

A IMPORTÂNCIA DA ESTRUTURA FAMILIAR E DO ENGAJAMENTO NO MERCADO DE TRABALHO NA DETERMINAÇÃO DA POBREZA NO BRASIL

Reynaldo Fernandes

Do Departamento de Economia da FEA/USP - Ribeirão Preto

Elaine Toldo Pazello

Do Departamento de Economia da FEA/USP

Fabiana de Felício

Do Departamento de Economia da FEA/USP

Este artigo utiliza técnicas de microsimulação para avaliar o impacto sobre a pobreza de se padronizar, entre pobres e não-pobres, o tamanho da família, a participação na força de trabalho e a incidência do desemprego. Os resultados mostram que os impactos mais importantes sobre a redução da pobreza ocorrem quando o desemprego é eliminado. Este trabalho apresenta resultados que são mais expressivos do que os obtidos em trabalhos anteriores.

1 INTRODUÇÃO

Embora a renda anual *per capita* brasileira seja suficientemente alta para garantir o mínimo necessário de bem-estar material a toda a população, uma percentagem significativa de brasileiros ainda não consegue suprir suas necessidades básicas. Esse fato é derivado da forte desigualdade de renda no Brasil, mencionada pelas estatísticas disponíveis como uma das piores do mundo.

A desigualdade de rendimentos no Brasil está fortemente associada ao nível educacional de seus trabalhadores.¹ Os fatores que explicam essa forte influência da educação sobre os rendimentos são: a grande desigualdade educacional entre os trabalhadores e a elevada taxa de retorno da educação.² Tais aspectos têm levado à conclusão de que a principal explicação da pobreza no país estaria no baixo valor de mercado dos ativos dos pobres, especialmente aqueles associados ao capital humano. No entanto, a pobreza pode, também, ser atribuída a outros motivos. São eles:

a) Estrutura familiar. O indivíduo recebe um salário razoável, mas tem muitos dependentes. Assim, sua renda acaba não sendo suficiente para satisfazer as necessidades básicas de toda a família. Nesse caso, tem-se a estrutura familiar levando à pobreza.³

1. Barros e Mendonça (1996) mostram que a desigualdade salarial, no Brasil, seria reduzida em torno de 35% a 50%, se os diferenciais de renda por nível de educação fossem eliminados. Essa redução é muito mais elevada do que se conseguiria com a eliminação dos diferenciais de renda provocados por fatores como gênero, raça, setor de atividade, região, idade etc.

2. O grau de desigualdade educacional no Brasil é cerca de seis vezes superior ao observado nos Estados Unidos, ao passo que o crescimento salarial por ano adicional de estudo está em torno de 15% [ver Barros e Mendonça (1996), Ramos e Vieira (1996) e Lam e Levinson (1990)].

3. A causalidade nesse caso é, muitas vezes, ambígua. A pobreza, em grande parte dos casos, precede e mesmo contribui para famílias de tamanhos maiores e/ou não-estáveis (famílias com pai e mãe separados, por exemplo) [ver Schiller (1995)].

b) Engajamento no mercado de trabalho. O indivíduo pode estar na condição de pobreza porque ou não está trabalhando ou está trabalhando pouco.⁴ De outra forma, a renda não depende apenas do valor de mercado do capital humano, mas também de seu uso.

Em relação ao segundo aspecto, Schiller (1995) mostra que nos Estados Unidos a diferença de rendimentos entre pobres e não-pobres é grandemente explicada por diferenças na taxa de participação na força de trabalho. Para Porto Rico, a questão é outra. Sotomayor (1998) apresenta evidências de que, a despeito dos baixos salários, a pobreza nesse país parece ser mais um problema de falta de emprego.

O objetivo aqui é avaliar o quanto da pobreza no Brasil pode ser explicado por diferenças na estrutura familiar e no engajamento na força de trabalho entre pobres e não-pobres. A questão a que se procura responder é: em que extensão o grau de pobreza seria alterado caso o tamanho da família e o comportamento de participação no mercado de trabalho dos pobres fossem semelhantes aos do conjunto da população?

Não é a primeira vez que esses temas são investigados no Brasil. Por exemplo, Barros, Camargo e Mendonça (1995) avaliam o impacto da padronização da razão de dependência (proporção de menores de idade na família) e do “grau de utilização de adultos na família” (razão entre a renda média dos adultos e a renda do chefe da família) sobre a pobreza. O resultado encontrado é uma redução da pobreza que varia entre 0% e 20%, dependendo da simulação e do indicador de pobreza utilizado. Em outro trabalho, Barros, Corseuil e Leite (1999) avaliam o impacto do desemprego, entre outras imperfeições do mercado de trabalho, sobre a pobreza. Seus resultados revelam que a eliminação do desemprego não tem um impacto muito significativo no nível de pobreza.

A contribuição deste artigo para a literatura é importante por vários aspectos: *a)* utiliza dados mais recentes (1999), principalmente para avaliar o impacto do desemprego, o qual apresentou um grande salto a partir de 1998;⁵ *b)* a padronização do número de filhos dependentes, entre pobres e não-pobres, é condicionada às características da família (tamanho da família, idade e *status* marital do chefe). Assim, por exemplo, uma família em que o chefe é mulher, sem cônjuge e com 20 anos de idade tem um tratamento diferenciado de outra, em que o chefe é homem, possui cônjuge e tem 45 anos de idade; e *c)* em relação ao engajamento na força de trabalho, foram tratadas de maneira explícita e separada as dimensões

4. Vale ressaltar que o baixo engajamento no mercado de trabalho pode ser voluntário ou involuntário (desemprego, doença etc.).

5. Os dados de Barros, Corseuil e Leite (1999) referem-se a 1995.

referentes a desemprego, participação na força de trabalho e horas médias trabalhadas.

O artigo está dividido em quatro seções, além desta introdução. A Seção 2 apresenta informações sobre a base de dados, a medida da linha de pobreza e a escala de equivalência utilizadas no artigo. Na Seção 3 é realizada uma breve análise descritiva dos dados. Na Seção 4, a metodologia e os resultados das simulações são apresentados. Por fim, a Seção 5 tece os comentários finais.

