

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 266

**DETERMINANTES DO RISCO DE POBREZA URBANA NO BRASIL
DURANTE A DÉCADA DE 90**

Rafael Perez Ribas

Junho de 2005

Ficha catalográfica

330.59 Ribas, Rafael Perez .
R482d Determinantes do risco de pobreza urbana no Brasil
2005 durante a década de 90 / Rafael Perez Ribas. - Belo
Horizonte: UFMG/Cedeplar, 2005.

24p. (Texto para discussão ; 266)

1. Pobreza urbana - Brasil. 2. Família -
Condições econômicas - Brasil. 3. Brasil - População
urbana - Condições econômicas. I. Universidade Federal
de Minas Gerais. Centro de Desenvolvimento e
Planejamento Regional. II. Título. III. Série.

CDU

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
CENTRO DE DESENVOLVIMENTO E PLANEJAMENTO REGIONAL**

**DETERMINANTES DO RISCO DE POBREZA URBANA NO BRASIL
DURANTE A DÉCADA DE 90**

Rafael Perez Ribas

Mestrando em Economia do CEDEPLAR-UFMG.

**CEDEPLAR/FACE/UFMG
BELO HORIZONTE
2005**

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	6
2. METODOLOGIA E TRATAMENTO DAS VARIÁVEIS	7
3. ANÁLISE DESCRITIVA.....	12
4. RESULTADOS	14
5. CONCLUSÃO	22
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	23

RESUMO

Para colaborar com o desenho de um perfil da população pobre no Brasil, este artigo tem o objetivo de estimar fatores determinantes do risco de pobreza entre as famílias urbanas através de um modelo de regressão logit, aplicado a uma amostra *cross-section* de três períodos empilhados. Foi observado que a pobreza relativa era maior no início da década de noventa e que essa redução deve-se muito a mudanças na composição das famílias e nas características de seus chefes. Apesar disso, constata-se que famílias chefiadas por indivíduos mais jovens são as que trazem consigo os aspectos mais desfavoráveis a sua condição de vida, provavelmente porque esses chefes sofreram, em média, uma inserção relativamente precária no mercado de trabalho. Além de salientar a importância das condições ocupacionais do chefe, uma maior dependência da renda provinda de outras fontes, que não as de trabalho, possui um efeito de redução no risco de pobreza da família maior que qualquer outro tipo de ocupação que o chefe venha a ter. Por fim, confirma-se que o tamanho da família tem reflexos negativos sobre a determinação de sua renda. No entanto, os efeitos variam de acordo com a faixa etária dos membros. No caso, a presença de aposentados reduz o risco de pobreza, enquanto um maior número de crianças o aumenta significativamente.

Palavras-chaves: Linha de Pobreza Relativa, Renda Equivalente, Sensibilidade dos Parâmetros

“Desde que se começou a escrever a história, tem havido três classes no mundo, Alta, Média e Baixa. Mesmo depois de enormes comoções e transformações aparentemente irrevogáveis, o mesmo diagrama sempre se restabeleceu, da mesma forma que um giroscópio em movimento sempre volta ao equilíbrio, por mais que seja empurrado deste ou daquele lado. Os objetivos desses três grupos são inteiramente irreconciliáveis...” Emmanuel Goldstein, “Teoria e Prática do Coletivismo Oligárquico” (George Orwell, “1984”)

1. INTRODUÇÃO

O grau de pobreza que uma sociedade experimenta depende tanto do volume e da distribuição de recursos quanto do tamanho, da distribuição e das características da população entre as famílias. Assim, como se sabe, pobreza é uma consequência das condições econômicas e demográficas em determinado período. No entanto, sabe-se também que esses dois determinantes básicos não são determinados independentemente. O trabalho de Barros *et al.* (2000) revelou que o efeito das mudanças demográficas ocorridas ao longo das últimas décadas no Brasil foi de uma contínua redução na pobreza. Sendo que, fruto das mudanças na composição etária e no tamanho das famílias, tal redução é equivalente a um crescimento adicional da renda per capita em até meio ponto percentual ao ano. Dessa forma, as condições macroeconômicas se interagem aos aspectos demográficos, como composição das famílias, reduzindo a pobreza.

Para se estabelecer políticas eficazes de combate ao problema é necessário, portanto, caracterizar o perfil da população pobre, a fim de verificar as especificidades do caso brasileiro. Segundo Ferreira *et al.* (2000), esse perfil de pobreza fornece informações suficientes para guiar uma realocação de gastos sociais cruciais, sobre educação, saúde e proteção social. Tanto eles quanto Rocha (2003) realizaram esse estudo, utilizando informações da Pesquisa Nacional de Amostras de Domicílio (PNAD) de 1996 e 1999 respectivamente.

Ambos trabalhos apresentam um perfil *cross-section*, caracterizando “quem” são os pobres no Brasil. Apesar do primeiro desses trabalhos não ter identificado significância de muitas características familiares como determinantes da pobreza, o conhecimento mais detalhado das causas dela, a nível familiar, são de extrema importância.

Para Rocha, os indicadores de cor e raça evidenciam a prevalência, na pobreza, de indivíduos de cor preta e parda, assim como a correlação entre baixo nível educacional e pobreza, apesar da taxa de analfabetismo estar tendendo a zero rapidamente ao longo do tempo. Já na análise de Ferreira *et al.* não são identificados efeitos marginais de muitas características do chefe para a determinação da condição de vida da sua família, exceto no caso da escolaridade. As características de raça e idade do chefe estão correlacionadas com a pobreza, porém incondicionalmente.

Outro consenso entre os trabalhos sobre pobreza no Brasil, focados na carência de renda, é a utilização da idéia de privação absoluta na definição de uma linha de pobreza. Entre eles, podem-se citar os trabalhos de Rocha (2000, 2001 e 2003) e o próprio artigo de Ferreira *et al.* (2000). No entanto, para um estudo sobre determinantes de pobreza ao nível micro, considera-se que a definição de linhas de pobreza relativa seja mais recomendável, pois se acredita que a renda monetária possua

aspectos de privação social que vão além do acesso a uma cesta de consumo mínima. Nessa idéia, Sen (1981) coloca que a privação relativa em termos de bens, renda ou recursos está relacionada à privação absoluta em termos de capacidades das pessoas. A idéia de se utilizar uma linha de pobreza relativa busca, justamente, conciliar minimamente, numa mesma análise, pobreza e exclusão (ou privação) social, o que, no Brasil, está muito ligado à renda auferida pelas pessoas.

Com isso, o objetivo deste trabalho é de estimar os fatores determinantes do risco de pobreza entre as famílias urbanas brasileiras, assim como a probabilidade dessas famílias serem pobres de acordo com determinadas características. O modelo a ser aplicado é o logit, que analisa o risco de se estar abaixo da linha de pobreza em relação ao fato de estar acima dela, utilizando dados da Pesquisa Nacional de Amostras de Domicílios (PNAD) de 1992, 1997 e 2002. Com o uso de um *survey* como a PNAD, torna-se impossível uma análise dinâmica da condição de vida das famílias, a não ser em casos de agregação. Portanto, o trabalho se prende a uma análise estática.

2. METODOLOGIA E TRATAMENTO DAS VARIÁVEIS

Assim como no trabalho de Ferreira *et al.* (2000), o indicador base utilizado para construir a linha de pobreza é uma transformação da renda bruta total da família (Y). Essa transformação é dada por $y_{ijt} = \frac{Y_{ijt}}{I_{jt}n_{it}^\theta}$, onde a família i reside na área geográfica j no período t , n é o número de membros da família, I é um índice de preços espacial e $\theta \in [0,1]$ é o parâmetro de escala equivalente de Buhmann *et al.* (1988)¹.

