51	1,57	1,73	1,61	1,69	7,20
4º	1,93	1,69	1,85	2,05	1,85	1,97	6,55
5º	2,32	1,99	2,20	2,47	2,07	2,31	5,07
6º	2,56	2,18	2,41	2,79	2,31	2,60	7,09
7º	3,27	2,60	3,01	3,36	2,72	3,10	2,72
8º	4,16	3,29	3,81	4,26	3,35	3,87	1,48
9º	6,24	4,82	5,65	6,29	4,91	5,69	0,77
10º	17,99	12,28	15,54	17,12	11,67	14,72	-5,60
<b>Total</b>	<b>5,03</b>	<b>4,20</b>	<b>4,71</b>	<b>4,98</b>	<b>4,13</b>	<b>4,64</b>	<b>-1,57</b>

Fonte: PNAD/IBGE 2001 e 2004. Valores constantes de 2004 - deflator PNAD

o rendimento horário médio agregado do trabalho manteve-se praticamente constante no período em questão: R\$ 4,71 em 2001 contra R\$ 4,64 em 2004 – não foi a regra para as classes de renda mais pobres. Dessa vez a média diz muito pouco sobre o que se passou entre décimos da distribuição: a redução dos salários na renda familiar expressa uma dinâmica limitada às camadas de mais alta renda, onde, de fato, verifica-se retração do rendimento médio do trabalho (decil 10) ou ausência de variação (decis 8 e 9).

Os rendimentos do trabalho cresceram e muito, para os trabalhadores mais pobres comparativamente aos demais. A esse respeito, vale assinalar que o índice de Gini recuou de 0,615 em 2001 para 0,563 em 2004, um recuo nada desprezível. A queda do Gini para os trabalhadores homens variou de 0,591 em 2001 para 0,547 em 2004, ao passo que no caso das mulheres, onde o grau de desigualdade é mais agudo, o índice regrediu de 0,635 para 0,571. Portanto, confirmam-se as afirmações feitas acima.

Resta saber quantas horas trabalham em média homens e mulheres para melhor compreender os ganhos salariais observados.

Constata-se, pela Tabela 5, panorama inalterado entre 2001 e 2004 no que tange a jornada de trabalho semanal de homens e mulheres ao longo da distribuição. Logo, os ganhos salariais observados não refletem

**Tabela 5.** Número médio de horas trabalhadas na semana - Brasil, 2004 segundo sexo e decis de renda familiar per capita

	2001			2004		
	Masculino	Feminino	Total	Masculino	Feminino	Total
1º	39	26	34	40	26	34
2º	43	30	38	44	30	39
3º	44	33	40	45	32	40
4º	45	35	41	45	35	41
5º	46	36	42	46	36	42
6º	46	37	42	46	38	43
7º	46	38	43	46	38	43
8º	47	39	43	46	39	43
9º	47	40	44	46	39	43
10º	46	40	43	46	39	43
<b>Total</b>	<b>45</b>	<b>37</b>	<b>42</b>	<b>45</b>	<b>37</b>	<b>42</b>

Fonte: PNAD/IBGE 2001 e 2004.

intensificação do trabalho para compensar perda de poder aquisitivo, mas, pelo contrário, melhoria na posição relativa no mercado de trabalho. Cabe recordar mais uma vez que o PIB cresceu 4,9% em 2004 contra 2,1% em 2001, o que sem dúvida explica esse incremento salarial em prazo tão curto. Outro possível efeito pode ter sido o aumento real do salário mínimo observado nos últimos anos, ou muito possivelmente um efeito combinado de ambos.

Jornadas semanais de trabalho mais curtas são característica de uma inserção precarizada e do acesso instável e irregular ao mercado de trabalho, e têm como corolário a reprodução da pobreza. Essa restrição é ainda mais desfavorável às mulheres. Aquelas mais pobres, do primeiro decil, trabalham em média 26 horas por semana, ou seja 16 horas a menos que a média nacional e 11 horas a menos que a média feminina. Sorj (2004) já demonstrou que as mulheres trabalhadoras mais pobres (primeiro quintil) conseguem aumentar em cerca de 30% seus rendimentos ocupacionais se suas crianças tiverem acesso a creche ou pré-escola, ou se estiverem em idade escolar (acesso universal ao ensino fundamental), simplesmente por disporem de mais tempo para o trabalho remunerado. Portanto, para as mulheres mais pobres ampliar a jornada de trabalho e,

com isso, a renda familiar significa resolver a contradição na alocação do tempo entre trabalho e família ou ao menos minorá-la.

A Tabela 6 evidencia por classe de renda o diferencial salarial entre homens e mulheres no período 2001 – 2004. Confirma-se o fato de as mulheres situadas no decil mais pobre da distribuição, vivendo na extrema pobreza, terem revertido, nos dois anos em questão, o hiato salarial de gênero. Seu rendimento horário é superior ao masculino, apesar do elevado grau de destituição e da precariedade das redes de proteção social que dificilmente incentivam e compensam a ida para o mercado de trabalho. Nos três decis seguintes (2, 3 e 4), o diferencial é quase nulo, pois jamais superior a 10%. O hiato mais agudo situa-se no grupo de renda mais alto, revelando a provável falta de acesso das mulheres mais favorecidas socialmente à mobilidade funcional ascendente. Neste último decil, o rendimento das mulheres representa 68% dos rendimentos masculinos na mesma posição na distribuição. Assim, a questão dos diferenciais salariais entre sexos é hoje uma problemática muito mais da “masculinização da riqueza” do que propriamente da “feminização da pobreza” no país. A desigualdade entre homens e mulheres, do ponto de vista dos rendimentos do trabalho, afeta notadamente as mulheres mais escolarizadas e mais dotadas em termos de capital humano e social. Isso não significa, no entanto, que as mulheres não constituam o grupo cujos rendimentos do trabalho são, em valores monetários, os mais baixos, até porque trabalham menos horas semanalmente.

**Tabela 6.** Hiato salarial de gênero - Brasil 2001 e 2004  
Segundo sexo e decis de renda familiar per capita

1º	1,09	1,08
2º	1,01	0,94
3º	0,95	0,93
4º	0,87	0,90
5º	0,86	0,84
6º	0,85	0,83
7º	0,80	0,81
8º	0,79	0,79
9º	0,77	0,78
10º	0,68	0,68
<b>Total</b>	<b>0,83</b>	<b>0,83</b>

Fonte: PNAD, 2001 e 2004, valores deflacionados pelo deflator para PNAD  
Hiato: razão do rendimento padronizado feminino sobre o masculino

Sabe-se que, em 2004, dos 28 milhões de trabalhadores cuja remuneração é igual ou menor que um salário mínimo, 53,8% são mulheres, contra 55% em 2001. Nesse mesmo período, dentre os 40% mais pobres da população, aumentou o percentual dos ocupados que passam a receber exato 1 SM (sobe de 10% para 12%), enquanto caiu acentuadamente o número de ocupados que declaravam renda igual a zero (ver Tabela A1, no Anexo). Seu percentual declina, entre 2001 e 2004, de 32% para 22% nos quatro primeiros décimos da distribuição de renda, apesar de ter havido aumento do número de ocupados (cerca de 10%) nestes decis. Isso significa uma redução em termos absolutos de 2,1 milhões de trabalhadores com renda zero. Em 2004, dos 5,5 milhões de trabalhadores (contra 7,6 milhões em 2001) que declaram rendimento ocupacional 0 (zero), entre os 40% mais pobres ocupados, 56,7% são mulheres. Cresce, em paralelo, o número de trabalhadores com renda positiva abaixo de 1 SM no grupo dos 40% mais pobres: tinham participação de 30% em 2001 e sobem para 39% em 2004. Para os ocupados do primeiro decil essa progressão é mais forte: de 39% para 54%.