2 PRELIMINARES EMPÍRICOS

Os procedimentos empíricos do artigo foram realizados a partir de uma subamostra da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 1999. Foram incluídos na amostra os indivíduos que no item condição na família pertenciam a uma das seguintes categorias: chefe de família (pessoa de referência), cônjuge, filho ou outro parente.

As medidas de linha de pobreza empregadas neste trabalho são as de Rocha (1997). As linhas de pobreza foram atualizadas para o ano de 1999, com base no Índice Nacional de Preços ao Consumidor Regionalizado (INPC-R), do IBGE, e seus valores são apresentados na Tabela 1.

A maior parte dos trabalhos sobre pobreza utiliza o conceito de renda familiar *per capita* para quantificar o número de pobres em determinada região. Embora tal medida seja preferível a não se fazer qualquer ajustamento para o tamanho da família, ela não permite ponderar diferentemente crianças e adultos, além de não considerar as economias de escala que surgem com o aumento do tamanho das famílias. Este trabalho optou por utilizar uma escala de equivalência que levasse em conta esses aspectos e também que permitisse distingui-los. Assim, obteve-se:

$$y^* = \frac{Y}{(A + PC)^F} \quad (1)$$

onde:

y^* = renda familiar *per capita* ajustada;

Y = renda familiar;

A = número de adultos;

C = número de crianças (menores de 14 anos);

P = fator de equivalência de uma criança em relação a um adulto; e

F = parâmetro que reflete as economias de escala.

TABELA 1
LINHAS DE POBREZA
 [R\$ de 1999]

| Regiões | Linha de pobreza | Regiões | Linha de pobreza |
|----------------|------------------|--------------|------------------|
| Rio de Janeiro | | Nordeste | |
| Metrópole | 148,26 | Fortaleza | 81,52 |
| Urbano | 91,92 | Recife | 110,96 |
| Rural | 66,72 | Salvador | 120,88 |
| São Paulo | | Urbano | 73,12 |
| Metrópole | 165,74 | Rural | 43,87 |
| Urbano | 104,42 | Norte | |
| Rural | 66,30 | Belém | 73,22 |
| Sul | | Urbano | 65,17 |
| Curitiba | 112,95 | Centro-Oeste | |
| Porto Alegre | 76,09 | Brasília | 126,00 |
| Urbano | 70,89 | Urbano | 93,51 |
| Rural | 47,26 | Rural | 52,91 |
| MG/ES | | | |
| Belo Horizonte | 110,69 | | |
| Urbano | 74,16 | | |
| Rural | 43,17 | | |

Seguindo as recomendações de Citro, Michael e Maritano (1995), foram adotados $P = 0,7$ e $F = 0,75$.⁶ Para viabilizar o uso da escala proposta, fez-se necessário encontrar as famílias típicas sob as quais as estimativas de Rocha foram construídas. Para isso recorreu-se à PNAD de 1987.⁷ Para cada uma das regiões, identificou-se o décimo da distribuição de renda familiar *per capita* ao qual a linha de pobreza (L) pertencia e, então, obteve-se a família representativa (as médias de A e de C), a qual se supôs associada à linha de pobreza de Rocha.

6. Embora exista uma concordância, na literatura sobre pobreza, de que a renda de separação entre pobres e não-pobres deva ser ajustada por alguma escala de equivalência, levando em conta o tamanho e/ou a composição da família, pouco acordo existe sobre qual escala seria a mais adequada. O uso de qualquer escala de equivalência envolve algum grau de arbitrariedade. Buhmann *et alii* (1988) apresentam 34 tipos possíveis de escala de equivalência e mostram que a escolha da escala tem um impacto muito significativo sobre as taxas de pobreza, bem como sobre a distribuição da pobreza entre os grupos demográficos. A escolha da escala proposta por Citro teve como base dois aspectos. Primeiro, ela trata a diferença entre adultos e crianças e os ganhos de escala decorrentes do aumento do tamanho da família de forma explícita e separada. Segundo, o incremento no valor da escala com o aumento do tamanho da família não apresenta sobressaltos: decresce monotônica e suavemente.

7. As estimativas de Rocha foram calculadas a partir das informações da Pesquisa de Orçamento Familiar (POF), realizada pelo IBGE, de 1987.

Com base nessa família típica, encontrou-se a nova linha de pobreza (L^*).⁸ Foram considerados pobres todos os indivíduos vivendo em famílias onde $y^* < L^*$.

3 ESTATÍSTICA DESCRITIVA

Esta seção descreve o perfil dos indivíduos e das famílias pobres brasileiras. As estatísticas foram agrupadas segundo áreas geográficas, características da família, características individuais e condição de atividade. Os números apresentados referem-se tanto à linha de pobreza ajustada como à não-ajustada pela escala de equivalência. A Tabela 2 apresenta informações sobre a distribuição regional da pobreza.

Um primeiro ponto a ser notado é o fato de a pobreza ser ligeiramente maior quando a escala de equivalência é considerada (36,83% *vis-à-vis* 33,73%). O uso da renda familiar *per capita*, sem ajustamento, para fixar a linha de pobreza tende a superestimar as necessidades de grandes famílias e, conseqüentemente, a superestimar a pobreza entre indivíduos que vivem em famílias grandes. O oposto se verifica para indivíduos que vivem em famílias pequenas. Quando ganhos de escala são considerados, alguns indivíduos que vivem em famílias grandes

TABELA 2
CARACTERÍSTICAS GEOGRÁFICAS — UNIVERSO: POPULAÇÃO TOTAL
[em %]

| Características geográficas | Com escala de equivalência | | Sem escala de equivalência | |
|-----------------------------|----------------------------|------------------------|----------------------------|------------------------|
| | Pobres | Distribuição de pobres | Pobres | Distribuição de pobres |
| Macrorregião | | | | |
| Norte | 38,84 | 5,40 | 34,87 | 5,29 |
| Nordeste | 51,61 | 40,37 | 47,96 | 40,95 |
| Sudeste | 32,64 | 38,59 | 29,60 | 38,20 |
| Sul | 21,01 | 8,81 | 19,52 | 8,93 |
| Centro-Oeste | 35,48 | 6,84 | 31,51 | 6,63 |
| Brasil | 36,83 | 100,00 | 33,73 | 100,00 |
| Situação | | | | |
| Metropolitana | 40,13 | 33,11 | 37,16 | 33,47 |
| Urbana, não-metropolitana | 33,07 | 45,21 | 30,08 | 44,89 |
| Rural | 41,44 | 21,68 | 37,88 | 21,64 |
| Total | 36,83 | 100,00 | 33,73 | 100,00 |

Fonte: PNAD de 1999.