O índice de preços utilizado foi retirado do trabalho de Ferreira *et al.* (2000), sendo que a área de referência para o índice foi a Região Metropolitana de São Paulo. Com um valor para θ escolhido e com as rendas familiares deflacionadas espacialmente e temporalmente uma renda familiar equivalente é definida. Com o parâmetro $\theta = 1$, a renda equivalente é igual à renda familiar per capita, o indicador geralmente usado em trabalhos no Brasil. O parâmetro $\theta = 0.5$ forma uma outra escala comumente usada na literatura como um todo, a chamada escala de raiz quadrada (*square-root scale*), que atribui a cada membro da família uma renda equivalente, dividindo a renda total familiar pela raiz quadrada do número de membros dessa.

A fim de identificar as famílias pobres, é necessário definir uma linha de pobreza a partir dessa renda equivalente. Apesar de autores como Rocha (1996 e 2003), Ferreira *et al.* (2000) e Barros *et al.* (2000b) optarem pela defesa de um conceito de pobreza absoluta na definição de linhas de pobreza e de indigência, optou-se neste trabalho por uma linha baseada no conceito de pobreza relativa (FOSTER, 1998; CAPPELLARI & JENKINS, 2002; GALLOWAY, 2004).

Barros *et al.* (2000b), coniventes com o uso do conceito de privação absoluta, definem pobreza justamente como a situação de “carência em que indivíduos não conseguem manter um

¹ O parâmetro de escala equivalente é útil para checar a sensibilidade da pobreza ou estimar desigualdade sobre diferentes suposições de economias de escala (LANJOUW & RAVALLION, 1995).

padrão de vida mínimo condizente com as referências socialmente estabelecidas em cada contexto histórico” (p. 22). Portanto, o consenso sobre o uso da linha de pobreza absoluta como um marco indicador das condições de vida só é justificado se o comportamento das famílias é estável no tempo. No entanto, mudanças institucionais e na caracterização das famílias podem alterar o padrão de vida socialmente estabelecido, havendo necessidade de mudança neste marco estabelecido².

A opção de uma linha de pobreza relativa é justificável pelos próprios problemas de desigualdade de renda, e conseqüente exclusão social, existentes no Brasil (BARROS *et al.*, 2000b; BOURGUIGNON & FERREIRA, 2000), fazendo com que a pobreza não seja somente um problema relacionado às condições mínimas de sobrevivência e reprodução das famílias, mas um problema de segregação social.

Assim como Nicoletti (2003), a linha de pobreza foi estabelecida como 40% da mediana, de cada período, da renda familiar equivalente. Outras três linhas de pobreza relativa estabelecidas foram 50%, 60% e 70% das mesmas medianas, com o intuito de verificar a sensibilidade dos parâmetros estimados na regressão.

TABELA 1
Linhas de pobreza relativa baseadas na distribuição de renda no Brasil entre as famílias urbanas, em 1992, 1997 e 2002, segundo as escalas equivalentes

Ano 1992	$\theta = 1.00$	$\theta = 0.90$	$\theta = 0.80$	$\theta = 0.70$	$\theta = 0.60$	$\theta = 0.50$
Mediana	170.72	189.86	208.94	234.47	265.11	295.89
40% da mediana	68.29	75.94	83.58	93.79	106.04	118.36
50% da mediana	85.36	94.93	104.47	117.24	132.56	147.95
60% da mediana	102.43	113.92	125.36	140.68	159.07	177.53
70% da mediana	119.50	132.90	146.26	164.13	185.58	207.12
Ano 1997	$\theta = 1.00$	$\theta = 0.90$	$\theta = 0.80$	$\theta = 0.70$	$\theta = 0.60$	$\theta = 0.50$
Mediana	216.71	244.57	275.65	309.19	346.61	387.13
40% da mediana	86.68	97.83	110.26	123.68	138.64	154.85
50% da mediana	108.36	122.29	137.83	154.60	173.31	193.57
60% da mediana	130.03	146.74	165.39	185.51	207.97	232.28
70% da mediana	151.70	171.20	192.96	216.43	242.63	270.99
Ano 2002	$\theta = 1.00$	$\theta = 0.90$	$\theta = 0.80$	$\theta = 0.70$	$\theta = 0.60$	$\theta = 0.50$
Mediana	207.25	229.46	254.22	284.76	315.77	352.43
40% da mediana	82.90	91.78	101.69	113.90	126.31	140.97
50% da mediana	103.63	114.73	127.11	142.38	157.89	176.22
60% da mediana	124.35	137.68	152.53	170.86	189.46	211.46
70% da mediana	145.08	160.62	177.95	199.33	221.04	246.70

Fonte: PNAD 1992, 1997, 2002. Elaboração própria

Nota: valores de 1992 e 1997 deflacionados pelo INPC (set. 2002=100).

² Rocha (2003), utilizando o mesmo método de cálculo para a linha de pobreza, chega a resultados distintos para as décadas de oitenta e noventa quando a fonte do padrão de vida muda do Estudo Nacional da Despesa Familiar (ENDEF) de 1974 para a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 1995-96.

Com a variável de resposta dicotômica (y), de estar abaixo da linha de pobreza ($y=1$) ou não estar abaixo dessa linha ($y=0$) em determinado período, a lógica consiste em estimar, através de um modelo de regressão logit, a probabilidade de se estar na primeira situação em relação à segunda situação. Na função de probabilidade acumulada, um conjunto de fatores, expresso no vetor \mathbf{x} , explica a situação, tal que

$$\begin{aligned}\Pr(Y = 1 | \mathbf{x}) &= F(\mathbf{x}, \boldsymbol{\beta}) \\ \Pr(Y = 0 | \mathbf{x}) &= 1 - F(\mathbf{x}, \boldsymbol{\beta}).\end{aligned}$$

O conjunto de parâmetros $\boldsymbol{\beta}$ reflete o impacto das mudanças em \mathbf{x} sobre a probabilidade.

Outra forma de estimação utilizada consiste em ordenar a situação de resposta de acordo com a probabilidade de se estar abaixo, acima, ou entre os intervalos das quatro linhas de pobreza relativa estabelecidas. Ou seja, tomou-se a variável resposta, y , com 5 categorias ordenadas ($j = 0, 1, 2, 3, 4$).

As variáveis ordenadas podem ser vistas como algo entre variáveis nominais por um lado e variáveis contínuas por outro, no sentido que são mais gerais que as contínuas ao permitir distâncias variantes entre valores adjacentes, porém mais restritas que as nominais ao conter a informação de ordenamento.

A probabilidade acumulada do modelo logit ordenado, utilizado na estimação, é descrita como

$$C_{ij} = \Pr(y_i \leq j | \mathbf{x}_i) = \frac{[\exp(\alpha_j + \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta})]}{[1 - \exp(\alpha_j + \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta})]}.$$

O modelo é de *odds* proporcionais. Dado dois vetores de covariadas, \mathbf{x}_{i1} e \mathbf{x}_{i2} , as *odds* de uma resposta $y_i \leq j$ em relação a $y_i > j$ são proporcionalmente maiores ou menores entre as duas situações $\mathbf{x}_i = \mathbf{x}_1$ e $\mathbf{x}_i = \mathbf{x}_2$. Sendo $\omega(\mathbf{x}_h)$, com $h = 1, 2$, as *odds* acumuladas associadas aos valores das covariadas, a *odds-ratio* acumulada é obtida como

$$\frac{\omega(\mathbf{x}_1)}{\omega(\mathbf{x}_2)} = \frac{[\Pr(y_i \leq j | \mathbf{x}_1) / \Pr(y_i > j | \mathbf{x}_1)]}{[\Pr(y_i \leq j | \mathbf{x}_2) / \Pr(y_i > j | \mathbf{x}_2)]} = \frac{[\exp(\mathbf{x}_1' \boldsymbol{\beta})]}{[\exp(\mathbf{x}_2' \boldsymbol{\beta})]} = \exp[(\mathbf{x}_1 - \mathbf{x}_2)' \boldsymbol{\beta}],$$

que é proporcional às distâncias entre os valores das variáveis explicativas. O logaritmo da *odds-ratio* acumulada é

$$\log \left[\frac{\omega(\mathbf{x}_1)}{\omega(\mathbf{x}_2)} \right] = l_i(\mathbf{x}_1) - l_i(\mathbf{x}_2) = (\mathbf{x}_1 - \mathbf{x}_2)' \boldsymbol{\beta}.$$

No logit ordenado, as categorias foram definidas como tendo renda familiar equivalente superior à linha de pobreza de 70% da mediana, $j=0$, entre as linhas de 70% e 60% da mediana, $j=1$, entre as linhas de 60% e 50% da mediana, $j=2$, entre as linhas 50% e 40% da mediana, $j=3$, e inferior à linha de 40% da mediana, $j=4$. Sendo que a categoria de referência foi aquela em que j é igual a zero.