Parece incontestável o aumento do rendimento médio do trabalho nos decis inferiores onde estão representados os trabalhadores menos educados, mais precarizados e com menor poder de barganha e magras oportunidades. Nesse processo de curto prazo, as mulheres reduziram diferenciais de gênero. Considerando que o grau de proteção social das famílias e dos trabalhadores mais pobres tem ainda hoje cobertura insuficiente, além de limitar-se a algum tipo de transferência de renda sujeita a critérios restritos de elegibilidade e outras condicionalidades, e que o mercado de trabalho permanece sendo para os mais pobres a fonte de renda mais imediata e relevante, cabe indagar o que estaria contribuindo para elevar o desempenho feminino no mercado de trabalho, notadamente o das mulheres mais pobres, justamente aquelas mais desfavorecidas e que acumulam desvantagens (pouquíssima escolaridade; acesso praticamente nulo a serviços públicos de qualidade, senão a escola tempo parcial para crianças na faixa de escolaridade obrigatória, 7-16 anos) e tampouco sem condições financeiras de galvanizar seu potencial de trabalho via pagamento de serviços que substituam seu tempo de trabalho doméstico.

## 2. OS DIFERENCIAIS ENTRE OS SEXOS NA DÉCADA PRESENTE

Os dados da PNAD mostram que a taxa de atividade das mulheres pouco se alterou nos últimos anos, e se situa em 68% considerando a faixa etária adulta 16 < 65 anos (Tabela 7).

**Tabela 7.** Taxa de atividade segundo o sexo - Brasil, 1981, 2001, 2003, 2004

	1981		2001		2003		2004	
	Masculino	Feminino	Masculino	Feminino	Masculino	Feminino	Masculino	Feminino
Taxa de Atividade	90%	40%	89%	66%	90%	68%	90%	68%

Fonte: PNAD/IBGE, 1981, 2001, 2003 e 2004  
\* Pessoas maiores de 15 e menores de 65 anos.

Se a desagregarmos, agora, por nível de escolaridade e presença ou não de prole (Tabela 8), verifica-se que, no curto prazo, a taxa de atividade feminina cresceu ligeiramente mais para as mulheres com filhos (64% para 67% entre 2001-2004). Já no médio prazo, pelas informações disponíveis, o incremento da atividade mostra-se mais acentuado entre mulheres com menor nível de escolaridade (ensino fundamental incompleto).

**Tabela 8.** Taxa de atividade feminina - Brasil, 1981, 2001, 2003, 2004

	1981	2001	2003	2004
Total	40%	66%	68%	68%
Mulheres sem filhos	-	70%	71%	71%
Mulheres com filhos	-	64%	67%	67%
Mulheres com ensino fundamental incompleto	35%	59%	60%	61%
Mulheres com ensino fundamental completo	51%	70%	72%	72%
Mulheres com ensino secundário completo	74%	79%	80%	81%
Mulheres com ensino superior completo	-	87%	88%	87%

Fonte: PNAD/IBGE, 1981, 2001, 2003 e 2004  
\* Pessoas maiores de 15 e menores de 65 anos

Entretanto, como nos revela a Tabela 9, se, na década de 80, as mulheres representavam, de forma bastante homogênea, cerca de 1/3 dos ativos, ocupados e desocupados, 20 anos mais tarde seu peso entre os desocupados mostra-se proporcionalmente muito superior ao seu

percentual entre os ativos (65% contra 45%, respectivamente). Isso significa que a oferta de emprego para as mulheres mantém-se aquém da demanda real, sem variação alguma recente<sup>18</sup>.

**Tabela 9.** População Economicamente Ativa - Brasil, 1981, 2001, 2003, 2004

	1981		2001		2003		2004	
	Total	Mulheres	Total	Mulheres	Total	Mulheres	Total	Mulheres
Ativos	40.429.814	31%	83.378.319	44%	88.441.342	45%	92.111.333	45%
Ocupados	39.004.705	31%	77.865.962	43%	82.330.416	44%	85.954.884	43%
Desocupados	1.425.109	34%	5.512.357	64%	6.110.926	65%	6.156.449	64%

Fonte: PNAD/IBGE, 1981, 2001, 2003 e 2004

\* Pessoas maiores de 15 e menores de 65 anos.

Comparando-se a taxa de desemprego entre os sexos (Tabela 10), salta aos olhos que os percentuais femininos são, via de regra, duas vezes mais altos que os masculinos.

**Tabela 10.** Taxa de desemprego - Brasil, 2004  
Segundo sexo e decis de renda familiar per capita

	Masculino	Feminino	Total
1º	9%	21%	15%
2º	6%	15%	10%
3º	5%	15%	9%
4º	6%	12%	8%
5º	5%	11%	7%
6º	4%	9%	6%
7º	3%	8%	5%
8º	3%	6%	4%
9º	3%	5%	4%
10º	2%	4%	3%
<b>Total</b>	<b>4%</b>	<b>10%</b>	<b>7%</b>

Fonte: PNAD, 2004

<sup>18</sup> Tem sido enfatizado pela grande imprensa, na atualidade, o grande aumento do número de vagas para mulheres. Os dados calculados a partir da PNAD 2004 não permitem inferir essa tendência e os dados da PME parecem indicar que tal fenômeno não se generaliza ao conjunto das regiões metropolitanas como um todo, sendo específico da grande São Paulo, por razões que cabe ainda identificar.

Além disso, como mostra a Tabela 10, as mulheres mais pobres, até o sétimo decil da distribuição, registram taxas de desemprego sempre superiores à média nacional, estimada em 7%. No caso dos homens, somente aqueles mais pobres do primeiro decil, encontram-se em situação semelhante. O desemprego mostra-se fortemente feminizado.

A Tabela 11 mostra a variação das taxas de atividade feminina ao longo da curva de distribuição de renda<sup>19</sup> para 2004, por decis. Uma observação merece destaque: ao contrário da taxa de atividade masculina que não registra diferenças entre décimos da distribuição, a feminina, tal como já afirmado acima, aumenta à medida que cresce a renda, estando, portanto, fortemente correlacionada com o aumento do grau de escolaridade das mulheres. O padrão de atividade é, assim, distinto, entre os sexos. Constante para os homens e variável para as mulheres ao longo da curva de renda.

Em que tais indicadores de mercado de trabalho refletem diferenças entre as mulheres ao longo da curva de distribuição de renda?

A Tabela 12 desagrega o grupo de mulheres entre mães e aquelas sem filhos. Enquanto este grupo mostra uma dinâmica que acompanha

**Tabela 11.** Taxa de atividade - Brasil, 2004  
Segundo sexo e decis de renda familiar per capita

	Masculino	Feminino	Total
1º	91%	63%	75%
2º	91%	63%	76%
3º	90%	64%	77%
4º	89%	65%	76%
5º	90%	68%	79%
6º	89%	68%	78%
7º	91%	72%	81%
8º	90%	73%	81%
9º	89%	72%	80%
10º	88%	71%	79%
<b>Total</b>	<b>90%</b>	<b>68%</b>	<b>79%</b>

Fonte: PNAD, 2001 e 2004

<sup>19</sup> A curva foi ordenada com base na renda familiar per capita, excluindo os *missings*.



aquela explicitada para as mulheres no seu conjunto – a atividade aumentando juntamente com o aumento da renda familiar –, o grupo das mães tem um padrão semelhante ao masculino, bastante uniforme em todas as classes de renda: cerca de 2/3 de todas as mães, independentemente do nível social e do grau de escolaridade, trabalham ou procuram emprego.

**Tabela 12.** Taxa de atividade feminina - Brasil, 2004  
Segundo sexo e decis de renda familiar per capita

	Com filho	Sem filho
1º	65%	58%
2º	64%	59%
3º	65%	62%
4º	66%	61%
5º	68%	66%
6º	68%	69%
7º	70%	76%
8º	69%	79%
9º	68%	78%
10º	67%	75%
<b>Total</b>	<b>67%</b>	<b>71%</b>

A Tabela 13 traz uma revelação surpreendente: as mulheres mais expostas ao desemprego são aquelas sem filhos, vivendo nos decis mais pobres da população. Há que se considerar, neste ponto, os efeitos geracionais, do estado civil e da maior oferta de trabalho feminino. Ao contrário do padrão prevalecente durante muito tempo, as mulheres com taxas de desemprego mais elevadas são, em 2004, as que não têm filhos, padrão esse que se verifica em todas as classes de renda. Dentre os 40% mais pobres, a taxa de desemprego feminina alcança percentuais entre 22% e 27%, o dobro, portanto, do observado no caso das mulheres com filhos, de condição sócio-econômica semelhante, exceção feita do primeiro décimo da distribuição. Os dados indicam que ser mãe deixou de ser uma desvantagem comparativa para as mulheres no mercado de trabalho. Ora, se o custo de oportunidade de empregar uma mulher com filhos caiu, isso se deve provavelmente a aspectos comumente denominados “empregabilidade”, cuja demanda é crescente numa

sociedade de serviços, e também ao fato de ter havido um deslocamento na idade média da primeira gestação. As altas taxas de desemprego femininas no grupo de mulheres sem filhos podem expressar contradições inerentes ao emprego dos jovens com baixa experiência e pouca formação. De fato, dados da PNAD 2004 indicam que a idade médias das mulheres desocupadas sem filhos é 22 anos, contra 33 anos para as mulheres com filhos. Logo, as mulheres mais afetadas pelo desemprego são as jovens que ainda não procriaram. É curioso observar que esse diferencial etário não existe quando se trata dos ocupados, cuja idade média é de 35 anos para todos, isto é tanto para homens como para mulheres. Se estas tiverem filhos, a idade média na ocupação sobe para 39 anos, e se não tiverem filhos, recua para 27 anos.