8. $L^* = \frac{L\bar{n}}{(\bar{A} + \bar{PC})^F}$, onde \bar{n} é o tamanho da família representativa do décimo da distribuição de renda *per capita* ao qual L pertence.

deixarão de ser pobres e, por outro lado, alguns indivíduos que vivem sozinhos ou em famílias menores passarão a ser pobres. Pelo que se observa esse segundo impacto é maior, o que faz com que a pobreza aumente quando a escala de equivalência é utilizada. Os resultados comentados nos parágrafos seguintes são referentes à medida de pobreza quando a escala de equivalência é considerada.

Aproximadamente 80% dos pobres moram nas regiões Nordeste e Sudeste, e na primeira região (Nordeste) a maior parte da população é pobre (51,61%). Embora na região Norte 38,84% das pessoas sejam pobres, ela responde por apenas 5,4% da pobreza nacional, visto ser esta região pouco populosa. Das pessoas que vivem na área rural, 41,4% vivem com renda inferior à linha de pobreza; na área metropolitana tal percentual é de 40% e na área urbana não-metropolitana, de 33%.

A Tabela 3 mostra que mais de 70% dos pobres vivem em famílias sem criança e com até duas crianças. Isso significa que a crença popular de que os pobres têm muitos filhos não se observa empiricamente, embora seja verdade que exista uma probabilidade bastante alta de as pessoas que vivem em famílias com muitas crianças serem pobres. Mais de 70% dos pobres vivem em famílias com chefe e cônjuge presentes (74%) e em torno de 47% vivem em famílias com cinco pessoas ou mais.⁹

Um aspecto importante, destacado na Tabela 4, se refere à super-representação das crianças e adolescentes na pobreza e à sub-representação dos idosos. Cerca de 48% das crianças e adolescentes (até 17 anos de idade) são pobres, e eles representam mais de 45% dos pobres. Das pessoas idosas (com 64 anos ou mais) apenas 22,14% são pobres e dentre os indivíduos pobres apenas 3,71% estão nessa faixa de idade.

Pela Tabela 5, observa-se que a maior parte dos pobres, maiores de 17 anos, encontra-se não só engajada no mercado de trabalho (62,25%), mas também ocupada (81,4%). Por outro lado, a despeito desse fato, a pobreza mostra-se bastante severa entre os desempregados: a probabilidade de ser pobre entre os desempregados é de 55%. A distribuição por setor mostra que, entre os ocupados, a maior parte dos pobres trabalha no setor informal da economia (70%). Por sua vez, a distribuição por extensão da jornada de trabalho mostra que quase 86% dos pobres trabalham em empregos com jornada de tempo integral.

Por fim, a Tabela 6 revela que, conforme esperado, a probabilidade de ser pobre decresce com o nível de escolaridade do chefe da família.

9. Nessa tabela é possível avaliar melhor o efeito da escala de equivalência. Considerando a linha de pobreza ajustada, observa-se que 20% das pessoas que vivem sozinhas são pobres; quando a escala de equivalência é desconsiderada, esse percentual é reduzido para 9%.

TABELA 3
CARACTERÍSTICAS DA FAMÍLIA — UNIVERSO: POPULAÇÃO TOTAL
 [em %]

| Características da família | Com escala de equivalência | | Sem escala de equivalência | |
|-----------------------------------|----------------------------|------------------------|----------------------------|------------------------|
| | Pobres | Distribuição de pobres | Pobres | Distribuição de pobres |
| Pessoas que vivem em famílias com | | | | |
| 0 criança ^a | 23,49 | 25,07 | 17,62 | 20,52 |
| 1 ou 2 crianças | 38,51 | 46,89 | 35,65 | 47,38 |
| 3 ou 4 crianças | 61,12 | 21,90 | 63,99 | 25,03 |
| 5 crianças ou mais | 84,83 | 6,14 | 89,41 | 7,07 |
| Total | 36,83 | 100,00 | 33,73 | 100,00 |
| Número de pessoas | | | | |
| 1 pessoa | 20,13 | 1,38 | 8,95 | 0,67 |
| 2 pessoas | 31,45 | 11,13 | 23,17 | 8,95 |
| 3 pessoas | 30,75 | 17,50 | 24,41 | 15,17 |
| 4 pessoas | 32,54 | 23,69 | 29,62 | 23,54 |
| 5 pessoas | 46,50 | 46,30 | 47,53 | 51,67 |
| Total | 36,83 | 100,00 | 33,73 | 100,00 |
| Chefe de família | | | | |
| Chefe e cônjuge | 34,99 | 73,91 | 32,64 | 75,27 |
| Chefe homem | 27,70 | 3,06 | 21,02 | 2,53 |
| Chefe mulher | 46,77 | 23,04 | 41,28 | 22,20 |
| Total | 36,83 | 100,00 | 33,73 | 100,00 |

Fonte: PNAD de 1999.

^a São consideradas crianças com até 14 anos.

