

# IMPACTO DA PARTICIPAÇÃO DAS MULHERES NA EVOLUÇÃO DA DISTRIBUIÇÃO DE RENDA DO TRABALHO NO BRASIL

Luiz Guilherme Scorzafave

Da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da USP/RP

Naércio Aquino Menezes-Filho

Do Ibmec São Paulo e da USP/SP

Este artigo avalia o efeito do aumento da participação feminina na evolução da desigualdade de renda do trabalho no Brasil. Para isso, estimam-se modelos de participação das mulheres em 1982 e em 1997 e simula-se como seria a desigualdade de renda se as características observáveis ou os retornos a essas características tivessem permanecido constantes no período. Conclui-se que as alterações nos coeficientes da equação de participação — principalmente os das variáveis idade, regiões e número de filhos — foram as que mais contribuíram para reduzir a desigualdade da renda do trabalho entre 1982 e 1997.

## 1 INTRODUÇÃO

O forte processo de inserção feminina no mercado de trabalho brasileiro nos últimos 25 anos ocorreu em um período de acentuadas transformações estruturais da economia brasileira. A primeira metade da década de 1980 foi marcada por um processo de ajustamento externo e por taxas crescentes de inflação. Na segunda metade dos anos 1980, diversas tentativas de estabilização dos preços fracassaram, de modo que a taxa de inflação mensal chegou a cerca de 80% em março de 1990. Já os anos 1990 se caracterizaram por um processo de abertura da economia e privatizações de empresas estatais. Após 1994, o Plano Real assegurou o início do processo de estabilização da economia. Apesar da profusão de fenômenos econômicos, a distribuição de renda brasileira permaneceu elevada e praticamente constante no período [Barros, Henriques e Mendonça (2000)].

Apesar dessa estabilidade, podemos nos perguntar se a forte inserção das mulheres no mercado nesse período — apontada, entre outros, por Scorzafave e Menezes-Filho (2001) — teve algum efeito sobre a evolução da distribuição da renda no Brasil. De outro modo, queremos saber qual foi a contribuição das mulheres na persistência do elevado grau de desigualdade. Será que as mulheres contribuíram para uma distribuição mais equânime, compensando a eventual tendência à elevação da desigualdade ocorrida entre os homens? Ou será que não houve diferença entre os sexos na contribuição para a evolução da desigualdade? Desse modo, este artigo tem como objetivo avaliar o impacto do aumento da taxa de participação feminina na evolução da desigualdade da renda no Brasil entre 1982 e 1997.

---

\* Luiz Guilherme Scorzafave agradece a Reynaldo Fernandes pelos valiosos comentários e a Phillippe Leite pelo auxílio com a implementação da metodologia e Naércio Menezes Filho agradece ao CNPq pela bolsa produtividade em pesquisa.

Apesar de os últimos 25 anos terem sido um período marcado por essas duas tendências — aumento de participação feminina e desigualdade constante —, há surpreendentemente poucos estudos sobre a relação da inserção da mulher no mercado de trabalho e os seus efeitos sobre a distribuição de renda brasileira. Uma das exceções é o artigo de Ferreira e Litchfield (2001) que realizou a decomposição dinâmica do índice Theil-L para investigar quais características dos domicílios ajudariam a explicar as mudanças na desigualdade de renda no período. Em particular, ao dividir a amostra em dois subgrupos — domicílios chefiados por mulheres e por homens — os autores concluíram que praticamente toda a evolução da desigualdade de renda *não* pode ser explicada nem pela mudança na composição dos dois grupos (efeito-alocação) e nem pela mudança na renda média relativa dos grupos (efeito-renda). A quase totalidade da evolução da desigualdade foi explicada pela mudança na desigualdade dentro dos grupos (efeito-desigualdade puro).

O artigo está dividido em três seções, além desta introdução. Na Seção 2, é feita uma breve revisão da literatura que relaciona a participação feminina e a distribuição de renda; também é apresentada a metodologia utilizada no presente trabalho. A Seção 3 apresenta algumas evidências preliminares e os resultados da aplicação da metodologia. Por fim, a Seção 4 conclui o artigo.

## 2 REVISÃO DA LITERATURA E METODOLOGIA

### 2.1 Breve revisão da literatura

Durante o final da década de 1970, a discussão sobre a decomponibilidade dos índices de desigualdade de renda, de acordo com os grupos da população, ganhou espaço na literatura a partir dos trabalhos de Bourguignon (1979) e Shorrocks (1980 e 1984). Em linhas gerais, esses trabalhos buscaram investigar as propriedades que uma medida de distribuição de renda deveria ter para que fosse decomponível de acordo com os subgrupos populacionais em um determinado período de tempo.<sup>1</sup>

Entretanto, a limitação desses trabalhos é que eles tentavam decompor os índices de desigualdade em um determinado período do tempo, ou seja, realizavam apenas uma decomposição estática. Entretanto, Mookherjee e Shorrocks (1982) superaram essa dificuldade e propuseram uma decomposição exata dos índices de desigualdade para avaliar a contribuição dos diferentes fatores na evolução da desigualdade.

Ferreira e Litchfield (2001) aplicaram essa metodologia para o caso brasileiro. Entretanto, não encontraram efeito significativo de mudança no número

1. Para maiores detalhes, ver Cowell (2000).

de domicílios chefiados por mulheres na evolução da desigualdade de renda. Contudo, os autores não trataram explicitamente da participação das mulheres casadas, pois realizaram desagregações em termos domiciliares, separando os domicílios de acordo com tipos de família e com o sexo do chefe, entre outras.

Cancian e Reed (1998) também procuraram calcular o impacto da renda das mulheres na evolução da desigualdade. Entretanto, as autoras salientam que a realização desse exercício passa por uma clara definição *a priori* do que entendemos por “impacto”. A idéia é que só se poderia avaliar se uma particular fonte de renda contribui para a evolução da desigualdade se houvesse algum parâmetro de comparação. Essa referência seria fornecida através da construção de distribuições de renda contrafactuais, permitindo a estimação do efeito de cada fonte de renda na evolução da desigualdade. Ao utilizar a decomposição do coeficiente de variação apenas para uma amostra de casais, elas encontram evidência de que a evolução da distribuição de renda feminina contribuiu para reduzir a desigualdade de renda americana.