As análises consistem em *cross-sections*, empilhando as informações de três anos, 1992, 1997 e 2002, de microdados da PNAD. Nesses períodos, a amostra foi estabelecida como as famílias com chefes entre 15 e 84 anos de idade, residentes em áreas urbanas³. A *cross-section* trabalha com uma estrutura de idade do chefe por período, sendo que as coortes de nascimento correspondem à diagonal da matriz $K = I + J - 1$, onde I são as categorias de idade espaçadas pelas diferenças de 5 anos entre períodos em J.⁴

Desde que a coorte é igual à diferença entre período e idade, o componente linear de um dos efeitos é a soma ou a diferença dos componentes lineares dos outros dois efeitos, gerando um problema de identificação no modelo. Sendo que os componentes não lineares dos efeitos de idade, período e coorte são identificáveis, mesmo se o componente linear não é identificável. Para resolver esse problema é imposto restrições lineares sobre qualquer variável independente. Dessa forma, assumiu-se, neste trabalho, que as duas coortes mais antigas possuem os mesmos coeficientes.

Da amostra estabeleceram-se 16 coortes que captam períodos quinquenais entre 1918 e 1983.

TABELA 2
Definição das coortes para os anos de 1992, 1997, 2002

Período Idade	1992	1997	2002
15-19	3	2	1
20-24	4	3	2
25-29	5	4	3
30-34	6	5	4
35-39	7	6	5
40-44	8	7	6
45-49	9	8	7
50-54	10	9	8
55-59	11	10	9
60-64	12	11	10
65-69	13	12	11
70-74	14	13	12
75-79	15	14	13
80-84	16	15	14

Fonte: Elaboração própria.

As diferenças entre as coortes não estão restritas somente às características do nascimento, elas tendem também a serem localizadas por idade, seguindo possíveis eventos específicos do ciclo de vida. Além disso, toda coorte é heterogênea, desenvolvendo padrões temporais distintos, e respondem a estímulos específicos do período (RYDER, 1965).

³ No trabalho, excluem-se as famílias residentes em áreas rurais pelas especificidades que uma análise de pobreza rural exige, em relação à análise de pobreza urbana. Para uma análise de pobreza rural, seria necessário um modelo distinto que envolveria um outro conjunto de variáveis.

⁴ A classificação dos indivíduos por uma mesma coorte se dá por aqueles que nasceram em um mesmo período em um intervalo de tempo e envelheceram juntas. As coortes, ao encontrar a herança social desse período, carregam consigo as marcas deste encontro ao longo de toda vida, incorporando uma temporalidade específica que as diferenciam entre si (RYDER, 1965).

Portanto, entre as variáveis explicativas do modelo, foram colocadas a idade do chefe de família, além dessa idade ao quadrado, buscando verificar a concavidade dessa, e *dummies* para os períodos, omitindo o ano de 1992, e para as coortes deste chefe, omitindo as duas coortes entre os anos de 1908 e 1917 (coorte 15 e coorte 16).

Outras variáveis relacionadas às características do chefe de família são referentes ao gênero, raça, migração, escolaridade e características de atividade e ocupação. Em relação ao gênero, utilizou-se uma *dummy* com valor 1 para a chefe mulher e valor 0 no caso do chefe homem. Para raça, utilizou-se uma *dummy*, com valor 1 para chefes pretos, pardos ou índios e valor 0 para chefes brancos ou amarelos. A variável de migração considerou se mudou para o município de residência em 4 anos, em relação ao período de referência. Em relação às características de atividade e ocupação, o conjunto de *dummies* considerou as situações de ocupação e desocupação na semana de referência. O conjunto de indivíduos ocupados foi subdividido em empregados formais, empregados informais, trabalhadores não remunerados, ocupados por conta própria e empregadores. Desse conjunto de *dummies*, omitiu-se nas regressões a variável relacionada aos desocupados.

Entre os indivíduos ocupados, outros conjuntos de *dummies* incorporados foram referentes ao ramo de atividade, a fim de controlar essas características para estimação dos efeitos nas *dummies* anteriores. Além disso, supondo a diversidade de indivíduos não ocupados, os efeitos de um rendimento não oriundo do trabalho foi incorporado através de uma *dummy*, com valor 1 quando mais de 50% da renda individual provém de outras fontes que não o trabalho.

No modelo também foram utilizadas variáveis relacionadas à presença do cônjuge e à participação de sua renda individual na renda total da família. Nas variáveis explicativas características das famílias estão o número de membros e seu valor ao quadrado, sendo que esse número de membros pode ser decomposto em diferentes categorias, a fim de estimar o efeito específico de cada tipo de indivíduo incorporado à família. Essa decomposição está relacionada ao número de crianças (entre 0 e 2 anos, 3 e 4 anos, 5 e 11 anos, 12 e 15 anos e 16 e 18 anos), adultos (entre 19 e 59 anos) e idosos (entre 60 e 75 anos e com mais de 75 anos), além do número de membros ocupados em alguma atividade e aposentados. Já as variáveis explicativas características do domicílio foram definidas por aqueles serviços públicos a qual ele tem acesso (redes de água encanada, luz e esgoto) e pela sua localização em si (regiões Sul, Sudeste, Centro-oeste, Nordeste, Norte; áreas metropolitanas ou não-metropolitanas).

Cabe deixar claro que as observações com renda familiar ignorada na PNAD foram retiradas da amostra. A suposição feita foi que as informações são aleatoriamente ausentes (MAR, *missing at random*), ou seja, a probabilidade de resposta é assumida ser independente das informações não-observadas condicionadas às informações observadas. Dessa forma, o modelo pode vir a apresentar algum viés de estimação se caso a condição MAR não for cumprida⁵. Outro problema na estimação está relacionado ao viés que os erros heteroscedásticos trazem aos modelos logit (GREENE, 2003). Para o problema de heteroscedasticidade, utilizou-se apenas a estimação ponderada pelas características da família para melhorar a eficiência dos parâmetros⁶.

⁵ Nicoletti (2003) aponta para a importância do teste de condição MAR. Não sendo essa condição cumprida, uma abordagem de estimação adequada são os métodos de correção de seleção da amostra econométrica, adotados desde Heckman (1979).

⁶ A variável de ponderação foi o peso da família atribuído pelo IBGE, dada sua participação na PNAD.

3. ANÁLISE DESCRITIVA

As tabelas e gráficos a seguir fornecem uma descrição preliminar para subsidiar a análise do modelo posteriormente.

Da tabela abaixo, pode-se descrever algumas características das famílias na amostra como: 17% das famílias estão abaixo da linha de pobreza definida, enquanto 30% delas estão abaixo da linha definida por Rocha (2003); as famílias têm um tamanho médio de 3.5 membros, enquanto o número médio de ocupados é de 1.5; a maioria dos chefes de família nasceu entre 1953 e 1963 e a idade média é de 43 anos, sendo que a escolaridade média é de 6.2 anos de estudo; 76% dos chefes são homens e 24% são mulheres, 42% foram classificados como negros e 58% como brancos; 18% dos chefes não estão ocupados na semana; dos 82% dos chefes ocupados na semana em alguma atividade, 41% eram empregados formalmente e 27% empregados de modo informal, 22% trabalhava por conta própria, 6% eram empregadores e 0.4% não eram remunerados; 71% dos chefes têm parceiro na família, sendo que 12.5% da renda familiar média provém da remuneração dos cônjuges.