**Tabela 13.** Taxa de desemprego feminina - Brasil, 2004  
Segundo sexo e decis de renda familiar per capita

	Com filho	Sem filho
1º	20%	25%
2º	13%	27%
3º	11%	26%
4º	8%	22%
5º	8%	19%
6º	6%	16%
7º	5%	14%
8º	4%	10%
9º	4%	7%
10º	2%	6%
<b>Total</b>	<b>8%</b>	<b>14%</b>

Fonte: PNAD 2004

Por outro lado, as menores taxas de desemprego feminino no grupo de mulheres com filhos podem refletir o chamado “desemprego oculto”, uma vez que o cuidado e a criação das crianças fazem com que estas mulheres, mesmo não estando inseridas em atividades produtivas extra-domésticas, não procurem emprego no mercado de trabalho. A Tabela 14 confirma que os homens pouco se envolvem nas atividades da casa e que são as mulheres dos quatro primeiros decis de renda que estão mais envolvidas com os afazeres domésticos. Provavelmente, uma grande parte

das mulheres pobres com filhos se sintam desestimuladas ou impossibilitadas de procurar trabalho remunerado, senão ocasionalmente, pois precisam cuidar do “trabalho altruísta” da reprodução e da atenção à família. No caso das mulheres do último decil de renda, o tempo despendido com os afazeres domésticos é bem menor.

**Tabela 14.** Número médio de horas trabalhadas na semana em afazeres domésticos - Brasil, 2001-04  
Ocupados - segundo sexo e decis de renda familiar per capita

	2001			2004		
	Masculino	Feminino	Total	Masculino	Feminino	Total
1º	12	32	25	11	29	22
2º	10	31	23	10	28	21
3º	11	29	22	10	27	21
4º	10	28	21	11	25	19
5º	10	27	20	10	24	19
6º	11	26	20	10	23	18
7º	11	25	19	10	23	18
8º	10	24	19	10	22	17
9º	10	23	18	10	20	16
10º	9	19	15	9	17	14
<b>Total</b>	<b>10</b>	<b>26</b>	<b>20</b>	<b>10</b>	<b>23</b>	<b>18</b>

Fonte: PNAD, 2001 e 2004

Desta forma, pode-se perceber que são as mulheres pobres, jovens e sem filho que encontram maior dificuldade de inserção no mercado de trabalho.

### 3. FATORES QUE CONTRIBUEM PARA ELEVAR A RENDA DO TRABALHO DAS MULHERES MAIS POBRES

Considerando que houve uma real desconcentração da renda do trabalho entre mulheres e no conjunto da população como um todo e que o hiato salarial de gênero é praticamente inexistente nos decis inferiores da distribuição, trata-se de identificar os fatores que mais contribuem para elevar os rendimentos das mulheres mais pobres (esta, a variável dependente).

Para realizar esse exercício, elegemos o conjunto de mulheres ocupadas (inclusive com renda zero<sup>20</sup>), na faixa etária 16-64 anos, que se situam nos quatro primeiros decis da distribuição, a partir de um ordenamento feito com base na renda familiar per capita. É oportuno assinalar que ao buscar uma eventual correlação entre rendimento do trabalho feminino e presença de filhos nas faixas etárias selecionadas, contemplamos o vínculo de parentesco (“mãe presente no domicílio”)<sup>21</sup>. As variáveis selecionadas estão listadas na Tabela 15, que traz também os resultados do modelo linear de regressão. Trata-se de variáveis binárias (0,1), à exceção daquelas, numéricas, que se referem: i) aos anos de escolaridade concluídos, ii) número de horas trabalhadas na semana na atividade remunerada, iii) número de horas dedicadas aos afazeres domésticos e iv) idade, que, neste exercício foi clipada em 45 anos<sup>22</sup> para evitar uma leitura incorreta dos resultados (aumento da renda linear ao aumento da idade).

O primeiro modelo testado incluía igualmente a variável “ser informal (1) ou não (0)”. Apesar de significativa para o modelo, identificou-se um padrão bimodal nas mulheres pobres ocupadas, com a existência de duas distribuições – uma para as mulheres ocupadas em atividades informais (1) e outra para as demais (0). Quando o coeficiente é semelhante nas duas distribuições – “ser informal (1) ou não (0)” – não se fez necessário criar uma variável interativa, o oposto ocorrendo quando os coeficientes se mostravam muito diferentes. Neste caso, as variáveis selecionadas foram multiplicadas pela variável “ser informal (1) ou não (0)”. Dessa maneira, foi possível integrar no mesmo modelo uma interpretação que corresponde aos dois padrões observados.

Os coeficientes expressam, dependendo do seu sinal, acréscimos ou decréscimos nos rendimentos do trabalho das mulheres que se situam na cauda inferior da distribuição de renda (40%). Assim, equivalem a

<sup>20</sup> O número de mulheres ocupadas com renda zero é muito elevado nos primeiros decis da distribuição, notadamente em 2001, sua participação caindo em 2004. Por essa razão, resolvemos considerar na nossa amostra aquelas com renda positiva e também com renda zero.

<sup>21</sup> Não é possível replicar esse exercício no caso dos homens pois não há como identificar a relação de paternidade entre os homens vivendo em um domicílio ou família e as crianças que ali também vivem. Isso só ocorre no caso das mães.

<sup>22</sup> Depois de vários exercícios, fixamos o patamar máximo etário em 45 anos, pois a partir daí, a renda média feminina deixa de aumentar com a idade.

Tabela 15

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-98,770	,210		-470,913	,000
	Ter Máquina de Lavar	54,155	,118	,122	458,098	,000
	Idade (Clipada em 45 anos)	1,928	,005	,138	399,306	,000
	Presença de mulher inativa no domicílio	22,448	,093	,069	241,150	,000
	Presença de filho de 0 a 3 anos no domicílio	47,788	,318	,170	150,342	,000
	Presença de filho de 4 a 6 anos no domicílio	18,017	,137	,064	131,859	,000
	Ter algum filho de 0 a 3 anos fora da creche	-46,703	,326	-,161	-143,187	,000
	Ter algum filho de 4 a 6 anos fora da pré-escola	-28,573	,190	-,069	-150,552	,000
	Ter filho de 7 a 17 anos no domicílio	12,888	,115	,047	111,842	,000
	Ter filho de 18 anos ou mais no domicílio	-23,847	,105	-,092	-226,209	,000
	Ter filho de 10 a 15 anos ajudando nos afazeres domésticos	3,381	,098	,013	34,433	,000
	Ser cônjuge	-18,427	,150	-,071	-122,789	,000
	Ser chefe de família	77,599	,176	,275	441,404	,000
	Total de Horas trabalhadas na semana	2,569	,002	,335	1182,336	,000
	Total de Horas dedicadas aos afazeres domésticos na semana	-,712	,003	-,080	-276,232	,000
	Anos de estudos completos	11,806	,013	,336	876,579	,000
	(Ser informal) X (Presença de filho de 0 a 3 anos no domicílio)	-23,800	,401	-,068	-59,278	,000
	(Ser informal) X (Presença de filho de 4 a 6 anos no domicílio)	-6,693	,179	-,019	-37,360	,000
	(Ser informal) X (Ter algum filho de 0 a 3 anos fora da creche)	28,779	,414	,078	69,568	,000
	(Ser informal) X (Ter algum filho de 4 a 6 anos fora da pré-escola)	44,822	,260	,079	172,578	,000
	(Ser informal) X (Ter filho de 7 a 17 anos no domicílio)	4,892	,146	,018	33,458	,000
	(Ser informal) X (Ter filho de 18 anos ou mais no domicílio)	17,760	,132	,058	134,249	,000
	(Ser informal) X (Ter filho de 10 a 15 anos ajudando nos afazeres domésticos)	-2,587	,138	-,007	-18,710	,000
	(Ser informal) X (Ser cônjuge)	59,442	,146	,202	407,775	,000
	(Ser informal) X (Ser chefe de família)	-27,331	,185	-,086	-147,412	,000
	(Ser informal) X (Anos de estudos completos)	-3,683	,016	-,117	-232,364	,000