Reed e Cancian (2001) tentaram superar a limitação de só trabalhar com o coeficiente de variação e propuseram uma metodologia diferente. Em cada período, elas dividiram as mulheres que possuem renda em mil grupos de acordo com a posição das mesmas na distribuição de renda feminina e calcularam a renda média de cada grupo. Com isso, puderam imputar a distribuição de renda feminina referente a um ano no outro, o que permitiu saber o efeito sobre a distribuição da renda domiciliar exclusivamente decorrente da mudança na distribuição de renda das mulheres no período. Elas ratificaram os resultados anteriores de contribuição das mulheres para diminuição da desigualdade na renda familiar. Concluíram, por exemplo, que, se a distribuição de renda feminina no período 1969-1999 não tivesse se alterado, o coeficiente de Gini teria crescido 33% ao invés dos 21% observados. Por outro lado, adotando metodologia semelhante, Burtless (1999) concluiu que a evolução da desigualdade feminina não teve efeito na mudança da desigualdade de renda americana entre 1979 e 1999.

Entretanto, o fato de que as mulheres em geral obtiveram forte crescimento na participação entre 1982 e 1997 nos faz investigar, em nível individual, o efeito das mulheres na distribuição de renda. Além disso, nossa análise permite considerar o papel não só das mulheres chefes de família, mas também das casadas com chefes de família, o que consiste em uma vantagem relativamente ao trabalho de Ferreira e Litchfield (2001). Da mesma forma, Cancian e Reed (1998) também utilizaram somente o coeficiente de variação como medida de desigualdade, além de adotarem somente uma amostra de casais, o que não reflete todos os possíveis arranjos familiares que podem influenciar na determinação da desigualdade de renda do país como um todo. Por outro lado,

nenhum dos estudos citados levou em consideração os indivíduos que não têm renda. Ou seja, para se calcular o impacto das mulheres na distribuição de renda, trabalharam apenas com aquelas que possuem renda [Burtless (1999) e Reed e Cancian (2001)].

Hoffmann e Leone (2004) apresentam resultados mostrando que o aumento da participação das mulheres no mercado de trabalho no Brasil se deu nos estratos intermediários da distribuição de domicílios segundo a renda *per capita*, o que provocou um aumento da contribuição do rendimento do trabalho feminino para a desigualdade da renda domiciliar *per capita* entre 1981 e 2002.

O presente artigo, por sua vez, procura investigar os mecanismos que afetam a relação entre a participação da mulher e a desigualdade do rendimento do trabalho, isto é, de que modo a alteração das características das mulheres, bem como os retornos a essas características (em termos de engajamento no mercado de trabalho) contribuíram para a evolução da desigualdade de renda.

## 2.2 Metodologia

Para avaliarmos o impacto da participação feminina na distribuição de renda brasileira, adotamos a seguinte metodologia, baseada em Ferreira e Barros (1999). Primeiramente, estimamos a probabilidade condicional de as mulheres trabalharem para os anos de 1982 e 1997, através de um modelo *probit*. Seja  $Y$  uma variável *dummy* e  $Y^*$  uma variável latente, tais que:  $Y = 1$  se  $Y^* > 0$  e  $Y = 0$  se  $Y^* \leq 0$ . O modelo é estimado com base na equação (1):

$$Y = Z\gamma + u \quad (1)$$

onde  $Y$  é uma variável *dummy* que assume o valor 1 para as mulheres que trabalham e auferem renda;  $Z$  é um vetor de co-variadas que inclui, além da constante, idade, quadrado da idade, *dummies* indicando indivíduos com 4 a 7, 8 a 10 e 11 ou mais anos de estudo,<sup>2</sup> número de filhos, uma *dummy* indicando indivíduos de cor branca, uma *dummy* para área urbana, duas *dummies* para mulheres chefes e cônjuges, *dummies* regionais;  $\gamma$  é um vetor de parâmetros a serem estimados;  $u$  é o termo de erro aleatório, por hipótese, com distribuição normal. Com os resultados da estimação, calculamos para cada mulher nos dois períodos a probabilidade de ela estar trabalhando:

$$P_{82} = \Phi(Z_{82}\hat{\gamma}_{82})$$

$$P_{97} = \Phi(Z_{97}\hat{\gamma}_{97})$$

2. Os indivíduos com até três anos de estudo foram o grupo omitido da estimação

Em seguida, calculamos qual seria a probabilidade de uma mulher estar trabalhando em 1997, dadas suas próprias características observáveis, mas com coeficientes referentes a 1982. Ou seja, se as características das mulheres de 1997 fossem remuneradas aos coeficientes de 1982, qual seria a probabilidade de elas trabalharem? Assim, obtemos uma probabilidade simulada para todas as mulheres da amostra em 1997.

$$PS_{97} = \Phi(Z_{97}\hat{\gamma}_{82}) \quad (2)$$

Desse modo, conseguimos saber qual teria sido a probabilidade de participação feminina se o retorno às características observáveis ficasse constante no período. É óbvio que os valores de  $P_{97}$  e  $PS_{97}$  são diferentes. Além disso, já sabemos de antemão quais mulheres trabalhavam em 1997 e quais não. Então, construímos um conjunto de regras de decisão que permitem “selecionar” as mulheres que trabalhariam em 1997 aos preços de 1982, a fim de calcular o efeito da variação da participação feminina na distribuição de renda.

Para cada mulher que efetivamente trabalhava em 1997:

- a) se  $PS_{97} > P_{97}$ , admitimos que a mulher trabalhava; e
- b) se  $PS_{97} < P_{97}$ , atribuímos um número aleatório (NA) no intervalo  $[0, P_{97}]$ :
  - b1) se  $PS_{97} < NA$ , admitimos que a mulher não trabalhava; e
  - b2) se  $PS_{97} > NA$ , admitimos que a mulher trabalhava.

Para cada mulher que não trabalhava em 1997:

- a) se  $PS_{97} < P_{97}$ , admitimos que a mulher não trabalhava; e
- b) se  $PS_{97} > P_{97}$ , atribuímos um número aleatório (NA) no intervalo  $[P_{97}, 1]$ :
  - b1) se  $PS_{97} < NA$ , admitimos que a mulher não trabalhava; e
  - b2) se  $PS_{97} > NA$ , admitimos que a mulher trabalhava.