TABELA 3
Médias das variáveis selecionadas nas PNADs, nos anos de 1992, 1997 e 2002
para as famílias urbanas

Variável	Média	Variável	Média
Família		Chefe da Família	
renda familiar	1218.797	coorte 1953-1957	0.1258039
renda familiar equivalente per capita	426.0678	coorte 1948-1952	0.1044029
abaixo da linha de pobreza absoluta	0.2975744	coorte 1943-1947	0.0797969
abaixo da linha de indigência	0.0620816	coorte 1938-1942	0.0629160
abaixo da linha de pobreza de 40% da mediana	0.1666607	coorte 1933-1937	0.0505336
abaixo da linha de pobreza de 50% da mediana	0.2230980	coorte 1928-1932	0.0413739
abaixo da linha de pobreza de 60% da mediana	0.2753739	coorte 1923-1927	0.0297268
abaixo da linha de pobreza de 70% da mediana	0.3251767	coorte 1918-1922	0.0193359
número de membros da família	3.504307	coorte 1913-1917	0.0115079
número de crianças entre 0 e 2 anos	0.195449	coorte 1908-1912	0.0036146
número de crianças entre 3 e 4 anos	0.141704	idade	42.87
número de crianças entre 5 e 11 anos	0.514273	homem	0.7569767
número de crianças entre 12 e 15 anos	0.301663	mulher	0.2430233
número de jovens entre 16 e 18 anos	0.213757	negro	0.4189688
número de adultos entre 19 e 59 anos	1.898311	branco	0.5810312
número de adultos entre 60 e 75 anos	0.196868	migrou para o município atual nos últimos 4 anos	0.9181639
número de adultos com mais de 75 anos	0.042282	anos de estudo completos	6.166117
número de aposentados na família	0.208465	não ocupado na semana de referência	0.1812568
número de ocupados na família	1.540551	ocupado na semana de referência	0.8187432
proporção participação cônjuge na renda familiar	0.1249681	empregado formal	0.4088273
Domicílio		empregado informal	0.2704832
com água encanada	0.8651875	ocupado por conta própria	0.2187258
ligado à rede de esgoto	0.7242986	empregador	0.0560384
ligada a rede de energia elétrica	0.9871484	não remunerado	0.0035533
área metropolitana	0.3772750	agrícola	0.0660315
Sul	0.1592334	indústria	0.2378373
Sudeste	0.4962058	comércio	0.1384104
Centro-oeste	0.0731873	administração pública	0.0560114
Nordeste	0.2169297	serviço	0.3204525
Norte	0.0544438	com mais de 50% da renda provinda do trabalho	0.8172307
Chefe da Família		com menos de 50% da renda provinda do trabalho	0.1827693
coorte 1983-1987	0.0034067	casado	0.7071183
coorte 1978-1982	0.0272109	Período	
coorte 1973-1977	0.0642537	ano 1992	0.3145033
coorte 1968-1972	0.1054352	ano 1997	0.3626796
coorte 1963-1967	0.1332263	ano 2002	0.3228171
coorte 1958-1962	0.1374550		

Fonte: PNAD 1992, 1997, 2002. Elaboração própria.

⁷ Como verificado por Rocha (2003), o acesso à energia elétrica entre as famílias é quase que universalizado. Portanto, essa variável foi retirada das análises posteriores.

A tabela 4 compara a proporção de famílias pobres estimada pelas linhas de pobreza relativa proposta com a proporção estimada pelas linhas absolutas proposta por Rocha (2003). Das proporções estimadas, é possível verificar que, apesar de uma significativa redução na incidência da pobreza e da indigência absoluta, a pobreza relativa não seguiu um processo tão amplo ao longo do tempo.

TABELA 4
Proporção de famílias pobres urbanas estimadas no Brasil, em 1992, 1997 e 2002,
segundo diferentes linhas de pobreza, $\theta = 1.00$.

Proporção de Famílias (%)	1992	1997	2002
abaixo da linha de pobreza absoluta	37.45	27.74	24.53
abaixo da linha de indigência	09.00	06.61	03.03
abaixo da linha de pobreza de 40% da mediana	18.01	18.12	13.72
abaixo da linha de pobreza de 70% da mediana	35.09	32.76	29.73

Fonte: PNAD 1992, 1997, 2002. Elaboração própria

Segundo Rocha (2003), o sucesso da estabilização macroeconômica com o Plano Real, em 1994, gerou essa significativa redução na incidência da pobreza absoluta. O ano de 1994 serviu como uma fronteira entre dois patamares distintos da incidência do problema. No entanto, os problemas distributivos não se alteram significativamente. Ramos e Vieira (2000) apontam que, no período imediatamente posterior à implementação do Plano Real, se observa algum progresso distributivo insuficiente para compensar a deterioração ocorrida entre 1992 e 1993, pré-Plano. Sendo que, em 1997, há uma inversão nessa queda e a desigualdade volta a apresentar um ligeiro crescimento.

Possivelmente, muitos daqueles pobres do início da década de noventa, apesar de melhorarem em algum sentido suas condições de vida, continuaram pertencendo ao mesmo quantil na distribuição de renda. Inclusive, referente a situações de pobreza persistente, Yaqub (2003) argumenta que é mais difícil o indivíduo ter sua posição na distribuição de renda alterada *vis-à-vis* ganhos absolutos na renda real.

TABELA 5
Proporções observadas das famílias urbanas pobres, em 1992, 1997 e 2002,
segundo gênero e raça de seus chefes, linha de 40% da mediana

Proporção Famílias Pobres Chefiadas por (%)	1992	1997	2002
homem branco	04.48	03.96	03.23
mulher branca	02.03	02.36	01.02
homem negro	07.88	07.64	07.05
mulher negra	03.62	04.16	02.42
Total	18.01	18.12	13.72

Fonte: PNAD 1992, 1997 e 2002. Elaboração própria.

A tabela acima aponta que a proporção de famílias pobres era 77% maior para aquelas chefiadas por negros em 1992 e chega a ser 123% maior para esses chefes em 2002, um aumento de 34% na razão. Somente entre chefes mulheres essa razão entre raças aumenta 75%. Já em relação à diferença de gênero, a razão entre as proporções de famílias pobres chefiadas por homens e chefiadas por mulheres aumentou 67%. Ou seja, a crescente maioria das famílias pobres é chefiada por homens. De fato, a presença na pobreza de chefes mulheres, assim como a de chefes homens brancos, diminuiu ao longo da década. Ao contrário, a presença de famílias chefiadas por homens negros manteve-se estável no tempo.

TABELA 6
Proporções condicionadas de famílias urbanas pobres, em 1992, 1997 e 2002, segundo gênero e raça de seus chefes, linha de 40% da mediana

proporção famílias pobres chefiadas por (%)	1992	1997	2002
homem branco	09.80	09.10	07.27
mulher branca	15.26	15.51	08.54
homem negro	25.82	25.83	21.02
mulher negra	34.73	35.77	24.02
Total	18.01	18.12	13.72

Fonte: PNAD 1992, 1997 e 2002. Elaboração própria

Com as proporções condicionadas a cada tipo de chefe, verifica-se que as mulheres negras ou índias são as de maior sobre-representação na pobreza, seguido dos chefes homens negros. Tanto para os chefes brancos quanto negros, as representações de chefes homens e mulheres na pobreza vêm convergindo, a partir da metade do período.