<sup>a</sup>. *Dependent Variable*: Rendimento mensal de mulheres ocupadas 16 < 64 anos 40% mais pobres

Reais (R\$) de 2004. Em se tratando de variáveis interativas, a leitura, no entanto, é distinta: o valor real dos acréscimos ou decréscimos (contribuição em Reais - R\$) deve ser obtido somando-se aritmeticamente os dois coeficientes estimados pela regressão (quando “informal” (1) e quando “não-informal”). Ex: O coeficiente da VAR “presença de filho com 18 anos ou mais no domicílio” estima uma redução na renda do trabalho das mulheres não-informais de R\$ 23,85. Já no caso das mulheres ocupadas no setor informal, a redução da renda é de apenas R\$ 6,09, isto é, (-23,85 + 17,76).

Finalmente, cabe assinalar que o valor da renda média das mulheres ocupadas objeto desse exercício foi estimada em R\$ 127,00.

Considerando a presença de duas distribuições, vamos analisar os resultados partindo das cinco variáveis cujo coeficiente é comum a ambas. Ter máquina de lavar é a variável que mais contribui para elevar a renda das mulheres pobres ocupadas (R\$ 54,15), aumentando-a em 42%. Outro fator importante para a elevação da renda das mulheres mais pobres é a

presença de uma mulher inativa no domicílio (R\$ 22,45), sem dúvida por compartilhar tempo dedicado ao trabalho doméstico e por assumir certas responsabilidades familiares. Se essa figura for aposentada ou pensionista, talvez ela ainda esteja contribuindo para assegurar uma renda mínima permanente nesses lares mais desfavorecidos e, assim, facilitar a inserção dessas mulheres no mercado de trabalho, inclusive ampliando seu leque, restrito, de oportunidades.

A idade agrega pouco em termos de valor: a cada aniversário, o rendimento do trabalho das mulheres mais pobres registra um ganho de apenas R\$ 1,93.

Já cada hora extra de trabalho doméstico levaria a uma diminuição do rendimento laboral mensal de R\$ 2,85, independentemente do tipo de inserção ocupacional feminina. No outro extremo, cada nova hora da jornada semanal de trabalho proporciona ao final do mês um acréscimo de aproximadamente R\$ 10,00 (4x R\$ 2,60).

Para poder trabalhar mais horas fora de casa, seria necessário, havendo crianças em idade pré-escolar, dispor de creches e escolas tempo integral, já que, segundo o modelo, a existência de filhos fora da creche (0-3 anos) e fora da pré-escola (4-6 anos) acarreta uma redução no rendimento do trabalho das mulheres mais pobres de R\$ 46,70 e R\$ 28,57, respectivamente. No caso de essas mulheres estarem na informalidade, a perda é menor do que aquela registrada para as formalizadas, mas ainda assim, significativa. Filhos pequeninos fora da creche para essas mulheres representam uma perda salarial de R\$ 17,92 mensais. O surpreendente é constatar que a recíproca não é verdadeira no caso das crianças na faixa 4-6 anos fora da pré-escola. Quando as mães destas crianças atuam na informalidade, em lugar de assistir a uma queda de seu rendimento mensal, registra-se um aumento de R\$ 16,25. Uma suposição para explicar essa elevação dos rendimentos no caso das trabalhadoras informais seria o aumento do custo de oportunidade do trabalho infantil, acionado pelas famílias quando a mãe é trabalhadora informal, o que não ocorre no caso de uma inserção regular.

De modo geral, a presença de crianças é um fator correlacionado positivamente com ganhos de rendimento no trabalho para as mulheres mais pobres. Quando menor a idade dos filhos, maior o ganho salarial

para todas as mulheres, embora esse ganho seja decrescente no caso das mulheres ocupadas no setor informal. Contudo, a presença no domicílio de filhos com idade igual ou superior a 18 anos está associada a uma perda de renda que pode variar de R\$ 23,85, no caso das não-informais, a R\$ 6,09 no caso das informais.

O modelo inferiu o impacto da presença de crianças na faixa 10-15 anos que ajudam nos afazeres domésticos e estimou que sua contribuição à elevação da renda de suas mães seria marginal: R\$ 3,38 quando a trabalhadora não está na informalidade e R\$ 0,79 no outro caso de figura. Ou seja, contrariamente ao senso comum, o aporte que crianças adolescentes podem ter na substituição do tempo de trabalho doméstico de suas mães não reflete ganhos expressivos. Melhor tê-las na escola.

Na posição de pessoa de referência na família, as mulheres, notadamente aquelas que não estão na informalidade, auferem rendimentos mais altos do que em qualquer outra condição (cônjuge, filha, avó, etc). Esse é o coeficiente mais elevado estimado pelo modelo: R\$ 77,60 no caso das que não são informais e R\$ 50,27 para aquelas cujos rendimentos provêm de ocupações informais. Entretanto, na condição de cônjuges, as mulheres pobres ocupadas encontram-se em dinâmicas opostas: se trabalharem na informalidade, a condição de cônjuge lhe permite elevar seu rendimento mensal em R\$ 41,01. Ao contrário, aquelas cujas atividades não são exercidas no setor informal, saem prejudicadas, pois registram renda salarial menor em R\$ 18,43. Ou seja, para as mulheres chefes, o melhor é estar na formalidade ao passo que quando se é cônjuge mulher a informalidade permite auferir renda mais alta.

Por fim, conforme já amplamente conhecido, cada ano de escolaridade concluído agrega ao salário cerca de R\$ 11,80 mensais para as mulheres que não estão na informalidade e cerca de R\$ 8,12 para aquelas trabalhando em atividades informais.

Em resumo, os resultados obtidos pelo modelo e a análise dos dados empíricos que o subsidiaram permitem algumas breves conclusões:

- a) a quase supressão dos diferenciais de gênero no tocante à renda do trabalho nos decis inferiores da distribuição de renda indica que, apesar da ausência de políticas públicas conseqüentes,



houve esforços extraordinários por parte das mulheres pobres para melhorar seu desempenho no mercado de trabalho. Isso se deu em âmbito exclusivamente privado.

- b) A presença de crianças, em um contexto em que a taxa de fecundidade já é baixa, não inviabiliza o desempenho das mulheres mais pobres no mercado de trabalho, pelo contrário. Mas tal rendimento é bem maior quando dispõem de creches e pré-escola para seus filhos pequenos aumentando ainda mais quando possuem uma máquina de lavar. Isso significa que ao reduzir a carga dos afazeres domésticos melhora a possibilidade de sua inserção no mercado de trabalho. Autonomia é bom para elevar salários.
- c) Da mesma maneira, na posição de pessoa de referência na família as mulheres auferem nas suas atividades rendimentos mais altos que na condição de cônjuge. De novo, trata-se de uma questão de autonomia que é, sem dúvida, o que mais restringe as oportunidades de ampliação dos rendimentos ocupacionais femininos.
- d) Finalmente, a presença de um inativo do sexo feminino na família também contribui para elevar os rendimentos do trabalho das mulheres mais pobres. De novo, o ponto diz respeito a mais autonomia, no plano da restrição orçamentária e também do uso do tempo (restrição temporal).
- e) Os fatores que elevam os rendimentos do trabalho das mulheres pobres estão fortemente correlacionados com graus de autonomia maiores no seu cotidiano de trabalhadora.