Com isso, montamos uma amostra de mulheres trabalhadoras em 1997, levando em consideração os coeficientes estimados em 1982. O último passo da metodologia atribui uma renda para as mulheres que não têm, ou seja, para aquelas que não trabalhavam, mas que a regra de decisão designou como trabalhadoras. Para entender esse processo, pense na determinação da renda da mulher ( $\omega$ ) como sendo determinada pela seguinte expressão:

$$\ln(\omega) = X\beta + \varepsilon \quad (3)$$

onde  $X$  é um vetor de co-variadas e  $\beta$ , um vetor de coeficientes. O termo  $\varepsilon$  é o erro aleatório, por hipótese, normal  $(0, \sigma^2)$ . Desse modo, em primeiro lugar estimamos uma regressão do logaritmo natural da renda mensal de todos os trabalhos contra um conjunto de co-variadas (vetor  $X$ ) para mulheres trabalhadoras em 1997. Com os coeficientes estimados ( $\hat{\beta}$ ) e os valores observados das co-variadas, calculamos o primeiro termo da expressão anterior para as mulheres não-trabalhadoras. Para atribuir um erro aleatório para cada uma dessas mulheres, basta lembrarmos que o termo de erro  $\varepsilon$  pode ser normalizado através da seguinte expressão:

$$z = \frac{\varepsilon - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$$

Assim, considerando que  $\mu = 0$ , selecionamos aleatoriamente um valor de  $z$ , além de usar o desvio-padrão estimado dos resíduos da regressão ( $\hat{\sigma}$ ), o que nos permitiu obter uma estimativa do termo de erro para as mulheres sem renda ( $\hat{\varepsilon}$ ). Em resumo, o salário das mulheres foi imputado como:

$$\hat{\omega} = \exp(X\hat{\beta} + \hat{\varepsilon})$$

onde  $\hat{\varepsilon} = z\hat{\sigma}$ .

Dessa forma, o emprego dessa metodologia nos permitiu construir uma amostra “simulada” de mulheres com renda positiva para o ano de 1997. Com base nessa amostra e nos resultados efetivamente verificados em 1982 e 1997 é que calculamos o efeito do aumento da participação feminina na evolução da distribuição de renda brasileira.

Este efeito pode ser decomposto em duas partes: efeito da mudança dos coeficientes e efeito da mudança das características. Seja  $I$  uma medida de desigualdade de renda,  $I_{97}$  o valor dessa medida em 1997 e  $I_{97}^*$  a medida de desigualdade calculada com os dados de renda obtidos através da simulação descrita anteriormente. Assim, se:

$$I_{97}^* - I_{97} > 0$$

dizemos que a alteração dos impactos das variáveis no emprego feminino contribuiu para reduzir a desigualdade da renda. Por sua vez, se:

$$I_{97}^* - I_{82} < 0$$

dizemos que a alteração nas características observáveis dos indivíduos contribuiu para reduzir a desigualdade de renda.

No caso da mudança dos coeficientes, é possível estender essa metodologia para a análise da alteração do coeficiente de uma ou mais variáveis, em vez de se variar todo o vetor de coeficientes de uma só vez.<sup>3</sup> Por exemplo, podemos simular qual teria sido a probabilidade de as mulheres trabalharem em 1997, dadas suas próprias características observáveis e os coeficientes referentes a 1997, exceto o da variável educação, que seria o referente a 1982. Desse modo, temos como avaliar o efeito sobre a desigualdade de renda da mudança no impacto que a educação tem na decisão de trabalho da mulher. Ou seja, calculamos:

$$PS_{97}^{\text{educa}} = \Phi \left( \text{educa}_{97} \hat{\gamma}_{82}^{\text{educa}} + Z_{97}^{-\text{educa}} \hat{\gamma}_{97}^{-\text{educa}} \right)$$

Onde  $\hat{\gamma}_{82}^{\text{educa}}$  é o coeficiente da variável educação em 1982 e  $\hat{\gamma}_{97}^{-\text{educa}}$  é o vetor de coeficientes estimados em 1997, exceto o da variável educação;  $Z_{97}^{-\text{educa}}$  é o vetor de co-variadas para o ano de 1997, exceto educação. Desse modo, utilizando as mesmas regras de decisão e o mesmo processo de imputação de renda para as mulheres sem renda, calculamos a distribuição de renda em 1997, considerando o impacto da educação no emprego referente a 1982.

Note-se que a metodologia descrita anteriormente guarda semelhança com a consagrada decomposição de Oaxaca-Blinder, muito utilizada nos estudos de discriminação. Assim, quando tratamos da “contribuição” da mudança dos coeficientes das variáveis na desigualdade, na verdade não sabemos os fatores (ou políticas públicas) que determinam tal alteração. Desse modo, podemos dizer que essa alteração nos coeficientes corresponderia à parcela “não-explicada” da variação da desigualdade de renda no período, enquanto a alteração nos coeficientes responderia pela variação “explicada” da desigualdade.<sup>4</sup> Nesse sentido, podemos decompor a variação da desigualdade entre dois pontos do tempo da seguinte maneira:

$$I_{97} - I_{82} = (I_{97} - I_{97}^*) + (I_{97}^* - I_{82}) \quad (4)$$

onde o primeiro termo fornece a evolução do índice de desigualdade devida à mudança dos valores dos coeficientes da equação de participação, enquanto o segundo indica a parcela devida à mudança do valor das variáveis explicativas da mesma equação entre 1982 e 1997.

3. No caso da mudança das variáveis observadas, isso não é possível, já que não há como simular a probabilidade de a mulher em 1997 estar trabalhando, dada, por exemplo, sua educação em 1982, em lugar da de 1997, pois não temos essa observação na base de dados utilizada.

4. Agradecemos a um parecerista por esse comentário.

A avaliação do impacto das mulheres sobre a distribuição de renda pode ser captada através da utilização de medidas de desigualdade de renda com propriedades diferenciadas. Neste trabalho, utilizamos as seguintes medidas de entropia generalizada:

$$a) \text{ Theil-L ou log do desvio médio: } GE(0) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log \frac{y_i}{\bar{y}}$$

$$b) \text{ Theil-T: } GE(1) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left( \frac{y_i}{\bar{y}} \right) \log \frac{y_i}{\bar{y}}$$

$$c) \text{ Coeficiente de variação: } CV = \frac{1}{\bar{y}} \left[ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 \right]^{\frac{1}{2}}$$

$$d) \text{ GE(-1): } GE(-1) = \frac{1}{2n} \sum_{i=1}^n \left( \frac{\bar{y}}{y_i} - 1 \right)$$

Adicionalmente, adotamos o índice de Gini e o desvio-padrão do log da renda:

$$e) \text{ Coeficiente de Gini: } \text{Gini} = \frac{1}{2n^2 \bar{y}} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y_i - y_j|$$