TABELA 4
CARACTERÍSTICAS DOS INDIVÍDUOS — UNIVERSO: POPULAÇÃO TOTAL
 [em %]

| Características dos indivíduos | Com escala de equivalência | | Sem escala de equivalência | |
|--------------------------------|----------------------------|------------------------|----------------------------|------------------------|
| | Pobres | Distribuição de pobres | Pobres | Distribuição de pobres |
| Faixa de idade | | | | |
| Até 17 anos | 47,95 | 47,07 | 46,50 | 49,83 |
| 18 a 63 | 31,43 | 49,22 | 27,70 | 47,37 |
| 64 ou mais | 22,14 | 3,71 | 15,30 | 2,80 |
| Total | 36,83 | 100,00 | 33,73 | 100,00 |
| Gênero | | | | |
| Homem | 37,59 | 52,04 | 34,33 | 51,88 |
| Mulher | 36,03 | 47,96 | 33,11 | 48,12 |
| Total | 36,83 | 100,00 | 33,73 | 100,00 |

Fonte: PNAD de 1999.

TABELA 5
CARACTERÍSTICAS DE ATIVIDADE
 [em %]

| Características de atividade | Com escala de equivalência | | Sem escala de equivalência | |
|--|----------------------------|------------------------|----------------------------|------------------------|
| | Pobres | Distribuição de pobres | Pobres | Distribuição de pobres |
| Condição de atividade — universo: maiores de 17 anos | | | | |
| Ativos | 28,43 | 62,25 | 25,02 | 63,02 |
| Inativos | 35,87 | 37,75 | 30,55 | 36,98 |
| Total | 30,84 | 100,00 | 26,82 | 100,00 |
| Condição de ocupação — universo: PEA, maior de 17 anos | | | | |
| Ocupado | 25,60 | 81,39 | 22,30 | 80,51 |
| Desempregado | 54,84 | 18,61 | 50,55 | 19,49 |
| Total | 28,43 | 100,00 | 25,02 | 100,00 |
| Setor — universo: população ocupada | | | | |
| Formal ^a | 15,26 | 29,92 | 13,03 | 29,51 |
| Informal ^b | 32,55 | 70,08 | 28,35 | 70,49 |
| Total ^c | 24,31 | 100,00 | 21,05 | 100,00 |
| Jornada de trabalho — universo: população ocupada | | | | |
| Tempo integral | 24,69 | 85,85 | 21,48 | 86,03 |
| Tempo parcial | 33,24 | 14,15 | 29,15 | 13,97 |
| Total | 25,61 | 100,00 | 22,30 | 100,00 |

Fonte: PNAD de 1999.

^a Formal — empregado com carteira, empregador, estatutário e militar.

^b Informal — empregado sem carteira e conta-própria.

^c A diferença entre esta percentagem e a de total de ocupados deve-se à existência de *missings* na variável setor de ocupação.

TABELA 6
ESCOLARIDADE DOS CHEFES DE FAMÍLIA — UNIVERSO: POPULAÇÃO TOTAL
 [em %]

| Escolaridade | Com escala de equivalência | | Sem escala de equivalência | |
|----------------------|----------------------------|------------------------|----------------------------|------------------------|
| | Pobres | Distribuição de pobres | Pobres | Distribuição de pobres |
| Sem escolaridade | 55,35 | 27,32 | 50,35 | 27,13 |
| 1 a 3 anos de estudo | 48,56 | 25,38 | 44,60 | 25,45 |
| 4 a 7 | 37,58 | 31,97 | 34,72 | 32,24 |
| 8 a 10 | 29,64 | 9,99 | 27,19 | 10,00 |
| 11 a 14 | 13,93 | 5,05 | 12,31 | 4,87 |
| 15 ou mais | 1,98 | 0,30 | 1,88 | 0,31 |
| Total | 36,83 | 100,00 | 33,73 | 100,00 |

Fonte: PNAD de 1999.

4 SIMULAÇÕES

4.1 Metodologia

A estratégia de simulação utilizada possui três etapas: *a*) padronizar, entre pobres e não-pobres, o número de filhos menores de 14 anos, que são considerados dependentes; *b*) padronizar o engajamento no mercado de trabalho (participação na PEA e horas médias trabalhadas); e *c*) eliminar o desemprego. O impacto de cada uma dessas etapas é avaliado tanto de forma isolada como conjunta. Nesta seção, três medidas de pobreza são utilizadas. Da família de medidas de pobreza de Foster, Greer e Thorbecke (1984):

$$P(\alpha) = \frac{1}{nz^\alpha} \sum_{i=1}^{\phi} (z - y_i)^\alpha \quad (2)$$

onde n é a população total, z a linha de pobreza, y a renda e ϕ é o total de pobres, foram selecionadas $P(0)$, $P(1)$ e $P(2)$. A medida $P(0)$, utilizada na seção anterior, fornece a proporção de pobres. Ela atribui peso 1 para todos os pobres, independentemente da sua distância em relação à linha de pobreza. A medida $P(1)$, o hiato médio da renda, atribui peso 1 apenas aos indivíduos com renda zero e esse peso é linearmente decrescente à medida que a renda se aproxima da linha de pobreza. Por fim, a medida $P(2)$ também atribui peso 1 para aqueles com renda zero, mas o peso decresce, inicialmente, mais rápido do que na situação anterior. Assim, para os pobres com renda diferente de zero, o peso atribuído em $P(2)$ é sempre menor do que em $P(1)$. Note-se que, com exceção do caso em que todos os pobres possuem renda zero, $P(0) > P(1) > P(2)$. Entretanto, em termos relativos, quanto maior for α , maior será o peso dado aos mais pobres.

Nesta seção serão consideradas apenas as linhas de pobreza ajustadas pela escala de equivalência.

4.1.1 Padronização da estrutura familiar

Nesta etapa padronizou-se o número de filhos menores de 14 anos. O procedimento adotado foi o de substituir o verdadeiro número de filhos menores pelo número de filhos esperado, condicional às características da família. Quer dizer, substituir C_i por $\bar{C}_X = E[C_i | X_i]$, onde C_i é o número de filhos menores de 14 anos da família i e X_i é o vetor de características da família i .