#### **4. FAMÍLIAS MONOPARENTAIS: COMPENSAR OU RECOMPENSAR AS MULHERES E OS POCOS HOMENS POBRES CHEFES DE FAMÍLIA?**

O exercício anterior nos permitiu estimar o ganho real (ou perda efetiva) do valor da remuneração do trabalho das mulheres mais pobres, caso haja provisão de creches e pré-escola para os filhos em idade pré-escolar, caso tenham-se revertido relações conjugais de subalternidade (ocupando a posição de pessoa de referência), etc.

Ou seja, mais uma vez estamos inferindo como as mulheres com menor dotação e acesso baixo e deficiente a serviços públicos ou privados podem rapidamente elevar seus rendimentos e contribuir, graças ao esforço do seu trabalho, para a redução da pobreza familiar, superando limites importantes. Na prática, o que vimos foi como potencializar seu desempenho individual no mercado de trabalho. No entanto, não consideramos outros mecanismos que possam recompensá-la por enfrentar muitas vezes sozinha um desafio para o qual está pouco ou quase nada preparada e do qual depende o bem-estar de seus familiares. Conforme apontado na introdução deste trabalho, 37% dos arranjos familiares do primeiro décimo da distribuição são constituídos por famílias monoparentais chefiadas por mulheres, enquanto 48% deles são formados por arranjos biparentais onde estão presentes as figuras do chefe e do(a) cônjuge (ver tabela A2 do Anexo Estatístico). Neste caso de figura, a pessoa de referência é majoritariamente masculina.

Ora, embora as mulheres tenham revertido o hiato salarial de gênero nas classes de renda mais pobres, em particular no primeiro decil, as famílias monoparentais – onde a pessoa de referência é, via de regra, mulher – registram valores de renda familiar inferiores àqueles observados para as famílias biparentais, situadas neste mesmo decil (exclusivamente o primeiro). A Tabela 16, que mede a renda familiar per capita, revela que tal característica é específica ao décimo mais baixo da distribuição, onde estão as pessoas que vivem em situação crítica, não se reproduzindo, como padrão, nos três décimos seguintes. Logo, nem todas as famílias monoparentais com filhos e chefia feminina vivendo na pobreza encontram-se em situação de desvantagem vis à vis àquelas biparentais, com filhos. Como se pode depreender da tabela abaixo, no segundo, terceiro e quarto décimos da distribuição, a renda per capita desses dois tipos de arranjos familiares é convergente, quase idêntica<sup>23</sup>. O que difere é que num caso (casais com filhos) há a contribuição de um adulto a mais para compartilhar responsabilidades e ônus.

---

<sup>23</sup> Lavinas e Nicoll (2006), em estudo citado, consideram que tal convergência de renda entre famílias com chefia única feminina e famílias biparentais cuja pessoa de referência é homem se deve ao baixo desempenho das mulheres cônjuges no mercado de trabalho, como resultado do efeito “conjugalidade”.

**Tabela 16.** Renda familiar per capita média dos 40% mais pobres por tipo de família (R\$ de 2004)

Decis	Unipessoal		Casal sem filhos		Casal com filhos		Mãe sem cônjuge		Renda Familiar Total	
	2001	2004	2001	2004	2001	2004	2001	2004	2001	2004
1°	4,50	9,10	10,30	15,58	22,19	29,87	12,09	17,61	18,6	25,4
2°	59,83	71,35	60,32	71,98	58,81	69,72	58,38	70,42	58,8	70,0
3°	92,31	104,67	89,99	104,28	91,52	104,66	90,04	102,76	91,1	104,3
4°	126,64	147,66	123,00	138,77	127,57	141,96	124,34	139,44	126,4	141,0
<b>Média 40%</b>	<b>52,29</b>	<b>66,98</b>	<b>87,68</b>	<b>102,33</b>	<b>75,36</b>	<b>86,61</b>	<b>63,69</b>	<b>75,20</b>	<b>73,76</b>	<b>85,2</b>

Fonte: PNAD 2001 e 2004

Observação: Valores de 2001 deflacionados pelo índice INPC. Valores constantes de 2004

Para melhor explicitar o hiato verificado no primeiro decil, hiato esse que se acentua entre 2001 e 2004, e a convergência do valor da renda per capita nos decis subseqüentes do grupo dos 40% mais pobres, basta mirar a tabela 17.

**Tabela 17.** Razão renda per capita família monoparental/família biparental (com filhos)

Decis	2001	2004
1°	0,59	0,55
2°	1,01	0,99
3°	0,98	0,98
4°	0,98	0,97
<b>Média 40%</b>	<b>0,87</b>	<b>0,85</b>

Fonte: PNAD 2001 e 2004

A moral da estória é simples: apesar de igualarem os homens no tocante à remuneração horária do seu trabalho, e fazerem isso dispendendo menos horas nessa ocupação remunerada, as mulheres mais pobres, quando sozinhas, à frente de suas famílias, não conseguem alcançar outros benefícios e vantagens que possam atenuar sua vulnerabilidade econômica, minorar déficits agudos de renda e trazer algum ganho suplementar de bem-estar a quem vive muito distante de padrões minimamente aceitáveis. Na verdade, não se trata de um traço

feminino, mas da condição de todo e qualquer indivíduo que assume sozinho a responsabilidade pela família (com crianças) em situação de pobreza. Hoje, isso afeta principalmente as mulheres.

A Tabela 18 mostra a decomposição das três categorias de rendimentos que constituem a integralidade da renda familiar para os 40% mais pobres, desagregando os valores médios respectivos por tipo de família<sup>24</sup>. Constatou-se mais uma vez que as famílias monoparentais femininas em todos os decis observados registram valor médio dos rendimentos do trabalho inferiores àqueles verificados no caso das famílias biparentais. Isso resulta – que se enfatize o ponto mais uma vez – da existência de um cônjuge, no arranjo “casais com filhos”, cuja capacidade de trabalho, embora bastante limitada<sup>25</sup>, acaba sendo significativa no aumento da renda familiar via atividades remuneradas.

Ocorre exatamente o oposto no que tange a receita proveniente de aposentadorias e pensões, cujo valor médio é, no caso das famílias monoparentais, o dobro do observado para os casais com filhos. Portanto, uma fonte preciosa na redução da pobreza nas famílias de chefia única é o aporte dos benefícios previdenciários, possível graças à presença solidária de um idoso (conforme confirmado pelo modelo, acima referido, parte 3 deste artigo).

Já na categoria “outros rendimentos”, cujo valor mais que dobrou entre os mais pobres, o arranjo familiar mais favorecido por esses aportes são as famílias monoparentais, exceto no grupo em pior situação na distribuição (decil 1), onde seu valor médio representa 68% daquele recebido pelo outro arranjo<sup>26</sup>. Neste segmento de renda, o valor médio dos recursos obtidos é R\$ 23,75 para as famílias monoparentais contra R\$ 34,81 para as demais famílias. Em 2001, quando o peso desse item nos rendimentos familiares era menor, o diferencial observado entre essas duas famílias era de 20% , bem menor, portanto, que o hiato de 32% registrado em 2004, quando aumentam as transferências de renda várias para famílias pobres. A esse respeito, observe-se a Tabela 18 A.

---

<sup>24</sup> Respeitando a tipologia adotada pelo IBGE, e que se resume, ao final, em cinco categorias de arranjos familiares.

<sup>25</sup> Lavinas L. e Nicoll M. (2005), op. cit.

<sup>26</sup> Gostaríamos de mencionar aqui que o grau de desigualdade entre os 40% mais pobres apesar de muito baixo, caiu ligeiramente entre 2001 e 2004, medido pelo índice de Theil-Atkinson, passando de 0,154 para 0,151.