4. RESULTADOS

Na estimação do modelo logit de análise binária, foi possível explicar a situação de pobreza em quase 46%, de acordo com as variáveis explicativas selecionadas e com uma linha de 40% da renda familiar equivalente mediana. Com a linha de pobreza de 70% da renda mediana, o percentual de explicação foi de 42%. De fato, quanto menor valor da linha selecionada, mais o modelo explica as observações.

TABELA 7
Coefficientes da regressão logit, $\theta = 1.00$

Variável	linha relativa 40%	linha relativa 50%	linha relativa 60%	linha relativa 70%	linha pob. absol.	linha indig. absol.
ano 1997	0.1997062	0.2422016	0.1511366	0.0769142	-0.4996780	-0.6581529
ano 2002	0.4710772	0.6064144	0.5177308	0.4706532	-0.0449525	-0.4143936
coorte 1983-1987	0.5477971	0.4747973	0.2781443	0.1058342	-0.1486704	0.5746781
coorte 1978-1982	0.7688282	0.5424769	0.2424882	0.0034482	-0.2668003	0.6967471
coorte 1973-1977	0.8016831	0.5041327	0.1957775	-0.0998540	-0.2290368	0.6408114
coorte 1968-1972	0.8252405	0.5559274	0.1914172	-0.1263537	-0.2136556	0.6371364
coorte 1963-1967	0.8566338	0.5885061	0.2107134	-0.1346796	-0.2031669	0.6105395
coorte 1958-1962	0.9199243	0.6827287	0.2734168	-0.0877822	-0.1597726	0.6505579
coorte 1953-1957	0.9887030	0.7411955	0.3012000	-0.0580610	-0.0804976	0.6911734
coorte 1948-1952	1.0445540	0.8521682	0.3926268	0.0322210	-0.0009401	0.7938060
coorte 1943-1947	1.1562320	0.9843766	0.5263499	0.1801520	0.1901839	0.7642603
coorte 1938-1942	1.1080590	1.0078500	0.5753013	0.2832420	0.3070215	0.7327570
coorte 1933-1937	1.0542960	0.9937837	0.5797710	0.2754946	0.3169649	0.5471774
coorte 1928-1932	0.8161248	0.8383400	0.4690612	0.1883771	0.2984877	0.1747761
coorte 1923-1927	0.6578104	0.6468752	0.3836205	0.1950272	0.2614658	0.0521704
coorte 1918-1922	0.3138937	0.4073456	0.2243315	0.1109789	0.1568653	-0.2699372
idade	-0.1321774	-0.1329315	-0.1187377	-0.1017046	-0.1183739	-0.1084078
idade^2	0.0012137	0.0011293	0.0009502	0.0007222	0.0008976	0.0010944
mulher	0.3897656	0.4764103	0.5955288	0.6425529	0.5661516	0.0250991
negro	0.3027267	0.3455353	0.3592430	0.3871714	0.2845871	0.2156874
migrou em 4 anos	0.0673745	0.0378629	0.0554149	0.0800997	0.0598399	-0.0648769
anos de estudo	-0.1749332	-0.1921683	-0.2047684	-0.2141694	-0.2135619	-0.1142039
renda principal não-trabalho	-1.8629870	-1.5055630	-1.3002550	-1.1685380	-1.2946060	-3.2810040
empregado formal	-0.5448559	-0.4450696	-0.4045652	-0.3227758	-0.3110120	-0.8200957
empregado informal	0.6948842	0.6321817	0.5631404	0.5261588	0.5038392	0.8638415
ocupado por conta própria	0.1910787	0.1255429	0.0146054	0.0187065	0.0475023	0.6526522
empregador	-1.8361740	-1.9273730	-1.8522530	-1.8230980	-1.8561040	-1.5546160
não remunerado	3.2887550	2.8045800	2.2710520	1.9781080	2.2087310	5.2550650
agrícola	-1.5415280	-1.0888210	-0.7252845	-0.5541004	-0.6611533	-3.0657000
indústria	-2.4224850	-1.9463070	-1.5601450	-1.3825640	-1.5082430	-4.0979570
comércio	-2.1663070	-1.7085160	-1.3448060	-1.1849730	-1.2754040	-3.8640440
administração pública	-3.1858270	-2.6831160	-2.2890730	-2.0694090	-2.1284620	-4.8154330
serviço	-2.3072460	-1.8525330	-1.4994050	-1.3280770	-1.4090740	-3.7849100
casado	0.2225101	0.2910107	0.3375839	0.3793260	0.3325329	-0.0014411
proporção renda cônjuge	-3.0165040	-3.0152760	-2.7469640	-2.5548180	-2.6382300	-2.5520490
proporção renda cônjuge^2	2.1997210	2.5216660	2.5051540	2.3482770	2.3643920	0.5558411
n. crianças 0 a 2 anos	0.9861768	1.0463700	1.0427730	1.0581360	1.0530520	0.7697897
n. crianças 3 a 4 anos	0.9571013	0.9930222	0.9944329	1.0068930	0.9786643	0.8232768
n. crianças 5 a 11 anos	0.8812871	0.9011432	0.9100554	0.9233849	0.9286362	0.7371379
n. crianças 12 a 15 anos	0.8340197	0.8768972	0.8959366	0.9121180	0.9004528	0.6872991
n. crianças 16 a 18 anos	0.6351085	0.7178553	0.7595630	0.7826831	0.7686840	0.4048495
n. adultos 19 a 59 anos	0.2477423	0.3125745	0.3673550	0.3990283	0.3427653	-0.0716302
n. adultos 60 a 75 anos	0.3181826	0.4283683	0.4967900	0.5757226	0.4556841	-0.0783319
n. adultos +75 anos	-0.0414236	0.2028163	0.2642062	0.3576388	0.2599448	-0.8343345
n. aposentados	-0.9074517	-0.8385622	-0.7224159	-0.6916275	-0.7089049	-1.7302240
n. ocupados	-0.9456901	-0.9339145	-0.9169472	-0.8735555	-0.8982981	-1.1419710
com água encanada	-0.4167295	-0.4139728	-0.3985272	-0.4056254	-0.3763846	-0.4219533
ligado à rede de esgoto	-0.4557465	-0.4717814	-0.5011851	-0.5073285	-0.5011869	-0.4114105
área metropolitana	0.0020255	-0.0606096	-0.0346924	-0.0412216	0.9424647	0.3461490
Sul	0.0248077	0.0716543	0.0648186	0.0763979	-0.8147326	-0.2309066
Centro-oeste	0.1688910	0.1359596	0.1575662	0.1230623	0.3062898	-0.5145183
Nordeste	1.5198500	1.4431950	1.3960510	1.3233290	0.4954878	0.7963069
Norte	0.7027312	0.6658769	0.6510698	0.5859584	-0.3497150	-0.0831528
constante	2.5547640	2.9598160	3.1805850	3.3663110	4.2495750	3.6505090
pseudo-R2	0.4551	0.4412	0.4278	0.4179	0.4044	0.5156
obs.	216225	216225	216225	216225	216225	216225

Obs.: Erros padrão ajustados pelas características da família, variável de peso da família na amostra.
Em negrito, coeficientes significativas a 1%.

Os coeficientes relacionados ao tamanho da família estimados apontam para uma relação positiva entre o aumento dela e o aumento da probabilidade de ser uma família pobre. No entanto, indivíduos em diferentes faixas de idade têm efeito distinto sobre essa probabilidade. O resultados apontam que, quanto mais novo o indivíduo, maior é o risco de pobreza que sua presença acarreta à família. Em relação à presença de idosos, os coeficientes se mostraram mais sensíveis à variação na linha de referência. No entanto, pode-se dizer que o acréscimo de um indivíduo entre 60 e 75 anos gera um risco maior do que o acréscimo de um indivíduo entre 19 e 59 anos. Enquanto a presença de idosos acima de 75 anos é a que menos acarreta riscos entre todas as faixas etárias. Apesar do simples acréscimo de membros causar um aumento de risco, indivíduos em idade de trabalho reverterem seu efeito em caso de ocupação. Ou seja, um membro ocupado tem efeito benéfico à condição de vida da família. Isso é válido também para o caso dos aposentados.