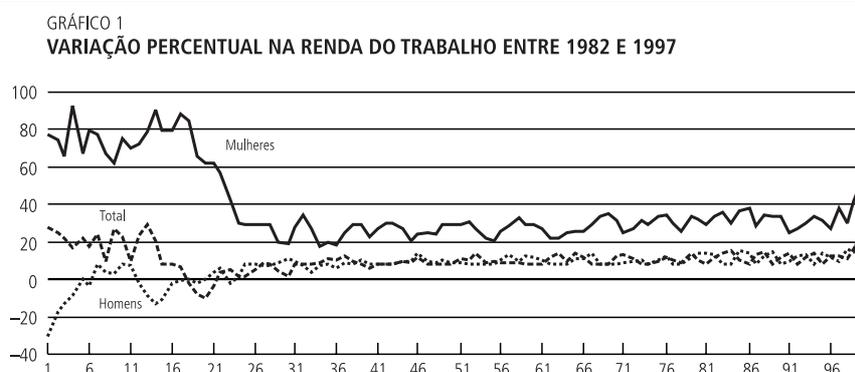
$$f) \text{ Desvio-padrão do log da renda: } DP = \frac{1}{\sqrt{n}} \left[ \sum_{i=1}^n \left( \log y_i - \frac{1}{n} \left( \sum_{i=1}^n \log y_i \right) \right)^2 \right]^{\frac{1}{2}}$$

### 3 DADOS E RESULTADOS

A fonte das informações utilizadas neste trabalho são os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) para os anos de 1982 e 1997. Para a análise, utilizamos apenas a renda do trabalho de todas as mulheres com idade entre 25 e 64 anos pertencentes a famílias cuja idade do chefe ou cônjuge estivesse nesse mesmo intervalo.

#### 3.1 Análise descritiva dos dados

Inicialmente, vamos apontar as mudanças ocorridas na renda do trabalho das mulheres entre 1982 e 1997. A análise do Gráfico 1 — da variação percentual da renda de acordo com os centésimos — nos fornece uma indicação clara do comportamento da renda feminina. O fato mais marcante desse gráfico foi o elevado aumento percentual da renda das mulheres dos centésimos mais baixos



(até aproximadamente o percentil 20). O crescimento percentual da renda do trabalho das mulheres foi maior em todos os centésimos da distribuição de renda feminina, se comparado ao resultado dos homens e ao verificado quando juntamos homens e mulheres (total).<sup>5</sup>

É importante salientar, entretanto, que a mera análise do Gráfico 1 não permite afirmar, inequivocamente, se houve redução ou aumento na desigualdade. De fato, o forte aumento percentual de renda das mulheres mais pobres não se refletiu no coeficiente de Gini da distribuição da renda do trabalho feminina, que aumentou 1,4% no período, indo de 0,578 para 0,586. Para esclarecer essa questão, calculamos a proporção da renda total acumulada pelas mulheres em determinados grupos de décimos da distribuição de renda.

Os dados mostram que, apesar do expressivo crescimento da renda média das mulheres dos primeiros décimos, a parcela da renda apropriada por tais mulheres cresceu apenas de 5,85% para 8,16% da renda total feminina. Já as mulheres dos décimos intermediários (4 ao 7) tiveram redução na parcela da renda apropriada. Por fim, as mulheres dos décimos 8 e 10 tiveram aumento na

TABELA 1  
PROPORÇÃO ACUMULADA DE RENDA POR DÉCIMOS — 1982-1997

	1982	1997
1 ao 3	5,85	8,16
4 ao 7	24,02	19,28
8 a 10	70,14	72,57

Fonte: Elaboração própria utilizando dados da PNAD.

5. Os dados de renda foram deflacionados pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e estão em reais de 1997.

parcela de renda apropriada. Dessa forma, o ligeiro aumento do índice de Gini da população feminina ocorreu, pois, apesar do forte aumento percentual da renda média dos décimos inferiores, o valor da renda apropriado pelas mulheres desses décimos cresceu bem menos, sendo insuficiente para gerar uma redução no índice de Gini.

A Tabela 2 apresenta a média e o desvio-padrão das variáveis a serem utilizadas na estimação da equação de emprego feminino. O fato que chama a atenção é o aumento da proporção de mulheres trabalhando e a melhoria do perfil educacional, bem como a redução do número de filhos.

Em termos de distribuição espacial da população feminina, houve um aumento da proporção de mulheres nas regiões Centro-Oeste e Norte em detrimento das demais regiões. Além disso, houve um aumento da proporção de

TABELA 2  
MÉDIA E DESVIO-PADRÃO DAS VARIÁVEIS EXPLICATIVAS — 1982-1997

	1982		1997	
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão
Trabalho	0,382	0,486	0,493	0,500
0 a 3 anos de estudo	0,513	0,500	0,327	0,469
4 a 7	0,292	0,454	0,310	0,462
8 a 10	0,071	0,256	0,124	0,330
11 ou mais	0,124	0,330	0,239	0,426
Idade	40,060	10,930	40,630	10,780
Número de filhos	2,479	2,201	1,806	1,546
Norte	0,024	0,152	0,036	0,186
Nordeste	0,263	0,440	0,260	0,439
Centro-Oeste	0,061	0,239	0,074	0,262
Sul	0,168	0,374	0,162	0,368
Sudeste	0,484	0,500	0,468	0,499
Branco	0,603	0,489	0,584	0,493
Chefe	0,152	0,359	0,219	0,414
Cônjuge	0,763	0,425	0,703	0,457
Urbano	0,755	0,430	0,829	0,376

Fonte: Elaboração própria utilizando dados da PNAD.

mulheres chefes de família e redução do número de cônjuges, além de uma crescente proporção residir em áreas urbanas.

### 3.2 Resultado da simulação

Feita a análise descritiva dos dados, passamos a apresentar os resultados da simulação discutida na Subseção 2.2. Primeiramente, apresentamos os resultados da estimação do modelo de participação feminina no mercado de trabalho para 1982 e 1997, conforme a equação (1).

Cabe destacar o resultado negativo para o coeficiente da *dummy* branco. Ou seja, as mulheres brancas têm menor probabilidade de estar trabalhando relativamente às demais. O mesmo vale para as residentes na área urbana. Em

TABELA 3  
PROBABILIDADE DE A MULHER TRABALHAR — 1982-1997

	1982			1997		
	Efeito marginal	Coefficiente	Desvio-padrão	Efeito marginal	Coefficiente	Desvio-padrão
4 a 7 anos de estudo	0,034	0,089	0,011	0,058	0,147	0,012
8 a 11	0,081	0,210	0,018	0,099	0,249	0,017
11 ou mais	0,324	0,836	0,015	0,278	0,721	0,014
Idade	0,051	0,136	0,004	0,060	0,150	0,004
Idade <sup>2</sup>	-0,001	-0,002	4,3E-05	-0,001	-0,002	0,000
Número de filhos	-0,013	-0,036	0,002	-0,012	-0,030	0,004
Norte	0,030	0,077	0,029	0,053	0,133	0,026
Nordeste	0,023	0,060	0,012	0,033	0,083	0,013
Centro-Oeste	-0,039	-0,106	0,019	0,003	0,008	0,019
Sul	0,094	0,242	0,013	0,088	0,221	0,014
Branco	-0,065	-0,171	0,010	-0,021	-0,053	0,011
Chefe	0,107	0,275	0,019	0,085	0,214	0,021
Cônjuge	-0,209	-0,539	0,017	-0,108	-0,271	0,020
Urbano	-0,043	-0,114	0,011	-0,072	-0,181	0,013
Constante		-2,202	0,073		-2,622	0,079
Pseudo-R <sup>2</sup>		0,101			0,090	

Fonte: Elaboração própria utilizando dados da PNAD.