**Tabela 18.** Decomposição da renda familiar dos 40% mais pobres por tipo de família

Decis	Renda do trabalho				Renda de apos pensão				Outros rendimentos			
	2001		2004		2001		2004		2001		2004	
	Casal com filhos	Mãe sem cônjuge	Casal com filhos	Mãe sem cônjuge	Casal com filhos	Mãe sem cônjuge	Casal com filhos	Mãe sem cônjuge	Casal com filhos	Mãe sem cônjuge	Casal com filhos	Mãe sem cônjuge
1º	115,7	31,1	138,8	37,7	6,2	12,6	6,25	12,03	14,8	11,9	34,81	23,75
2º	276,8	150,8	295,6	171,3	29,0	79,1	27,24	74,25	13,7	25,8	37,82	44,13
3º	395,8	224,1	426,6	235,4	45,2	111,0	47,23	114,82	12,8	20,6	35,78	44,44
4º	525,5	262,1	560,9	297,1	60,9	131,6	66,07	136,05	11,6	15,5	29,58	31,83
Média	330,3	149,5	356,0	168,0	35,6	74,4	36,74	75,66	13,2	17,5	34,69	34,11

Fonte: PNAD 2001 e 2004

Observação: Valores de 2001 deflacionados pelo índice INPC. Valores constantes de 2004

**Tabela 18 A.** Razão do valor dos "outros rendimentos" Famílias monoparentais/biparentais (com filhos)

Decis	2001	2004
1º	0,80	0,68
2º	1,88	1,17
3º	1,61	1,24
4º	1,34	1,05
<b>Total 40%</b>	<b>1,33</b>	<b>0,98</b>

Fonte: PNAD/IBGE, 2001 e 2004.

Isso estaria indicando dificuldade de acesso a esses benefícios por parte das famílias monoparentais em situação de pobreza extrema. Iniquidades de acesso, informação imperfeita, *know-how*<sup>27</sup> insuficiente, várias coisas podem explicar esse déficit de cobertura, patente para tais famílias conforme informação das Tabelas 18 e 18 A. Ora, isso estaria indicando ineficiências do ponto de vista da focalização que devem ser corrigidas para assegurar equiparação de condições de vida àqueles sem meios de acessar recursos que não se constituem em direitos. Em outras palavras, os chefes das famílias monoparentais não conseguem se apropriar de tais incentivos na mesma proporção e nas mesmas condições que as famílias biparentais. Logo, faz-se necessário corrigir essa falha de focalização.

<sup>27</sup> Entendido aqui, na acepção de Barr, ou seja *know-how* insuficiente expressaria um déficit de compreensão dos direitos, contatos insuficientes para aquisição/obtenção do que está sendo disponibilizado, poder desigual. Barr N. (2004). *The Economics of the Welfare State*, Oxford: Oxford University Press, 4<sup>th</sup> edition, em particular o cap. IV.

Outra evidência se impõe: apesar de contribuir para um aumento da renda familiar, a receita oriunda de aposentadorias e pensões não compensa, nas famílias monoparentais, a renda que deixa de ser obtida no mercado de trabalho por um cônjuge (inexistente). Ora, se a provisão de serviços públicos e outras melhorias no acesso às oportunidades de emprego para as mulheres em geral, notadamente as de baixíssima renda, aprimorarem-se, pode-se esperar um impacto positivo na elevação do rendimento médio do trabalho das mulheres em especial aquelas vivendo nas famílias “casais com filhos”, onde elas são quase todas cônjuges. Com isso, forçosamente, o diferencial nos rendimentos familiares entre arranjos monoparentais e biparentais só tende a acentuar-se.

Por isso mesmo, é indispensável forjar desde já mecanismos (incentivos) que possam recompensar o enorme esforço das mulheres sozinhas que conseguem inclusive, e com poucos meios, anular hiatos salariais de gênero, e garantir a elas – ou aos homens em situação similar – uma recompensa que lhes permita superar desigualdades que estão postas por razões outras que seu desempenho individual. A política social brasileira continua em dívida com as famílias monoparentais, em particular com as mais pobres.

Como fazer? A proposta é elevar em 20% o benefício garantido pelos programas de transferência de renda às famílias monoparentais, cuja pessoa de referência é mulher ou homem, indistintamente. Esse incentivo ao reduzir as restrições orçamentárias das famílias mais miseráveis e também ao reduzir as restrições temporais da pessoa de referência nessas famílias (mulheres sem cônjuge), permite ampliar o conjunto de oportunidades dessas mulheres no mercado de trabalho (ainda que alguém do que possa compensar a existência de um outro adulto – “cônjuge” – ocupado). Manter-se-ia, assim, um benefício mais elevado em função do número de filhos (o que favorece as famílias biparentais que têm, no primeiro decil, em média três filhos, contra dois das monoparentais – vide Tabela A3 do Anexo), mas também se corrigiria a dimensão chefia única e, portanto, menores possibilidades de elevação dos rendimentos do trabalho nas famílias monoparentais.

Para medir o efeito que teria tal mecanismo (incentivo) na correção do hiato de renda familiar per capita entre esses dois arranjos com crianças, simulamos as variações tomando um benefício hipotético no

valor único de R\$ 65,00<sup>28</sup>. Para realizar esse segundo exercício, recalculamos a renda familiar dos 40% mais pobres considerando apenas as categorias “rendimentos do trabalho” e “aposentadorias e pensões”, excluindo, portanto, aquelas denominadas “outros rendimentos”, que agregam distintos tipos de transferências de renda. A Tabela 19 compara essa ‘renda familiar’ nos dois tipos de arranjos antes e depois da imputação 1 e 2. Isto é, primeiramente simulamos uma transferência para ambas as famílias com crianças no valor de R\$ 65,00 (SIM 1). Em seguida, realizamos uma segunda simulação, desta feita concedendo um benefício extra exclusivamente às famílias monoparentais, no valor de R\$ 13,00 (SIM 2), equivalente a 20% do benefício médio utilizado no exercício.

**Tabela 19.** Valor médio e hiato médio do rendimento familiar per capita segundo simulações - 2004  
40% mais pobres - famílias com crianças (monoparentais e biparentais)

Decis	Renda Familiar' antes da Imputação			Simulação 1			Simulação 2		
	Casal com filhos	Mãe sem cônjuge	Hiato de Renda	Casal com filhos	Mãe sem cônjuge	Hiato de Renda	Casal com filhos	Mãe sem cônjuge	Hiato de Renda
1	24,01	12,41	52%	32,75	32,00	98%	32,75	35,92	110%
2	62,68	59,72	95%	68,92	66,78	97%	68,92	67,28	98%
3	97,53	91,62	94%	103,93	99,71	96%	103,93	99,92	96%
4	135,80	130,09	96%	141,44	136,85	97%	141,44	137,00	97%
Total 40%	80,02	66,66	83%	86,73	78,22	90%	86,73	79,77	92%

Fonte: PNAD/IBGE 2004.

Inicialmente, vale à pena destacar um aspecto de grande interesse na avaliação do impacto das transferências de renda compensatórias: o hiato na renda familiar per capita, entre arranjos, registrado na Tabela 17 para o primeiro décimo (0,55 em 2004) e para os demais (em torno a 0,95), se reproduz, na mesma proporção ao deduzirmos da ‘renda familiar’ calculada para efeitos da simulação a categoria “outros rendimentos”. Isso significa que tais transferências são inefetivas na redução do *gap* existente e expressivo (quase 50%) entre as famílias mais miseráveis, reproduzindo iniquidades. Poder-se-ia esperar que tais mecanismos compensatórios viessem também a corrigir esse diferencial importante,

<sup>28</sup> Tomamos esse valor por ser aquele pago, em média, aos beneficiários do Programa Bolsa Família.



o que não ocorre. As famílias mais vulneráveis, mais desprotegidas e mais destituídas de meios para reivindicar direitos e acesso, sem *functionings* e sem *capabilities*, embora tenham reduzido a intensidade da pobreza em que vivem, permanecem em situação pior, para retomar referenciais rawlsianos no debate sobre redução das desigualdades.

Constata-se, através da leitura da Tabela 19, que, na primeira simulação (SIM 1), a concessão de um benefício único de R\$ 65,00 corrige substantivamente o diferencial de renda per capita entre os dois arranjos familiares, inclusive no primeiro décimo da distribuição. O *gap* da renda familiar média entre os dois arranjos nos 40% mais pobres cai de 0,55 para 0,90.

Se adicionarmos uma “compensação” de 20% do valor do benefício médio para as famílias monoparentais – equivalente, no presente exercício, a R\$ 13,00 (SIM 2) –, como incentivo ao trabalho árduo da pessoa de referência, o diferencial cai na média para 0,92. No caso dos mais pobres entre os pobres, onde as famílias monoparentais são fortemente representadas (37% das famílias no primeiro decil, conforme Tabela A1, do Anexo), o hiato se inverte (1,1).