Para se obter uma estimativa de \bar{C}_X , admitiu-se que:

$$C_i = \bar{C}_X + u_i = \beta_0 + \beta_1 Id_i + \beta_2 Id2_i + \beta_3 M_i + \sum_{j=1}^2 \gamma_j T_j + u_i \quad (3)$$

onde:

Id = idade do chefe de família;

Id^2 = quadrado da idade do chefe de família;

M = número de filhos maiores de 14 anos; e

T = *dummies* para o tipo de família: chefe homem sem cônjuge e chefe mulher sem cônjuge (chefe e cônjuge presentes é a categoria de referência); e

u = termo aleatório (com hipóteses usuais).

Variáveis fortemente relacionadas à renda familiar, mas pouco relacionadas ao ciclo de vida das famílias, foram excluídas. Para este exercício, admite-se que a decisão do número de filhos independe do valor de mercado dos ativos da família, em especial do capital humano das mulheres.¹⁰ Diferenças no número de filhos dependeria, então, de diferenças de preferências (consideradas ortogonais ao capital humano) e/ou aleatórias. De forma geral, a hipótese adotada é de que a estrutura familiar afeta a renda familiar *per capita* e, portanto, a pobreza, mas o inverso não ocorre. Evidentemente, trata-se de uma hipótese questionável. Pode-se, por exemplo, admitir que mulheres pobres em capital humano decidam, racionalmente, por um maior número de filhos e uma menor participação no mercado de trabalho. Por outro lado, é possível justificar que a pobreza é um elemento que contribui para a dissolução de casamentos. Ao considerar a estrutura familiar como exógena e igualar o número de filhos menores entre famílias com diferentes estoques de riqueza, o exercício de simulação realizado é enviesado a favor da tese de que o “excesso” de dependentes é uma das causas da pobreza.

A regressão (3) foi estimada por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para o conjunto das famílias brasileiras. De posse dos coeficientes dessa regressão, imputou-se para cada família o número esperado de filhos menores de 14 anos. Com base no novo tamanho da família, as medidas de pobreza foram recalculadas.

4.1.2 Engajamento no mercado de trabalho

O segundo exercício proposto consistiu em padronizar o engajamento no mercado de trabalho, o que envolve tanto taxa de participação como horas médias trabalhadas. O universo considerado para as simulações foram os indivíduos com

10. Nas simulações realizadas no estudo de Ferreira e Barros (1999), por exemplo, a escolha sobre o número de filhos é condicionada às variáveis de capital humano das famílias (educação e idade do chefe, além de *dummies* regionais). No entanto, o objetivo desses autores era outro. Eles estavam interessados em investigar os determinantes da evolução da distribuição de renda no Brasil ao longo das últimas duas décadas. Neste artigo, por outro lado, busca-se medir o percentual de pobres que existiria no Brasil caso pobres e não-pobres tivessem o mesmo número de filhos. Se essa padronização fosse condicional à educação dos pais (ou outras variáveis altamente correlacionadas com a renda permanente familiar), o exercício proposto ficaria enfraquecido.

14 ou mais anos de idade. Todas as crianças menores de 14 anos foram consideradas inativas.

A família tem de decidir se o membro j participa ou não da força de trabalho e, em caso afirmativo, o número de horas trabalhadas. Nesse exercício, as decisões de participação e de horas trabalhadas foram modeladas em separado. Novamente, a estrutura familiar foi considerada exógena.

O primeiro passo foi padronizar a condição de atividade. O procedimento adotado considerou como ativo todo indivíduo cuja moda do seu grupo (pessoas de mesmas características X) era a de participar do mercado de trabalho e inativo caso a moda fosse não participar. Quer dizer, foram considerados ativos todos aqueles para os quais $\Pr(A_i = 1 | X_i) > 0,5$, onde A é uma variável binária que assume valor 1 quando o indivíduo encontra-se ativo e zero em caso contrário.

Admitiu-se que $\Pr(A_i = 1 | X_i) = \frac{1}{1 + e^{-\beta \cdot X_i}}$. As variáveis incluídas no vetor de

regressores (X), na estimação desse modelo *logit*, foram: uma *dummy* para gênero; idade; quadrado da idade; anos de estudo completos; uma *dummy* para chefe de família; 26 *dummies* para indicar o estado onde o indivíduo mora (referência é São Paulo); uma *dummy* para área metropolitana; uma *dummy* para área urbana; proporção de filhos menores de 14 anos; duas *dummies* para o tipo de família (chefe homem sem cônjuge e chefe mulher sem cônjuge — a categoria de referência é chefe e cônjuge presentes); e número de pessoas na família.

A idéia desse exercício é de que indivíduos com situação familiar idêntica (estrutura familiar e posição na família) e mesmas oportunidades no mercado de trabalho (igual salário esperado) devem possuir a mesma condição de atividade.

O procedimento de padronização anterior pode gerar dois tipos de situação: *a*) indivíduos que mantiveram sua condição de atividade; e *b*) indivíduos que tiveram sua condição de atividade alterada. Nessa segunda situação, existem, ainda, duas possibilidades: *a*) pessoas ativas classificadas como inativas; e *b*) pessoas inativas classificadas como ativas. O caso de pessoas ativas classificadas como inativas não traz qualquer dificuldade, pois requer apenas que seus rendimentos do trabalho sejam excluídos da renda familiar. Entretanto, para o caso dos inativos classificados como ativos é necessário decidir sobre a condição de ocupação (ocupado ou desocupado) e, no caso de ocupado, imputar um salário-hora.¹¹

A classificação — como ocupado ou desocupado, dos inativos designados ativos — deu-se em duas etapas. Na primeira, obteve-se uma estimativa da probabilidade de desemprego para cada inativo classificado como ativo. Na segunda,

11. Note-se que para os indivíduos ativos classificados como ativos manteve-se a condição de ocupação observada.

promoveu-se um sorteio, em que a chance de ser considerado desempregado teve como base a estimativa obtida na primeira etapa.