OBS.: Todos os coeficientes foram significativos a 1%, exceto Centro-Oeste em 1997, não-significativo a 10%.

relação às *dummies* regionais, as mulheres do Sudeste têm maior chance de não estar trabalhando, exceto com relação às do Centro-Oeste em 1982 e em 1997. Os demais coeficientes apresentaram os sinais esperados.

Em seguida, realizamos o processo descrito pela regra de decisão para estabelecermos quais mulheres trabalhariam em 1997 se considerássemos os coeficientes relativos a 1982. Além disso, imputamos salários para as mulheres sem renda com base nos coeficientes e na variância estimada do erro aleatório, através da estimação da equação (3), cujos resultados estão na Tabela 4.

Dessa forma, construímos uma amostra de mulheres com idade entre 25 e 64 anos em 1997, todas com renda positiva. A partir daí, realizamos uma série de exercícios de simulação procurando saber o efeito do aumento da participação feminina sobre a distribuição da renda do trabalho. As simulações foram feitas considerando-se três diferentes amostras para o cálculo das medidas de desigualdade:

- I) mulheres com idade entre 25 e 64 anos com renda do trabalho positiva;
- II) homens e mulheres com idade entre 25 e 64 anos e renda do trabalho positiva; e

TABELA 4  
REGRESSÃO DO LOG DA RENDA MENSAL — 1997

	Coefficiente	Desvio-padrão
Educação	0,123*	0,004
Idade	0,067*	0,004
Idade <sup>2</sup>	-0,001*	0,000
Idade x educação	2,0E-04**	9,8E-05
Número de filhos	-0,020*	0,003
Norte	-0,056*	0,021
Nordeste	-0,481*	0,011
Centro-Oeste	-0,047*	0,016
Sul	-0,010	0,012
Urbana	0,291*	0,014
Metropolitana	0,280*	0,009
Constante	2,805*	0,085
$R^2$		0,502

Fonte: Elaboração própria utilizando dados da PNAD.

\* Significativo a 1%.

\*\* Significativo a 5%.

III) homens e mulheres com renda do trabalho positiva, independentemente da idade.

A Tabela 5 apresenta os resultados das simulações. A tabela é dividida em três partes de acordo com as amostras I, II e III, citadas anteriormente, utilizadas para o cálculo dos índices de desigualdade. Em cada parte da tabela, a primeira e a segunda linhas mostram os valores efetivamente verificados das diferentes medidas de desigualdade em 1982 e 1997, respectivamente, enquanto a terceira linha apresenta o resultado da simulação do efeito da alteração da participação feminina sobre a distribuição de renda no período. Mais especificamente, como seria a distribuição de renda em 1997 se as características observáveis das mulheres fossem avaliadas aos coeficientes de 1982.

TABELA 5  
DESIGUALDADE DA RENDA DE TODOS OS TRABALHOS

	CV	Desvio-padrão do log	Gini	Theil-T	Theil-L	GE(-1)
Amostra I						
1982	1,483	1,140	0,563	0,594	0,618	1,404
1997	1,551	1,065	0,565	0,620	0,594	1,118
Simulada 1997	1,566	1,082	0,570	0,630	0,608	1,166
Contribuição (coef.)	↓ (-0,015)	↓ (-0,017)	↓ (-0,005)	↓ (-0,010)	↓ (-0,014)	↓ (-0,048)
Contribuição (vars.)	↑ (+0,083)	↓ (-0,058)	↑ (+0,007)	↑ (+0,036)	↓ (-0,010)	↓ (-0,238)
Amostra II						
1982	1,608	1,077	0,564	0,619	0,595	1,206
1997	1,770	1,071	0,575	0,661	0,614	1,151
Simulada 1997	1,782	1,085	0,578	0,668	0,625	1,200
Contribuição (coef.)	↓ (-0,012)	↓ (-0,014)	↓ (-0,003)	↓ (-0,007)	↓ (-0,011)	↓ (-0,049)
Contribuição (vars.)	↑ (+0,174)	↑ (+0,008)	↑ (+0,014)	↑ (+0,049)	↑ (+0,030)	↓ (-0,006)
Amostra III						
1982	1,712	1,090	0,573	0,656	0,619	1,257
1997	1,872	1,071	0,581	0,689	0,626	1,163
Simulada 1997	1,878	1,079	0,583	0,693	0,632	1,188
Contribuição (coef.)	↓ (-0,006)	↓ (-0,008)	↓ (-0,002)	↓ (-0,004)	↓ (-0,006)	↓ (-0,025)
Contribuição (vars.)	↑ (+0,166)	↓ (-0,011)	↑ (+0,010)	↑ (+0,037)	↑ (+0,013)	↓ (-0,069)

Fonte: Elaboração própria utilizando dados da PNAD.

Assim, se por exemplo compararmos a distribuição de renda simulada ( $Z_{97}\hat{\gamma}_{82}$ ) e a efetivamente observada em 1997 ( $Z_{97}\hat{\gamma}_{97}$ ), a única diferença entre elas é o coeficiente referente às características observáveis. Portanto, se a desigualdade simulada for maior que a verificada, significa que a alteração do retorno às características observáveis das mulheres entre 1982 e 1997 contribuiu para a redução da desigualdade de renda, e vice-versa. Como dito anteriormente, essa variação corresponderia à parte “não-explicada” da variação da desigualdade. Na Tabela 5, isso é expresso na linha “contribuição (coef.)” com ↓ quando a contribuição é no sentido de redução da desigualdade. Da mesma forma, se compararmos a distribuição simulada ( $Z_{97}\hat{\gamma}_{82}$ ) com a observada em 1982 ( $Z_{82}\hat{\gamma}_{82}$ ), a única diferença está no vetor de características observáveis. Assim, se a desigualdade simulada for maior que a observada em 1982, dizemos que a alteração no vetor de características observáveis contribuiu para aumentar a desigualdade de renda.