No modelo, verificou-se que há um efeito diretamente relacionado ao sexo e à raça do chefe sobre risco de pobreza. Ou seja, independente das demais características, chefes mulheres e negros acarretam um maior risco de pobreza a suas famílias. Em relação à idade do chefe, identificou-se que, quanto maior essa idade, menor é o risco da família em estar num estado de pobreza, salientando que, no entanto, esse efeito possui uma convexidade significativa. Já os efeitos das coortes de nascimento dos chefes, ao contrário da idade, parecem apresentar uma forma côncava. Contudo, os coeficientes das coortes não são robustos com a variação da linha de referência, possivelmente porque o período de nascimento deve ter um efeito mais indireto no modelo, através das outras características abarcadas.

A simples presença de um cônjuge na família não reduz o risco de pobreza desta, mas a participação dele na renda total familiar reduz. Ou seja, a característica uniparental nas famílias é prejudicial em decorrência do grau de dependência para com a renda familiar, e não devido à simples ausência de um casal, pensando pobreza num retrato estático.

Como esperado, assim como para a idade, o aumento nos anos de estudos do chefe reduz o risco de pobreza diretamente, além dos seus efeitos sobre a inserção dele no mercado de trabalho. Já no mercado de trabalho, as ocupações informais, não-remuneradas ou por conta própria têm um efeito positivo sobre o risco de pobreza, em relação ao fato do chefe não estar ocupado, apesar do coeficiente do último não se mostrar robusto à linha. Esses efeitos foram estimados, controlando os ramos de atividades. Já para controlar as diferenças no grupo de não-ocupados, a variável escolhida relaciona-se com a renda do chefe não provinda do trabalho. Nesse caso, a maior dependência dessa renda possui um efeito direto, para redução do risco de pobreza, maior que qualquer outro tipo de ocupação que o chefe de família venha a ter.

Em relação às regiões, Nordeste e Norte são os locais onde se identificam efeitos diretos de fatores não-observados sobre de pobreza no modelo. Fatores esses não identificados nas áreas metropolitanas. Entre os fatores conjunturais de período não-observados, o ano de 1997 não se difere significativamente de 1992 em relação aos efeitos sobre o risco de pobreza. Em 2002, no entanto, a conjuntura “não-explicada” é um determinante direto do aumento do risco. Interessante salientar que as linhas de pobreza relativas utilizadas tendem, nesse caso, a apresentar resultados distintos daqueles usando linhas de pobreza absolutas.

Explicar o estado de pobreza em um período pelo nível de renda per capita da família pode ser uma suposição fraca. Portanto, uma das maneiras de verificar a sensibilidade dos coeficientes estimados é variar o parâmetro de escala equivalente para o número de membros na família.

TABELA 8

Resultados da regressão logit, variando o parâmetro de escala equivalente

Variável	linha pobr. 40%	$\theta = 1.00$	$\theta = 0.90$	$\theta = 0.80$	$\theta = 1.00$	$\theta = 0.60$	$\theta = 0.50$
ano 1997		0.1997062	0.1973823	0.3113033	0.3229161	0.2552983	0.3041518
ano 2002		0.4710772	0.4236030	0.4817112	0.4359444	0.2938442	0.3786400
coorte 1983-1987		0.5477971	0.4968230	0.2840584	0.3361340	0.5144478	0.3990684
coorte 1978-1982		0.7688282	0.7178804	0.5669042	0.5387569	0.7081785	0.6331883
coorte 1973-1977		0.8016831	0.7308245	0.5968811	0.5451911	0.6609808	0.5447515
coorte 1968-1972		0.8252405	0.7361521	0.6493873	0.5908568	0.6838786	0.5441923
coorte 1963-1967		0.8566338	0.7667653	0.7115774	0.6354290	0.6975662	0.5475597
coorte 1958-1962		0.9199243	0.8469206	0.8243849	0.7421196	0.7965006	0.6558015
coorte 1953-1957		0.9887030	0.9043193	0.9090092	0.8326141	0.8681779	0.7651582
coorte 1948-1952		1.0445540	0.9903899	1.0385250	0.9361642	0.9487930	0.8607339
coorte 1943-1947		1.1562320	1.0751750	1.1130260	1.0215700	1.0428300	0.9757916
coorte 1938-1942		1.1080590	1.0697560	1.1713490	1.0842010	1.1006390	1.0018750
coorte 1933-1937		1.0542960	1.0039860	1.0685300	0.9659651	0.9517731	0.9029503
coorte 1928-1932		0.8161248	0.7705854	0.8418517	0.7788717	0.7231997	0.6410330
coorte 1923-1927		0.6578104	0.6152387	0.6464759	0.5771359	0.5074068	0.4946029
coorte 1918-1922		0.3138937	0.2818234	0.4126918	0.3442734	0.3283457	0.2970884
idade		-0.1321774	-0.1251431	-0.1399832	-0.1318715	-0.1225763	-0.1187871
idade^2		0.0012137	0.0011229	0.0012459	0.0011672	0.0010922	-0.0010261
mulher		0.3897656	0.4021900	0.4147429	0.4253802	0.3990117	0.4178150
negro		0.3027267	0.2940906	0.2937551	0.2953581	0.2908107	0.2858468
migrou em 4 anos		0.0673745	0.0594119	0.0629636	0.0496117	0.0442031	0.0587493
anos de estudo		-0.1749332	-0.1721458	-0.1719275	-0.1706978	-0.1690467	-0.1674237
renda principal não-trabalho		-1.8629870	-1.8782210	-1.8257650	-1.8420590	-1.8449830	-1.8589050
empregado formal		-0.5448559	-0.5503759	-0.5743878	-0.6146757	-0.6432008	-0.6328994
empregado informal		0.6948842	0.7029559	0.7143829	0.7186974	0.7420775	0.7536889
ocupado por conta própria		0.1910787	0.2151140	0.2190590	0.2100672	0.2300546	0.2580501
empregador		-1.8361740	-1.8309640	-1.8262800	-1.8415020	-1.8510020	-1.8267140
não remunerado		3.2887550	3.2798510	3.1382970	3.1125690	3.1071940	3.0952750
agrícola		-1.5415280	-1.5177740	-1.4924230	-1.4873760	-1.4906240	-1.5091930
indústria		-2.4224850	-2.4253390	-2.3819040	-2.3769360	-2.4047600	-2.4353400
comércio		-2.1663070	-2.1484140	-2.0995230	-2.0940940	-2.1092670	-2.1369750
administração pública		-3.1858270	-3.1984880	-3.1623120	-3.1775330	-3.2172150	-3.2166300
serviço		-2.3072460	-2.2779460	-2.2229470	-2.2014440	-2.2039300	-2.2215620
casado		0.2225101	0.2428572	0.2676525	0.3017786	0.2969788	0.3365385
proporção renda cônjuge		-3.0165040	-3.0965730	-3.2522090	-3.4085350	-3.5908880	-3.8895920
proporção renda cônjuge^2		2.1997210	2.3056740	2.5179130	2.6724350	2.8392580	3.1437330
n. crianças 0 a 2 anos		0.9861768	0.9213743	0.8230595	0.7537663	0.6749898	0.5888799
n. crianças 3 a 4 anos		0.9571013	0.8721980	0.7686270	0.7084748	0.6284054	0.5391026
n. crianças 5 a 11 anos		0.8812871	0.8117050	0.7205265	0.6563601	0.5699532	0.4887778
n. crianças 12 a 15 anos		0.8340197	0.7667418	0.6814974	0.6063822	0.5410836	0.4649356
n. crianças 16 a 18 anos		0.6351085	0.5689854	0.4680408	0.3994294	0.3261117	0.2399348
n. adultos 19 a 59 anos		0.2477423	0.1833642	0.0912009	0.0190703	-0.0699746	-0.1591764
n. adultos 60 a 75 anos		0.3181826	0.2813702	0.2184697	0.1478348	0.0858122	0.0112827
n. adultos +75 anos		-0.0414236	-0.0679368	-0.1278596	-0.2089313	-0.3124959	-0.3784484
n. aposentados		-0.9074517	-0.9457272	-0.9635796	-1.0040160	-1.0699710	-1.1103850
n. ocupados		-0.9456901	-0.9733867	-0.9920600	-1.0038540	-0.9975613	-1.0118550
com água encanada		-0.4167295	-0.4256863	-0.4305403	-0.4323484	-0.4299288	-0.4296432
ligado à rede de esgoto		-0.4557465	-0.4526094	-0.4404410	-0.4266677	-0.4386756	-0.4410114
área metropolitana		0.0020255	-0.0201401	-0.0840096	-0.1211048	-0.0876744	-0.0804496
Sul		0.0248077	0.0178675	0.0229568	0.0173887	0.0176886	0.0054581
Centro-oeste		0.1688910	0.0913164	-0.0009003	0.0030938	0.0107523	0.0295601
Nordeste		1.5198500	1.5214660	1.4584310	1.4849450	1.4795210	1.5222540
Norte		0.7027312	0.6993682	0.6264012	0.6652831	0.6309383	0.6833164
constante		2.5547640	2.7313840	3.3705130	3.4843640	3.5349100	3.8115180
pseudo-R2		0.4551	0.4508	0.4413	0.4402	0.4375	0.4367
obs.		216225	216225	216225	216225	216225	216225