Para a primeira etapa considerou-se que $\Pr(D_i = 1|X_i, A_i = 0) = \Pr(D_i = 1|X_i, A_i = 1)$, onde D é uma variável binária que assume valor 1 quando o indivíduo encontra-se desocupado e zero em caso contrário. Quer dizer, a probabilidade de um inativo encontrar-se desempregado, caso tivesse optado pelo estado de atividade, é idêntica à probabilidade de desemprego para o conjunto dos ativos com mesmas características X . Assim, estimou-se $\Pr(D_i = 1|X_i, A_i = 1)$ com base em um modelo *logit*, em que o vetor de regressores incluiu as mesmas variáveis da equação de participação, com exceção das variáveis de estrutura familiar (tipo da família, proporção de filhos menores e número de pessoas na família). De posse dos coeficientes estimados nesse modelo, imputou-se uma probabilidade de desemprego para cada inativo classificado como ativo.

Em relação ao sorteio, o procedimento adotado foi o seguinte: primeiramente, gerou-se uma variável aleatória com distribuição uniforme entre $[0,1]$. Em seguida, subtraiu-se da probabilidade estimada de desemprego esse valor. Se o resultado foi positivo, o indivíduo foi considerado desempregado; caso contrário, foi considerado ocupado.

Para se imputar um salário-hora para os inativos classificados como ocupados, supôs-se que $w_i = E[w_i|X_i] + u_i$, onde w é o logaritmo do salário-hora e $E[w_i|X_i] = \beta' X_i$. Assim, o log-salário de um indivíduo é o log-salário médio de seu grupo mais um termo aleatório. Admitindo-se que $u \sim N(0, \sigma^2)$, obteve-se o log-salário esperado estimando-se uma regressão, em MQO para o conjunto dos ocupados, do logaritmo do salário-hora em relação ao mesmo conjunto de regressores da equação de desemprego. A partir dos coeficientes obtidos na regressão imputou-se, para cada inativo considerado ocupado, um log-salário esperado. Para a medida do erro de previsão, gerou-se uma variável aleatória com distribuição normal, com média zero e variância determinada com base nos erros de previsão estimados $(w_i - \hat{\beta}' X_i)$.¹²

Determinada a condição de ocupação dos indivíduos que, embora observados inativos, foram classificados como ativos, padronizou-se, então, a jornada de trabalho entre pobres e não-pobres. Para isso, outra regressão por MQO foi estimada para o conjunto dos ocupados. A variável dependente foi o logaritmo do número de horas trabalhadas no trabalho principal e as independentes foram as mesmas utilizadas na equação de atividade. Usando os coeficientes estimados, imputou-se a jornada esperada de trabalho para cada indivíduo na amostra. Assim,

12. Note-se que, na ausência de uma medida para o erro de previsão, todos os indivíduos de mesmas características teriam o mesmo salário-hora. Tal procedimento reduz a dispersão salarial, o que é extremamente inconveniente quando o interesse da análise recai sobre desigualdade e pobreza.

para todos os ocupados com idênticas características, designou-se uma mesma jornada de trabalho. A partir do padrão de engajamento resultante, recalculou-se a renda familiar com base na nova renda do trabalho estimada¹³ e, por conseguinte, as medidas da pobreza.¹⁴

Este exercício pode estar superestimando a pobreza, no sentido de que indivíduos que eram observados inativos e foram estimados ativos e desempregados não recebem o seguro-desemprego.

4.1.3 Desemprego

Para simular o impacto do fim do desemprego, imputou-se uma renda para todos os desempregados e, a partir daí, foram recalculadas a renda familiar e as novas medidas de pobreza resultantes. O procedimento adotado é o que se segue: estimou-se uma regressão do logaritmo do salário mensal em relação às mesmas variáveis da equação de salário-hora apresentada anteriormente. Uma medida de erro de previsão foi também considerada. O procedimento é o mesmo do caso anterior.

Este exercício pode estar subestimando a pobreza. Muitos desempregados podem estar recebendo o seguro-desemprego. Como na PNAD só é possível identificar se o indivíduo recebeu ou não o seguro-desemprego (ou seja, não há informações com relação ao valor recebido e nem sobre o número de parcelas), esse tipo de rendimento não foi considerado e, portanto, pode estar acontecendo de a renda de alguns indivíduos estar sendo superestimada.

4.1.4 Estrutura familiar, engajamento no mercado de trabalho e desemprego

No último exercício, as três simulações foram realizadas em seqüência. Primeiramente, normalizou-se o número de filhos, em seguida padronizou-se o engajamento no mercado de trabalho e, por fim, eliminou-se o desemprego. Essa ordenação não é aleatória e está relacionada diretamente à metodologia empregada em cada uma das simulações. Tratou-se a princípio da homogeneização da estrutura familiar porque as variáveis “proporção de filhos menores de 14 anos” e “tamanho da família” são variáveis explicativas das equações de engajamento. Por outro lado, para que a renda estimada do trabalho pudesse ser imputada aos

13. A nova renda do trabalho foi calculada da seguinte forma:

a) para os ativos classificados como ativos que eram ocupados: salário-hora observado vezes jornada padronizada; e
b) para os inativos classificados como ativos que foram sorteados ocupados: salário-hora estimado vezes jornada padronizada.

14. Ao modelar separadamente a probabilidade de participação e a condição de ocupação (empregado ou desempregado) no mercado de trabalho, admite-se que a decisão de participação independe da probabilidade de se conseguir um emprego (resíduos independentes). A validade dessa hipótese, evidentemente, é questionável. Como forma de testar a robustez dos resultados, optou-se por também estimar a probabilidade de participação através de um *logit multinomial* (inativo, empregado ou desempregado). O procedimento para designar quais indivíduos seriam ativos, bem como a condição de ocupação para os designados ativos, permaneceu o mesmo. Como os dois procedimentos geraram resultados muito semelhantes, optou-se por apresentar as estimativas da probabilidade de participação resultantes dos modelos *logit binomial*.

desempregados era necessário que as condições de engajamento já estivessem normalizadas.

4.2 Resultados

A Tabela 7 apresenta os resultados das três simulações realizadas. Quando os três procedimentos de padronização são considerados em conjunto, a pobreza é reduzida em 28%, 39% e 47%, respectivamente, quando as medidas $P(0)$, $P(1)$ e $P(2)$ são utilizadas. Esse resultado global, no entanto, não revela as particularidades das simulações individuais.