Primeiramente, notamos que houve diferença na evolução da desigualdade observada dependendo do indicador adotado. Por um lado, CV, Gini e Theil-T mostram aumento na desigualdade de renda entre as mulheres de 25 a 64 anos. Por outro, desvio-padrão do log, Theil-L e GE(-1) sinalizam redução. Quando incorporamos na análise os homens de 25 a 64 anos, apenas GE(-1) e desvio-padrão do log continuam apontando redução da desigualdade, resultado que se mantém ao considerarmos todos os indivíduos com renda do trabalho positiva. Essa diferença dos resultados pode ser explicada — pelo menos no caso das medidas de entropia generalizada — pelas diferentes sensibilidades das medidas a variações em partes distintas da distribuição. Desse modo, dado o incremento substancial da renda do trabalho das mulheres mais pobres, já apontado no Gráfico 1, é natural esperar que a medida GE(-1) mostre uma redução da desigualdade no período, enquanto CV e Theil-T apontem para uma elevação, pois são menos sensíveis a essa variação na parte inferior da distribuição.

Além disso, os resultados mostram que, independentemente da amostra e do índice de desigualdade adotado, a alteração dos coeficientes associados às características observáveis das mulheres em relação à atividade feminina contribuiu para a redução da desigualdade de renda. De outro modo, se o vetor  $\hat{\gamma}$  não tivesse mudado entre 1982 e 1997, a desigualdade seria ainda maior.

No que diz respeito à mudança das variáveis, as evidências dependem da amostra e dos índices de desigualdade empregados. Assim, para GE(-1) a mudança nas variáveis contribuiu para a redução da desigualdade em todas as amostras. Já para os índices de Gini, Theil-T e CV, a mudança nas variáveis contribuiu para elevar a desigualdade em todas as amostras. Nos demais indicadores, o resultado varia de acordo com a amostra considerada. Como salien-

tado anteriormente, esse resultado revela que o efeito da alteração das variáveis é sensível ao peso que cada medida dá para diferentes partes da distribuição.

Ainda com base nos resultados da Tabela 5, podemos averiguar qual contribuição é mais importante para a evolução de cada indicador. Desse modo, aplicamos o procedimento apresentado na equação (4) para verificarmos como a evolução dos indicadores de desigualdade pode ser decomposta na parcela devida à mudança dos coeficientes e naquela devida à mudança do valor das variáveis explicativas da equação de participação.

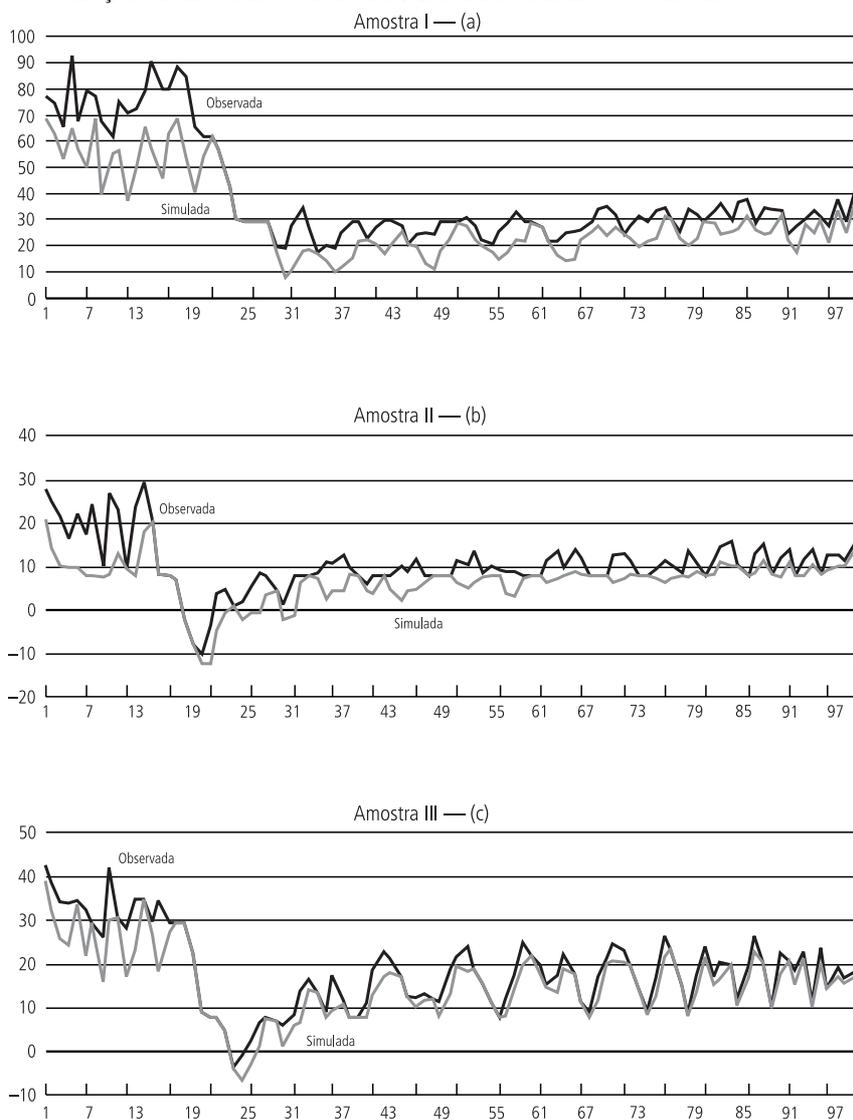
Em quase todos os indicadores, a parcela referente à variação das variáveis explicativas é maior (em módulo) que a relativa aos coeficientes, mais precisamente, em 15 das 18 simulações. Esse resultado mostra, portanto, que a alteração no período das características femininas que determinam se as mulheres irão ou não trabalhar é a principal responsável pela alteração da desigualdade de renda entre 1982 e 1997.

Uma forma alternativa de avaliarmos o efeito das simulações assim como visualizarmos as diferenças entre o peso que os diferentes índices de entropia atribuem às diferentes partes da distribuição é a comparação do crescimento *verificado* da renda média de cada centésimo da distribuição de renda com o crescimento *simulado*, ou seja, o crescimento que ocorreria caso os coeficientes da equação de participação não tivessem se alterado entre 1982 e 1997. Realizamos este exercício para a renda de todos os trabalhos referentes às amostras I, II e III, e os resultados são apresentados no Gráfico 2 (conjunto de gráficos).

Os Gráficos 2(a), (b) e (c) mostram a variação percentual da renda do trabalho média de cada centésimo, de acordo com as amostras I, II e III, respectivamente. O Gráfico 2(a) aponta o forte crescimento da renda para as mulheres até o centésimo 20, da ordem de 60% a 90%, efeito que se reduz consideravelmente ao incorporarmos os homens de 25 a 64 anos na análise [Gráfico 2(b)] e os indivíduos com mais de 64 e menos de 25 anos [Gráfico 2(c)].