Em conclusão, defendemos a proposta de que seja paga um acréscimo de 20% aos benefícios direcionados a famílias com crianças monoparentais de modo a recompensar todos aqueles, homens e mulheres trabalhadores, que assumem sozinhos e com imensa dificuldade a responsabilidade de compensar os déficits de cidadania que lhes são impostos e que nem mesmo as políticas sociais conseguem hoje suprir de modo eficiente e eficaz. Isso contribuiria para regular e assegurar um determinado patamar de renda familiar mais sustentável para fazer frente inclusive aos períodos de desocupação que ocorrem com frequência e podem comprometer as condições de enfrentamento do risco e da vulnerabilidade por parte das famílias constituídas apenas por um adulto. Assim, estaremos corrigindo falhas de focalização que não consideraram a questão das famílias monoparentais no desenho dos programas.

Diga-se, à guisa de conclusão, que nada disso seria radicalmente inovador, embora novo entre nós. Políticas que reduzem a vulnerabilidade das famílias monoparentais fazem parte do acervo dos sistemas de proteção social da União Européia e dos países desenvolvidos, porque são a melhor maneira de reduzir o risco de pobreza no presente

e de permanência na pobreza das gerações futuras. Na Inglaterra, o *New Deal for Lone Parents* é apenas um dos muitos exemplos<sup>29</sup> das mudanças que a quebra dos paradigmas tradicionais dos arranjos familiares impõe. A finalidade é não apenas assegurar uma renda de forma permanente, mas gerar oportunidades de uma inserção ocupacional mais favorável e permanente para aquelas famílias onde um adulto tem de sozinho atender a demandas familiares de toda sorte, que mesclam obtenção de renda e recursos para o bem-estar dos seus, afeto e equilíbrio na gestão do cotidiano familiar. O custo futuro dessa não-assistência preventiva acaba por ser infinitamente mais oneroso.

### Resumo

Este artigo tem por finalidade analisar a evolução recente dos diferenciais de gênero no mercado de trabalho, tomando como público-alvo da nossa análise os grupos mais vulneráveis socialmente. Por vulneráveis, referimo-nos aqui aos indivíduos e famílias vivendo nos 4 primeiros décimos da população. A metodologia empregada consiste inicialmente na seleção e análise de algumas variáveis estatísticas das PNAD 2001 e 2004, desagregadas por sexo e classe de renda. Observa-se que nos quatro primeiros décimos da distribuição praticamente não há hiato salarial de gênero, homens e mulheres pobres tendo igual desempenho no mercado de trabalho no que tange sua remuneração (renda padronizada). De posse desses elementos empíricos, elaboramos um modelo de regressão logística (dados apenas para 2004) de modo a identificar os fatores que mais contribuem para a variação dos rendimentos ocupacionais das mulheres, sabendo-se que quanto maior a renda das famílias e mais elevado o grau de escolaridade feminino, maior será a taxa de atividade e de ocupação femininas, maior o número médio de horas trabalhadas bem como mais alta a renda do trabalho das mulheres. Tomamos como variável dependente a renda das mulheres ocupadas situadas nos quatro primeiros décimos da distribuição de renda, onde o diferencial salarial de gênero é nulo (1º décimo) ou quase nulo e identificamos a contribuição de um conjunto de fatores sobre o valor dos rendimentos do trabalho das mulheres. Educação tem peso menor que permanência em creche e pré-escola das crianças. Em seguida buscamos identificar como variou a renda das famílias mais pobres segundo categorias definidas

---

<sup>29</sup> *Allocation Parent Isolé (API)*, na França; *One Parent Family Payment*, na Irlanda; e majoração significativa do valor das prestações familiares universais de apoio à educação das crianças na maioria dos países europeus onde são obrigatórias (Dinamarca, Alemanha, Grécia, Noruega, Finlândia, Suécia).

pelo IBGE. Nosso intuito consistiu em estimar em que proporção as famílias monoparentais e biparentais pobres foram beneficiadas por incrementos de renda outros que não aqueles derivados do trabalho (transferências de renda do setor público – item “outros rendimentos” do questionário PNAD). Finalmente, o trabalho propõe a concessão de um diferencial de renda nas transferências públicas para os chefes de famílias monoparentais, independentemente do sexo, na qualidade de um direito. Tal valor adicional nas transferências de renda tem por finalidade compensar rendimentos do trabalho em menor valor e superar as desigualdades de acesso geradas pelos programas sujeitos à comprovação de insuficiência de renda que, ao promover a “fila”, excluem a maioria do público-alvo potencial, reproduzindo a pobreza.

### **Abstract**

*This article analyzes recent trends in labor market differences by gender among the most socially vulnerable population, i.e. individuals and families with incomes among Brazil's lowest four income deciles. Based on the 2001 and 2004 National Household Survey (PNAD), we find that among the most socially vulnerable there is almost no gender wage gap in income. Based on those findings, we run a logistic regression to identify variables that best account for variation in women's income in the bottom four income deciles. We find that education is less important than whether or not their children are in daycare or preschool. Secondly, we identify how family income among the poor varies according to family structure. We then proceed to estimate the extent to which poor single- and couple-parent headed families benefit from greater non-work income (public income transfers or “other income” according to the PNAD survey). Based on this study's findings, we propose an automatic twenty percent increase in income transfers for single parent families, independent of their sex. Because social programs for the most vulnerable tend to require proof of insufficient income and thus the costs of time, this additional transfer amount seeks to compensate for decreased access to such programs faced disproportionately by population sectors such as single parents.*

### **Os Autores**

LENA LAVINIAS é professora adjunta do Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ).

MARCELO NICOLL é economista, mestrando da Escola Nacional de Ciências Estatísticas (Ence/IBGE).

## Anexo 1

Tabela A1. Renda do trabalho dos 40% mais pobres ( $0 < 1$  SM)  
por sexo e por decil até 4º.

Renda do trabalho zero						
	Masculino	2001 Feminino	Total	Masculino	2004 Feminino	Total
1º	47%	70%	57%	33%	53%	41%
2º	21%	47%	31%	16%	38%	24%
3º	15%	37%	24%	11%	27%	17%
4º	14%	32%	21%	10%	19%	14%
<b>Total</b>	<b>22%</b>	<b>45%</b>	<b>32%</b>	<b>16%</b>	<b>32%</b>	<b>22%</b>

Ganha menos de 1 salário mínimo						
	Masculino	2001 Feminino	Total	Masculino	2004 Feminino	Total
1º	47%	28%	39%	59%	46%	54%
2º	36%	38%	37%	41%	47%	43%
3º	23%	33%	27%	31%	46%	36%
4º	16%	25%	20%	23%	34%	27%
<b>Total</b>	<b>29%</b>	<b>31%</b>	<b>30%</b>	<b>36%</b>	<b>42%</b>	<b>39%</b>

Ganha mais de 1 salário mínimo						
	Masculino	2001 Feminino	Total	Masculino	2004 Feminino	Total
1º	3%	0%	2%	4%	0%	2%
2º	30%	7%	21%	26%	5%	18%
3º	51%	16%	37%	47%	15%	35%
4º	58%	25%	44%	54%	24%	42%
<b>Total</b>	<b>38%</b>	<b>13%</b>	<b>28%</b>	<b>36%</b>	<b>13%</b>	<b>27%</b>

**Tabela A2. Distribuição das famílias segundo o tipo de família e o decil de renda familiar per capita 2001-2004**

	Unipessoal		Casal sem filhos		Casal com filhos		Mãe sem cônjuge		Outros tipos		Total	
	2001	2004	2001	2004	2001	2004	2001	2004	2001	2004	2001	2004
1º	5%	5%	5%	5%	50%	48%	36%	37%	3%	4%	4.253.482	4.608.514
2º	2%	1%	4%	4%	71%	71%	20%	20%	3%	4%	3.678.927	4.070.291
3º	2%	3%	5%	5%	68%	68%	20%	19%	4%	4%	4.095.923	4.430.610
4º	2%	2%	13%	14%	55%	52%	22%	24%	8%	8%	4.717.854	5.170.932
5º	2%	3%	11%	11%	63%	60%	19%	20%	6%	6%	4.641.319	5.110.012
6º	19%	19%	16%	17%	45%	42%	15%	16%	6%	6%	5.718.917	6.236.657
7º	8%	8%	16%	17%	54%	52%	16%	16%	6%	7%	5.189.714	5.797.243
8º	12%	11%	17%	20%	50%	48%	15%	15%	6%	7%	5.600.261	6.054.092
9º	12%	17%	20%	20%	48%	43%	13%	13%	7%	7%	5.687.490	6.479.951
10º	19%	20%	21%	23%	42%	40%	11%	11%	7%	7%	6.265.945	6.880.604
<b>Total</b>	9%	10%	14%	15%	53%	51%	18%	18%	6%	6%	49.849.832	54.838.906

Fonte: PNAD/IBGE 2001 e 2004

Nota: Foram excluídos os casos de *missing* na renda familiar.