O impacto da padronização da estrutura familiar não se mostrou muito significativo: a pobreza cairia entre 6% e 12% se o número de filhos menores de 14 anos fosse normalizado entre pobres e não-pobres. Esse resultado está de acordo com as estatísticas descritas anteriormente, as quais apontavam para o fato de a maior parte dos pobres viver em famílias com poucas crianças.¹⁵ A Tabela 8 mostra o tamanho médio das famílias antes e depois das simulações.

Como é possível observar, o impacto da padronização sobre o número de crianças entre os pobres não é desprezível (uma redução de 30%). Entretanto, em virtude da baixa proporção de crianças nas famílias, tal redução é insuficiente para promover uma mudança significativa nas medidas de pobreza, especialmente quando se trabalha com uma escala de equivalência que atribui peso menor às crianças.

Este exercício faz com que algumas famílias pobres saiam da condição de pobreza devido ao número de dependentes ser menor na simulação do que nos dados observados (o que implica uma renda familiar *per capita* ajustada mais elevada). Por outro lado, algumas famílias não-pobres passam a ser pobres pela razão oposta: a simulação eleva o número de dependentes. O resultado apresentado na Tabela 7 é o efeito líquido.

TABELA 7
RESULTADOS DAS SIMULAÇÕES
[em %]

| Simulações | $P(0)$ | $P(1)$ | $P(2)$ |
|---|--------|--------|--------|
| Situação inicial | 36,83 | 15,97 | 9,70 |
| Padronização do número de filhos menores de 14 anos | 34,70 | 14,34 | 8,58 |
| Padronização do engajamento no mercado de trabalho | 33,54 | 14,41 | 8,61 |
| Eliminação do desemprego | 31,85 | 12,61 | 7,09 |
| Geral | 26,48 | 9,81 | 5,14 |

15. Vale ressaltar que parte da diferença no número de filhos entre pobres e não-pobres pode ser explicada por diferenças de ativos das famílias, em especial do capital humano das mulheres. Assim, parte da pobreza que é explicada pelo fato de os pobres terem mais filhos do que a média da população seria, na verdade, decorrente de diferenças educacionais.

TABELA 8
TAMANHO MÉDIO DAS FAMÍLIAS

| Média das variáveis | Antes da padronização | | | Depois da padronização | | |
|---------------------|-----------------------|------------|--------------------|------------------------|------------|--------------------|
| | Pobres | Não-pobres | Total da população | Pobres | Não-pobres | Total da população |
| Tamanho da família | 3,79 | 3,27 | 3,43 | 3,39 | 3,46 | 3,43 |
| Número de crianças | 1,32 | 0,67 | 0,89 | 0,93 | 0,86 | 0,88 |

Analisando os fluxos brutos, tem-se que 11% das famílias pobres deixam de ser pobres e 3% das famílias não-pobres passam a ser pobres. Em média, as famílias que deixam a pobreza foram estimadas com dois filhos a menos e as que entram na condição de pobreza, com um filho a mais. Para as famílias pobres que permaneceram pobres, o exercício, na verdade, não teve muito impacto (em média, essas famílias foram estimadas com 0,25 filho a menos). Isso mostra que, para essas famílias, a condição de pobreza está relacionada a outros fatores que não a estrutura familiar.

A normalização do engajamento no mercado de trabalho também não se mostrou muito expressiva: a pobreza agregada cairia entre 9% e 11%. Vale notar que esse impacto não foi maior porque parte dos não-pobres passa a ser pobre com a simulação (8%). Esse efeito pode ser explicado pela redução da jornada de trabalho observada entre os ativos¹⁶ e também pelo fato de muitos não-pobres passarem da condição de atividade para a de inatividade. Este exercício tirou da condição de pobreza 23% das famílias pobres.

A Tabela 9 apresenta um outro aspecto interessante: com a simulação a percentagem de indivíduos ativos cresceu de 64,5% para 73,5%.¹⁷ Os indivíduos que deixam a inatividade são, em sua maioria, mulheres (60%), cônjuges (39%) ou filhos (31%) e com nível de escolaridade entre 1 e 8 anos de estudo (72%). Destes, a maior parte está fora da condição de pobreza (64%), embora o ingresso na força de trabalho seja um elemento importante para a saída da pobreza.

As taxas de desemprego permaneceram relativamente constantes antes e depois da simulação, enquanto a jornada média de trabalho foi reduzida. Tal redução se deu, provavelmente, em função do aumento da PEA, que trouxe ao mercado indivíduos com características que tendem a ser associadas a jornadas de trabalho relativamente mais curtas.

16. Na verdade, muitos não-pobres, com renda *per capita* relativamente próxima à linha de pobreza, só conseguiam escapar dessa condição porque trabalhavam muito. Com a padronização da jornada de trabalho, a jornada média desses indivíduos caiu de 46,6 para 38,1 horas semanais. Em função dos baixos salários auferidos por esses indivíduos, essa menor jornada fez com que eles passassem para a condição de pobreza.

17. Quando as probabilidades de participação foram obtidas a partir do *logit multinomial*, a nova taxa de atividade foi de 73,81%.

TABELA 9
CONDIÇÃO DE ATIVIDADE E DE OCUPAÇÃO^a

| Variáveis | Antes da padronização | | | Depois da padronização | | |
|--|-----------------------|------------|--------------------|------------------------|------------|--------------------|
| | Pobres | Não-pobres | Total da população | Pobres | Não-pobres | Total da população |
| PEA (%) | 59,16 | 67,19 | 64,50 | 65,65 | 76,78 | 73,49 |
| Desempregados (%) | 19,16 | 6,51 | 10,22 | 17,54 | 7,13 | 9,82 |
| Jornada semanal de trabalho ^b | 38,84 | 41,28 | 40,57 | 37,27 | 37,99 | 37,78 |

^a Note-se que o universo nessa etapa do trabalho inclui todos os indivíduos com 14 anos ou mais.

^b O valor apresentado corresponde à jornada média semanal de trabalho.