Ao comparar os resultados observados e as simulações, confirmamos os resultados da Tabela 5. Particularmente, no Gráfico 2(a), o menor crescimento da renda nos centésimos mais baixos sob a simulação do que no resultado efetivamente observado nos permite dizer que a alteração dos parâmetros da equação de participação entre 1982 e 1997 concorreu para elevar a renda das mulheres mais pobres de modo maior que das demais, contribuindo, dessa maneira, para a redução da desigualdade. Esse mesmo fato também ocorre nos Gráficos 2(b) e (c), embora em menor grau. Portanto, as evidências contidas no Gráfico 2 e a utilização de diversos índices de desigualdade diferentes mostram a robustez dos resultados da simulação.

GRÁFICO 2  
VARIÇÃO PERCENTUAL NA RENDA INDIVIDUAL DO TRABALHO — 1982-1997



Passamos agora a analisar o resultado das simulações em que alteramos o valor de cada coeficiente individualmente, em vez de todo o vetor  $\hat{\gamma}$ . A Tabela 6 apresenta o resultado das simulações quando os índices de desigualdade são calculados para os indivíduos da Amostra I.<sup>6</sup>

Realizamos seis diferentes simulações e, para “idade”, assumimos os coeficientes de “idade” e “idade<sup>2</sup>” referentes a 1982 e os demais referentes a 1997. Da mesma forma, para “região”, usamos todos os coeficientes das *dummies*

TABELA 6  
DESIGUALDADE DA RENDA DE TODOS OS TRABALHOS

	CV	Desvio-padrão do log	Gini	Theil-T	Theil-L	GE(-1)
Amostra I						
1982	1,483	1,140	0,563	0,594	0,618	1,404
1997	1,551	1,065	0,565	0,620	0,594	1,118
Simulações						
Educação	1,575	1,087	0,571	0,634	0,613	1,180
	↓	↓	↓	↓	↓	↓
Idade	1,571	1,079	0,570	0,631	0,608	1,157
	↓	↓	↓	↓	↓	↓
Número de filhos	1,583	1,086	0,572	0,637	0,614	1,178
	↓	↓	↓	↓	↓	↓
Região	1,570	1,090	0,572	0,633	0,614	1,188
	↓	↓	↓	↓	↓	↓
Branco	1,578	1,085	0,572	0,635	0,613	1,174
	↓	↓	↓	↓	↓	↓
Posição na família	1,576	1,079	0,571	0,633	0,608	1,159
	↓	↓	↓	↓	↓	↓
Urbano/rural	1,579	1,083	0,571	0,634	0,611	1,168
	↓	↓	↓	↓	↓	↓
Constante	1,544	1,071	0,564	0,615	0,594	1,118
	↑	↓	↔	↑	↔	↔

Fonte: Elaboração própria utilizando dados da PNAD.

6. Os resultados para as amostras II e III são semelhantes e estão no Apêndice.

regionais de 1982. Por sua vez, para “educação”, empregamos os coeficientes das *dummies* educacionais em 1982, o mesmo valendo para “posição na família”, que emprega os coeficientes das *dummies* para mulheres chefes e cônjuges de 1982.

Os resultados da Tabela 6 revelam que a alteração de cada coeficiente separadamente contribuiria para a redução da desigualdade da renda do trabalho. Assim, por exemplo, a simulação considerando os valores de 1982 para os coeficientes das variáveis “idade” e “idade<sup>2</sup>” faria com que a desigualdade de renda fosse ainda maior que a verificada em 1997. Desse modo, concluímos que a mudança no impacto da idade contribuiu para a redução na desigualdade de renda no período. Vale salientar que a alteração do coeficiente das variáveis “número de filhos” e “região”, entre 1982 e 1997, reduziria em maior grau a desigualdade do que em qualquer outra simulação.<sup>7</sup>

Já na análise do efeito da alteração da constante, a evidência depende do índice de desigualdade utilizado. Em dois deles, há contribuição para o aumento da desigualdade e, em três deles, incluindo o coeficiente de Gini, manutenção. Entretanto, a magnitude dos coeficientes nesta simulação é próxima à verificada em 1997, de modo que, com algum grau de confiança, podemos dizer que a alteração da constante teria baixo impacto no nível de desigualdade de renda.

#### 4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

As décadas 1980 e 1990 foram marcadas por forte crescimento da atividade feminina no Brasil. Além dessa mudança, ocorreram intensas alterações no perfil das mulheres brasileiras: redução da proporção de mulheres casadas e aumento da parcela de chefes de família, aumento da fração de mulheres residentes em áreas urbanas e redução do número médio de filhos. Além disso, houve elevação da escolaridade feminina.

As diversas mudanças sofridas pelas mulheres no período — em particular o aumento da taxa de participação feminina — podem, potencialmente, ter provocado impacto sobre a evolução da desigualdade de renda. O crescimento da participação se refletiu, de maneira importante, nos índices de desigualdade da renda individual. O aumento da participação ajudou a reduzir, ou pelo menos a não aumentar ainda mais, a desigualdade de renda do trabalho, quando analisamos o efeito da alteração do coeficiente das variáveis explicativas da decisão de trabalhar sobre a distribuição de renda. Ao desagregarmos esse efeito por cada coeficiente em separado, concluímos que, em todos os casos, a altera-

7. Para as simulações do Apêndice, embora as variações nessas duas variáveis sejam importantes em alguns índices, em outros as variáveis educação e urbano/rural apresentaram os maiores efeitos.

ção contribuiria para reduzir a desigualdade. Entretanto, ao considerarmos a amostra só de mulheres de 25 a 64 anos, os coeficientes associados ao número de filhos e das *dummies* regionais foram os que mais contribuíram para a redução da desigualdade. Já a evidência da alteração dos valores das variáveis observadas que influenciam a participação sobre a desigualdade se mostrou ambígua, dependendo do índice e da amostra utilizados. As medidas de desigualdade que dão maior peso para variações na parte inferior da distribuição mostram contribuição das variáveis observadas para redução da desigualdade, enquanto as demais apontam na direção contrária.

De qualquer modo, na maioria das simulações, verificamos que a alteração das variáveis explicativas responde pela maior parte da variação dos índices de desigualdade entre 1982 e 1997, independentemente de o índice ter apontado redução ou crescimento da desigualdade.

O presente trabalho pode ser estendido em algumas direções. Em primeiro lugar, consideramos que a alteração da participação feminina ocorria *caeteris paribus*. Entretanto, seria interessante incorporar à análise a resposta dos outros membros da família em relação à entrada da mulher no mercado de trabalho. Dessa forma, poderemos ter uma melhor compreensão de como a inter-relação dos membros da família nas suas decisões de participação no mercado de trabalho afetaria a distribuição de renda. Além disso, a consideração da resposta dos outros membros da família pode nos dar uma sinalização acerca do efeito do engajamento das mulheres não somente na distribuição de renda individual, mas também na renda familiar *per capita*, medida de renda mais apropriada para avaliação do bem-estar dos indivíduos da família.