Obs.: Erros padrão ajustados pelas características da família, variável de peso da família na amostra.

Em negrito, coeficientes significativas a 1%.

Segundo os resultados acima, a maioria dos parâmetros estimados se comportou de forma robusta ao variar a escala equivalente. Ou seja, mesmo supondo economias de escala distintos no tamanho da família, quase todos os determinantes permanecem significativos. Os estimadores identificados como mais sensíveis estão relacionados às coortes de nascimento do chefe e à composição da família em termos de quantidade de membros por faixa etária.

Com a variação na escala, a presença de crianças tende a reduzir seus efeitos sobre a condição da família, como já era esperado. No entanto, esses efeitos continuam sendo significativamente positivos sobre o risco de pobreza. Dessa forma, o número de crianças na família não implica simplesmente numa maior divisão eqüitativa da renda entre seus membros, mas se reflete também na própria determinação da renda familiar. Já os efeitos do número de adultos sobre o risco de pobreza alteram-se significativamente, fazendo com que a maior presença desses indivíduos reduza o risco de pobreza de acordo com o aumento na economia de escala considerada.

Na variação da linha de pobreza, uma alternativa para verificar a sensibilidade dos coeficientes estimados é ordenar essas linhas e estimar um modelo de logit ordenado. Cabe lembrar que a ordenação feita considerou a situação de não estar abaixo de nenhuma dessas linhas como a situação de referência, vindo em seguida a situação de estar abaixo da linha de 70% da renda mediana e acima da linha de 60% da renda mediana, e assim por diante até a quinta situação que envolve aqueles que estão abaixo da linha de 40% da renda familiar equivalente mediana.

TABELA 9

Resultados da regressão logit ordenado, variando o parâmetro de escala equivalente

Variável	$\theta = 1.00$	$\theta = 0.90$	$\theta = 0.80$	$\theta = 1.00$	$\theta = 0.60$	$\theta = 0.50$
ano 1997	0.130119	0.220121	0.339326	0.367367	0.359214	0.328750
ano 2002	0.478795	0.489731	0.541722	0.541252	0.491730	0.474906
coorte 1983-1987	0.279134	0.145583	0.010479	0.064223	-0.035384	-0.222299
coorte 1978-1982	0.318337	0.217629	0.124135	0.160725	0.064149	-0.130207
coorte 1973-1977	0.261105	0.170356	0.083778	0.108718	0.010284	-0.207941
coorte 1968-1972	0.261281	0.182934	0.136684	0.164985	0.074217	-0.159096
coorte 1963-1967	0.270979	0.212975	0.191728	0.225666	0.140955	-0.113487
coorte 1958-1962	0.328596	0.287760	0.291030	0.328225	0.257196	0.000226
coorte 1953-1957	0.364808	0.341262	0.359917	0.393939	0.343995	0.101754
coorte 1948-1952	0.443551	0.418684	0.456974	0.495533	0.454113	0.200230
coorte 1943-1947	0.569484	0.555593	0.605529	0.649066	0.619222	0.375490
coorte 1938-1942	0.624783	0.615926	0.665799	0.709653	0.670078	0.431970
coorte 1933-1937	0.579629	0.590205	0.638505	0.673048	0.643739	0.425733
coorte 1928-1932	0.442432	0.473068	0.557366	0.604363	0.571334	0.367799
coorte 1923-1927	0.371325	0.425079	0.500821	0.532740	0.515379	0.362505
coorte 1918-1922	0.192523	0.230699	0.296708	0.314377	0.324061	0.208780
idade	-0.114832	-0.121615	-0.135749	-0.137475	-0.139700	-0.132091
idade^2	0.000916	0.000984	0.001125	0.001149	0.001157	0.001079
mulher	0.597180	0.566073	0.546670	0.539930	0.515942	0.482168
negro	0.360216	0.350015	0.344195	0.342990	0.341859	0.337782
migrou em 4 anos	0.075733	0.076119	0.077060	0.077160	0.074638	0.072948
anos de estudo	-0.201454	-0.201914	-0.202111	-0.201531	-0.201560	-0.202633
renda principal não-trabalho	-1.450922	-1.422436	-1.400354	-1.379206	-1.359877	-1.345808
empregado formal	-0.393331	-0.398128	-0.407035	-0.416652	-0.420288	-0.410948
empregado informal	0.532701	0.540889	0.545407	0.550516	0.556794	0.553016
ocupado por conta própria	0.043583	0.047964	0.035070	0.037251	0.048969	0.056726
empregador	-1.825658	-1.841112	-1.845938	-1.858480	-1.868927	-1.876740
não remunerado	2.531618	2.491759	2.453624	2.388919	2.333488	2.324617
agrícola	-0.953739	-0.927939	-0.920049	-0.882831	-0.855760	-0.850820
indústria	-1.774194	-1.763446	-1.748793	-1.721199	-1.700910	-1.697924
comércio	-1.554557	-1.537694	-1.505277	-1.476259	-1.442885	-1.442497
administração pública	-2.449560	-2.462388	-2.441801	-2.416080	-2.404397	-2.386550
serviço	-1.695590	-1.670941	-1.656488	-1.620407	-1.588533	-1.581429
casado	0.358112	0.338085	0.316144	0.316886	0.296705	0.254026
proporção renda cônjuge	-2.539003	-2.689348	-2.726435	-2.822390	-2.872625	-2.996365
proporção renda cônjuge^2	2.090154	2.278784	2.350924	2.488722	2.579499	2.756690
n. crianças 0 a 2 anos	1.007466	0.936544	0.845598	0.757421	0.675247	0.587898
n. crianças 3 a 4 anos	0.965273	0.888656	0.800872	0.723804	0.640983	0.552839
n. crianças 5 a 11 anos	0.883418	0.809595	0.726501	0.652648	0.570711	0.484199
n. crianças 12 a 15 anos	0.860265	0.785316	0.702063	0.625998	0.548136	0.467166
n. crianças 16 a 18 anos	0.725326	0.644345	0.551130	0.473731	0.394152	0.301157
n. adultos 19 a 59 anos	0.342418	0.250362	0.147608	0.062631	-0.038978	-0.146946
n. adultos 60 a 75 anos	0.482170	0.353786	0.221677	0.132141	0.044372	-0.076802
n. adultos +75 anos	0.233879	0.134627	0.059526	-0.034931	-0.100591	-0.244685
n. aposentados	-0.732396	-0.740660	-0.721410	-0.732231	-0.704733	-0.710993
n. ocupados	-0.891005	-0.904509	-0.919283	-0.928069	-0.937584	-0.949419
com água encanada	-0.392706	-0.394784	-0.400625	-0.399315	-0.402520	-0.416450
ligado à rede de esgoto	-0.476255	-0.479959	-0.479604	-0.476473	-0.483712	-0.486117
área metropolitana	-0.045130	-0.048883	-0.064261	-0.054571	-0.068142	-0.081642
Sul	0.064131	0.065225	0.055747	0.055269	0.055936	0.056132
Centro-oeste	0.140873	0.125566	0.092136	0.118502	0.093231	0.090832
Nordeste	1.384819	1.416237	1.412963	1.421005	1.406867	1.410711
Norte	0.627159	0.662336	0.647349	0.664765	0.641080	0.645042
Parâmetros subordinados						
_cut1	-3.705804	-4.187985	-4.796680	-5.022287	-5.523831	-6.024132
_cut2	-3.262858	-3.724720	-4.328351	-4.573673	-5.040725	-5.527151
_cut3	-2.738850	-3.167100	-3.753615	-3.981790	-4.498679	-5.014491
_cut4	-2.069344	-2.510712	-3.112525	-3.326720	-3.782434	-4.262265
pseudo-R2	0.3023	0.2984	0.2937	0.2900	0.2862	0.2852
obs.	216225	216225	216225	216225	216225	216225