O impacto da eliminação do desemprego sobre a pobreza mostrou-se bem mais significativo: a percentagem de pobres reduziu-se entre 14% e 27%. Tal efeito se deve, em parte, à alta taxa de desemprego observada no ano de 1999 (em torno de 10%). Entre os pobres, essa taxa é ainda maior: 19%.

As estimativas encontradas por Barros, Corseuil e Leite (1999) acerca do impacto da eliminação do desemprego sobre a pobreza são menores do que as encontradas neste trabalho. Considerando a medida $P(0)$, por exemplo, a eliminação do desemprego resultaria em uma queda de 4,3% e 7,4% neste indicador, nos anos de 1987 e 1995, respectivamente. Essa diferença de resultados se deve às menores taxas de desemprego nesses dois anos (3,63% em 1987 e 6,7% em 1995) em relação à observada em 1999. Por outro lado, Ferreira e Barros (1999), também em um trabalho de microssimulações, encontraram efeitos “empobrecedores” e “desequalizantes” do aumento do desemprego entre 1976 e 1996 sobre a distribuição de renda familiar. O resultado é um aumento de 8% na percentagem de pobres.

Vale observar que, em todas as simulações, o impacto de redução da pobreza é relativamente maior quando a medida $P(2)$ é utilizada. Isso significa que as simulações se mostraram mais importantes sobre a intensidade da pobreza do que sobre sua extensão. Isso é especialmente verdadeiro no caso da eliminação do desemprego, uma vez que o desemprego implica renda zero para os que estão nessa condição.¹⁸

Em suma, quando os três exercícios são realizados em conjunto, as simulações efetuadas apresentam resultados significativos de redução da pobreza: entre 28% e 47%, e o principal fator responsável por esses resultados foi a eliminação do desemprego. Os resultados obtidos mostram que os aspectos relacionados ao mercado de trabalho (participação e desemprego) possuem uma importância maior

18. Isto não é necessariamente verdade com a existência do seguro-desemprego. Entretanto, essa fonte de renda não foi considerada neste trabalho.

do que aquela sugerida em trabalhos prévios. Evidentemente, eles não negam o fato de a pobreza no Brasil estar fortemente associada ao baixo valor de mercado do capital humano dos pobres. Por exemplo, para que a proporção de pobres [$P(0)$] caísse em magnitude semelhante à que foi obtida quando as três simulações foram realizadas seqüencialmente, seria necessário que a renda do trabalho de cada um dos indivíduos pobres se elevasse em 40%. Isso pode se mostrar muito mais factível do que promover o fim do desemprego e as mudanças de comportamento implícitas em nossos exercícios.

5 CONCLUSÕES

Este artigo avalia a importância da estrutura familiar e do engajamento no mercado de trabalho na determinação da pobreza no Brasil. O artigo utiliza técnicas de microssimulações para avaliar o impacto sobre a extensão e a intensidade da pobreza, da padronização, entre pobres e não-pobres, do tamanho da família, da participação no mercado de trabalho e do desemprego.

Os resultados apontam para uma redução da pobreza entre 28% e 47%, dependendo da medida de pobreza utilizada. O principal fator responsável por esse resultado é a eliminação do desemprego.

Este trabalho apresenta resultados para tais simulações que são mais expressivos do que os obtidos em trabalhos anteriores.

ABSTRACT

This paper uses microsimulation techniques to evaluate how different would be the incidence and the intensity of poverty if family size, labor force participation and the unemployment rate were the same in poor and nonpoor families. Our results are that the impact occurs fundamentally when unemployment differences are eliminated. The results of this paper are more expressive than those found in previous studies.

BIBLIOGRAFIA

- BARROS, R. P. de, CAMARGO, J. M., MENDONÇA, R. Pobreza, estrutura familiar e trabalho. In: FERNANDES, R. (org.). *O trabalho no Brasil no limiar do século XXI*. São Paulo: LTr, 1995.
- BARROS, R. P. de, CORSEUIL, C. H., LEITE, P. G. Labor market and poverty in Brazil. *Revista de Econometria*, v. 19, n. 2, 1999.
- BARROS, R. P. de, MENDONÇA, R. Os determinantes da desigualdade no Brasil. *A Economia Brasileira em Perspectiva*. Rio de Janeiro: IPEA, 1996.
- BUHMANN, B., RAINWATER, L., SCHMAUS, G., SMEEDING, T. M. Equivalence scales, well-being, inequality and poverty: sensitivity estimates across ten countries using the Luxembourg Income Study (LIS) database. *The Review of Income and Wealth*, series 34, n. 2, 1988.

- CITRO, C., MICHAEL, R., MARITANO, N. *Measuring poverty: a new approach*. Washington, D.C.: National Academy Press, 1995.
- FAVA, V. L. *Urbanização, custo de vida e pobreza no Brasil*. São Paulo: IPE/USP, 1984.
- FERREIRA, F., BARROS, R. P. de. The slippery slope: explaining the increase in extreme poverty in urban Brazil, 1976-1996. *Revista de Econometria*. Rio de Janeiro: SBE, v. 19, n. 2, 1999.
- FOSTER, J., GREER, J., THORBECKE, E. A class of decomposable poverty measures. *Econometrica*, v. 52, n. 3, 1984.
- LAM, D., LEVINSON, D. Idade, experiência e diferenciais de renda: Estados Unidos e Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 20, n. 2, 1990.
- RAMOS, L., VIEIRA, M. L. A relação entre educação e salários no Brasil. *A Economia Brasileira em Perspectiva*. Rio de Janeiro: IPEA, 1996.
- ROCHA, S. Do consumo observado à linha de pobreza. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 27, 1997.
- SCHILLER, B. R. *The economics of poverty and discrimination*. 6ª ed. New Jersey: Prentice-Hall, 1995.
- SOTOMAYOR, O. J. *Poverty and income inequality in Puerto Rico, 1970-1990*. Recinto de Río Piedras: Centro de Investigaciones Sociales, Universidad de Puerto Rico, 1998.

(Originais recebidos em janeiro de 2002. Revistos em março de 2002.)