Por fim, podemos afirmar que a mudança das características das mulheres nos últimos 20 anos nos fornece um desafio de como traduzir aumento de participação feminina em aumento de emprego, geração e distribuição de renda. A menor dificuldade de engajamento, mesmo com a presença de muitos filhos, assim como a elevação da escolarização feminina caminham nesse sentido. Entretanto, esses elementos parecem-nos insuficientes para alterar a baixa parcela da renda apropriada pelas famílias mais pobres, pelo menos em um curto espaço de tempo. O fato é que, por mais que as mulheres mais pobres tenham experimentado crescimento na renda, este é insuficiente para alterar o quadro perverso de desigualdade da renda do trabalho no Brasil.

## APÊNDICE

TABELA A.1  
DESIGUALDADE DA RENDA DE TODOS OS TRABALHOS: AMOSTRA II

	CV	Desvio-padrão do log	Gini	Theil-T	Theil-L	GE(-1)
Amostra I						
1982	1,608	1,077	0,564	0,619	0,595	1,206
1997	1,770	1,071	0,575	0,661	0,614	1,151
Simulações						
Educação	1,787	1,089	0,579	0,670	0,628	1,210
	↓	↓	↓	↓	↓	↓
Idade	1,782	1,083	0,578	0,668	0,624	1,189
	↓	↓	↓	↓	↓	↓
Número de filhos	1,788	1,089	0,579	0,671	0,628	1,209
	↓	↓	↓	↓	↓	↓
Região	1,783	1,088	0,578	0,669	0,626	1,206
	↓	↓	↓	↓	↓	↓
Branco	1,787	1,088	0,579	0,670	0,628	1,205
	↓	↓	↓	↓	↓	↓
Posição na família	1,784	1,084	0,578	0,669	0,625	1,193
	↓	↓	↓	↓	↓	↓
Urbano/rural	1,789	1,088	0,579	0,671	0,628	1,204
	↓	↓	↓	↓	↓	↓
Constante	1,790	1,087	0,578	0,670	0,627	1,199
	↓	↓	↓	↓	↓	↓

Fonte: Elaboração própria utilizando dados da PNAD.

TABELA A.2  
**DESIGUALDADE DA RENDA DE TODOS OS TRABALHOS: AMOSTRA III**

	CV	Desvio-padrão do log	Gini	Theil-T	Theil-L	GE(-1)
Amostra I						
1982	1,712	1,090	0,573	0,656	0,619	1,257
1997	1,872	1,071	0,581	0,689	0,626	1,163
Simulações						
Educação	1,882	1,082	0,583	0,695	0,634	1,196
	↓	↓	↓	↓	↓	↓
Idade	1,880	1,078	0,583	0,693	0,632	1,184
	↓	↓	↓	↓	↓	↓
Número de filhos	1,883	1,081	0,583	0,695	0,635	1,195
	↓	↓	↓	↓	↓	↓
Região	1,879	1,081	0,583	0,694	0,634	1,196
	↓	↓	↓	↓	↓	↓
Branco	1,882	1,081	0,583	0,695	0,634	1,193
	↓	↓	↓	↓	↓	↓
Posição na família	1,881	1,078	0,583	0,694	0,632	1,185
	↓	↓	↓	↓	↓	↓
Urbano/rural	1,884	1,080	0,583	0,695	0,634	1,192
	↓	↓	↓	↓	↓	↓
Constante	1,876	1,078	0,581	0,690	0,630	1,180
	↓	↓	↔	↔	↓	↓

Fonte: Elaboração própria utilizando dados da PNAD.

## ABSTRACT

This paper seeks to evaluate the effect of the increase in female participation on the evolution of income inequality in Brazil. In order to do so, we estimate female labor supply models for 1982 and 1997 and simulate how inequality would look like if the observable characteristics or the returns to these characteristics had remained constant as their 1982 values. We conclude that the changes in the coefficients of the participation equation—mainly the coefficients of age, regions and number of children—were the main factors that explain the reduction of labor income inequality observed between 1982 and 1997.

**BIBLIOGRAFIA**

- BARROS, R., HENRIQUES, R., MENDONÇA, R. A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil. In: HENRIQUES, R. (ed.). *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2000.
- BOURGUIGNON, F. Decomposable income inequality measures. *Econometrica*, v. 47, n. 4, p. 901-920, 1979.
- BURTLESS, G. Effects of growing wage disparities and changing family composition on the U.S. income distribution. *European Economic Review*, v. 43, p. 853-865, 1999.
- CANCIAN, M., REED, D. Assessing the effects of wives' earnings on family income inequality. *Review of Economics and Statistics*, v. 80, n. 1, p. 73-79, 1998.
- COWELL, F. Measurement of inequality. In: ATKINSON, A., BOURGUIGNON, F. (eds.). *Handbook of income distribution*. North-Holland, Amsterdam, 2000.
- FERREIRA, F., BARROS, R. P. The slippery slope: explaining the increase in extreme poverty in urban Brazil, 1976-1996. *Revista de Econometria*, v. 19, n. 2, p. 211-296, 1999.
- FERREIRA, F., LITCHFIELD, J. Education or inflation — the micro and macroeconomics of the Brazilian income distribution during 1981-1995. *Cuadernos de Economía*, v. 38, n. 114, p. 209-238, 2001.
- HOFFMANN, R., LEONE, E. Participação da mulher no mercado de trabalho e desigualdade da renda domiciliar no Brasil: 1981-2002. *Nova Economia*, v. 14, n. 2, p. 35-58, 2004.
- MOOKHERJEE, D., SHORROCKS, A. A decomposition analysis of the trend in UK income inequality. *Economic Journal*, v. 92, p. 886-902, 1982.
- REED, D., CANCIAN, M. Sources of inequality: measuring the contributions of income sources to rising family income inequality. *Review of Income and Wealth*, v. 47, n. 3, p. 321-333, 2001.
- SCORZAFAVE, L., MENEZES-FILHO, N. Participação feminina no mercado de trabalho brasileiro: evolução e determinantes. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 31, n. 3, p. 441-478, 2001.
- SHORROCKS, A. The class of additively decomposable inequality measures. *Econometrica*, v. 48, n. 3, p. 613-625, 1980.
- . Inequality decomposition by population subgroups. *Econometrica*, v. 52, p. 1.369-1.385, 1984.

(Originais recebidos em fevereiro de 2005. Revistos em junho de 2005.)