**Tabela A3. Número médio de filhos por tipo de família**

Decis	2001	2004
1º	3	2
2º	2	2
3º	2	2
4º	2	1
40%	2	2

Fonte: PNAD/IBGE, 2001 e 2004.

### Anexo estatístico

O anexo estatístico descreve o exercício de modelagem apresentado na parte 3 deste trabalho. Com o objetivo de investigar os fatores que mais contribuíram para elevar os rendimentos do trabalho das mulheres ocupadas mais pobres, procuramos ajustar um modelo de regressão múltipla. Nestes modelos os coeficientes são interpretados, de maneira simples, como a variação na variável resposta quando a variável explicativa é aumentada em uma unidade e todas as outras variáveis permanecem constantes.

O conjunto de dados utilizado para a modelagem contém mulheres ocupadas, com idade entre 16 e 64 anos, pertencentes aos primeiros quatro décimos da distribuição de renda familiar per capita. O rendimento mensal total de todas as fontes de trabalho foi tomado como variável de resposta, assumindo escala numérica contínua, com limite inferior igual a zero, para pessoas ocupadas sem rendimento. As variáveis explicativas testadas foram todas aquelas (disponíveis na PNAD 2004) que pudessem ter qualquer influência na inserção ou situação salarial da mulher no mercado de trabalho.

A distribuição da renda das mulheres pobres ocupadas, para a variável “ser informal”, apresentou padrão bimodal, levando a suspeita de se tratar de distribuições distintas: para as informais e não informais. De fato, os testes comparativos sugeriram a existência de dois padrões de rendimentos das ocupadas pobres: um para mulheres no setor informal e outro para as formalizadas. Desta forma, e simplificando o exercício de comparação dos distintos padrões, procedemos ao uso de variáveis de interação entre as variáveis explicativas, que tiveram comportamento distinto nas duas distribuições, e a variável binária “ser informal”. Isto pode ser feito multiplicando-se o valor da variável “ser informal” (0 ou 1), pelo valor da respectiva variável de interesse.

Mostraram-se significantes, ao nível de 5%, 25 variáveis explanatórias: 21 binárias, com valor 0 para a ausência da característica indicada e valor 1 para a presença; e 4 numéricas, assumidas como variáveis contínuas. Segue abaixo a descrição do modelo final:

$$\begin{aligned}
 (Y\_MOCUP)_t = & \beta_1 \cdot \epsilon_1 MAQLAV_t - \beta_2 IDAD\_45_t - \delta_2 MIN\_DOM_t - \delta_3 FILH\_0\_3_t - \delta_4 FILH\_4\_7_t - \\
 & + \delta_5 FIL\_03FC_t + \delta_6 FIL\_46FE_t + \delta_7 FIL\_7\_17_t + \delta_8 F18\_MAIS_t + \delta_9 F10\_15AJ_t + \\
 & + \delta_{10} CONJUGE_t + \delta_{11} CHEFE_t + \beta_3 TOT\_HORA_t + \beta_4 HS\_WDOME_t + \beta_5 ANO\_EST_t + \\
 & + \gamma_1 (INF_t \times FILH\_0\_3_t) + \gamma_2 (INF_t \times FILH\_4\_7_t) + \gamma_3 (INF_t \times FIL\_03FC_t) + \gamma_4 (INF_t \times FIL\_46FE_t) + \\
 & + \gamma_5 (INF_t \times FIL\_7\_17_t) + \gamma_6 (INF_t \times F18\_MAIS_t) + \gamma_7 (INF_t \times F10\_15AJ_t) + \\
 & + \gamma_8 (INF_t \times CONJUGE_t) + \gamma_9 (INF_t \times CHEFE_t) + \gamma_{10} (INF_t \times ANO\_EST_t) + \mathcal{E}
 \end{aligned}$$

Onde, para cada uma das  $t$  observações:

- Y\_MOCUP = Rendimento mensal de todas as fontes de trabalho.
- MAQLAV = (1) Ter máquina de lavar no domicílio; (0) caso contrário.
- IDAD\_45 = Idade em anos completos, até 45 anos. As idades superiores a 45 anos foram substituídas por este valor, pois a partir deste ponto, a idade não contribuí mais com acréscimos à renda.
- MIN\_DOM = (1) Presença de mulher inativa no domicílio; (0) caso contrário.
- FILH\_0\_3 = (1) Presença de filho de 0 a 3 anos de idade no domicílio; (0) caso contrário.
- FILH\_4\_6 = (1) Presença de filho de 4 a 6 anos de idade no domicílio; (0) caso contrário.
- FIL\_03FC = (1) Ter algum filho de 0 a 3 anos, no domicílio, fora da creche; (0) caso contrário.
- FIL\_46FE = (1) Ter algum filho de 4 a 6 anos, no domicílio, fora da pré-escola; (0) caso contrário.
- FIL\_7\_17 = (1) Presença de filho de 7 a 17 anos de idade no domicílio; (0) caso contrário.
- F18\_MAIS = (1) Presença de filho de 18 anos ou mais de idade no domicílio; (0) caso contrário.
- F10\_15AJ = (1) Ter filho de 10 a 15 anos, ajudando nos afazeres domésticos do domicílio; (0) caso contrário.
- CONJUGE = (1) Ser cônjuge; (0) caso contrário.
- CHEFE = (1) Ser chefe de família; (0) caso contrário.
- TOT\_HORA = Total de horas trabalhadas na semana.
- HS\_WDOME = Total de horas dedicadas aos afazeres domésticos na semana.
- ANO\_EST = Anos de estudos completos.
- INF = Ser informal.

Percebe-se melhor o efeito da inclusão das variáveis interativas no modelo examinando a esperança matemática da função de regressão nos casos possíveis da variável “ser informal”. Se o modelo estiver corretamente especificado, então  $E(\epsilon) = 0$  e

Quando  $INF = 1$ , temos:

$$\begin{aligned}
 E(Y_{MOCUP}_t) = & \beta_1 - \delta_1 MAQLAV_t - \beta_2 IDAD_{45}_t - \delta_2 MIN\_DOM_t - (\delta_3 - \gamma_1) \times FILH\_0\_3_t \\
 & + (\delta_4 + \gamma_2) \times FILH\_4\_6_t + (\delta_5 + \gamma_3) \times FIL\_03FC_t + (\delta_6 + \gamma_4) \times FIL\_46FE_t + \\
 & + (\delta_7 + \gamma_5) \times FIL\_7\_17_t + (\delta_8 + \gamma_6) \times F18\_MAIS_t + (\delta_9 + \gamma_7) \times F10\_15AJ_t + \\
 & + (\delta_{10} + \gamma_8) \times CONJUGE_t + (\delta_{11} + \gamma_9) \times CHEFE_t + \beta_3 TOT\_HORA_t + \\
 & + \beta_4 HS\_WDOME_t + (\beta_5 + \gamma_{10}) \times ANO\_EST_t
 \end{aligned}$$

Quando  $INF = 0$ , temos:

$$\begin{aligned}
 E(Y_{MOCUP}_t) = & \beta_1 - \delta_1 MAQLAV_t - \beta_2 IDAD_{45}_t - \delta_2 MIN\_DOM_t - \delta_3 FILH\_0\_3_t \\
 & + \delta_4 FILH\_4\_6_t + \delta_5 FIL\_03FC_t + \delta_6 FIL\_46FE_t + \delta_7 FIL\_7\_17_t + \\
 & + \delta_8 F18\_MAIS_t + \delta_9 F10\_15AJ_t + \delta_{10} CONJUGE_t + \delta_{11} CHEFE_t + \\
 & + \beta_3 TOT\_HORA_t + \beta_4 HS\_WDOME_t + \beta_5 ANO\_EST_t
 \end{aligned}$$