Obs.: Erros padrão ajustados pelas características da família, variável de peso da família na amostra. Em negrito, coeficientes significativas a 1%.

Pela estimação do modelo de logit ordenado, foi possível verificar que a maioria dos coeficientes das variáveis selecionadas e dos conjuntos de *dummies* é significativamente diferente de zero a 1% de significância. As exceções são os coeficientes relacionados a algumas coortes de nascimento, à localização em área metropolitana e à ocupação por conta própria, que não se distingue do efeito do chefe não estar ocupado.

Por este modelo estimado, verificou-se que o maior número de idosos, com mais de 60 anos de idade, aumenta o risco de pobreza da família. No entanto, como já apontado anteriormente, esses estimadores são sensíveis à variação da escala equivalente, assim como o coeficiente relacionado ao número de demais adultos. O que deve ser ressaltado é a importância benéfica que os aposentados têm na condição de vida da família.

TABELA 10
Probabilidades observada e predita da regressão logit ordenado, $\theta = 1.00$

Probabilidade (%) de estar	<40%		<50%		<60%		<70%	
	obs.	predita	obs.	predita	obs.	predita	obs.	predita
Média	16.67	16.76	22.31	22.45	27.54	27.70	32.52	32.67
em 1992	18.01	18.30	23.52	24.26	29.43	29.73	35.09	34.85
em 1997	18.12	17.49	23.57	23.28	28.38	28.59	32.76	33.59
em 2002	13.72	14.43	19.71	19.75	24.76	24.74	29.73	29.51
chefe								
homem	15.08	15.48	20.67	20.88	25.77	25.91	30.81	30.70
mulher	21.61	20.74	27.40	27.34	33.04	33.30	37.82	38.80
branco	9.84	9.64	13.88	13.91	17.96	18.17	22.09	22.44
negro	26.14	26.63	34.00	34.30	40.82	40.93	46.98	46.85
coorte 1978-1987	30.05	31.16	39.56	39.28	46.10	46.09	52.29	52.01
coorte 1963-1987	22.21	22.43	29.08	29.19	35.00	35.17	40.45	40.62
coorte 1938-1962	14.93	15.00	20.09	20.24	24.92	25.15	29.75	29.84
coorte 1918-1937	10.76	10.60	15.44	15.48	20.36	20.31	24.79	25.11
homem, coorte 1963-1987	18.38	19.92	25.16	26.41	30.96	32.26	36.53	37.67
mulher, coorte 1963-1987	35.51	31.14	42.66	38.80	48.98	45.22	54.01	50.83
branco, coorte 1963-1987	13.87	13.77	19.21	19.18	24.22	24.33	29.05	29.31
negro, coorte 1963-1987	31.91	32.49	40.54	40.82	47.51	47.75	53.68	53.76
ocupação remunerada	14.19	14.82	19.97	20.22	25.24	25.29	30.41	30.12
desocupado ou não remunerado	27.58	25.32	32.61	32.26	37.65	38.36	41.82	43.90
sem cônjuge	19.09	17.87	24.25	23.90	29.18	29.44	33.50	34.66
com cônjuge	15.66	16.30	21.51	21.85	26.86	26.98	32.11	31.85
região								
Sudeste	9.41	9.52	13.73	13.95	18.14	18.39	22.77	22.86
Sul	8.95	9.28	13.49	13.61	17.77	17.98	22.45	22.40
Norte	28.96	29.14	37.30	37.13	44.07	43.93	49.68	49.90
Nordeste	33.71	33.73	42.13	42.33	49.24	49.44	54.96	55.51
Centro-oeste	11.41	10.56	16.48	15.57	21.47	20.52	26.37	25.41
não-metropolitana	19.13	19.41	25.47	25.56	30.99	31.13	36.22	36.30
metropolitana	12.60	12.38	17.09	17.31	21.84	22.05	26.41	26.67

A tabela acima confirma o bom ajuste do modelo às observações. Durante os períodos analisados, a probabilidade de uma família residente em área urbana de estar abaixo da linha de pobreza relativa era de 17%, sendo que, variando essa linha para 50%, 60% e 70% da renda familiar

equivalente mediana, essa probabilidade aumenta para 22%, 28% e 33% respectivamente. Pelas informações disponíveis na PNAD e pelos critérios estabelecidos nesse trabalho, verifica-se a proporção de pobres urbanos em 1992 pouco se distingue da proporção em 1997, principalmente se considerar os quantis mais inferiores. Já em 2002, a proporção de famílias nos quantis inferiores diminui, apesar dos fatores conjunturais não-observados serem mais prejudiciais às condições delas.

Pelas coortes, verifica-se que a probabilidade maior de pobreza está entre as famílias chefiadas por jovens. Indivíduos que tinham menos de 29 anos, em 1992, chefiavam famílias com quase 40% a mais de chance de estarem pobres em relação àquelas chefiadas por indivíduos que, no mesmo ano, tinham entre 30 e 54 anos. Na comparação com as famílias em que os chefes tinham entre 55 e 74 anos, essa probabilidade dobra. Como visto anteriormente, o efeito direto da coorte aumenta significativamente o risco de pobreza das famílias chefiadas por indivíduos mais velhos. No entanto, esses chefes têm, provavelmente, uma melhor inserção no mercado de trabalho do que os mais jovens. A situação é mais prejudicial aos chefes jovens se eles forem ainda negros e/ou mulheres.

Além dos próprios efeitos diretos que sexo e raça têm sobre o risco de pobreza, as demais características dos chefes negros favorecem para que a probabilidade deles serem pobres seja 1.8 vezes maior do que a dos chefes brancos, assim como, as demais características das mulheres chefes favorecem para que a probabilidade delas serem pobres seja 34% maior do que a dos chefes homens. Em relação essas demais características, segundo Henriques (2001), a escolaridade de brancos e negros expõe, com nitidez, a inércia do padrão de discriminação racial no Brasil. Em outras dimensões socioeconômicas, como mercado de trabalho e condições habitacionais, existem consideráveis diferenças entre brancos e negros que, inclusive, mantiveram-se estáveis durante a década de noventa.

Sobre a desigualdade entre sexos, Rocha (2003) coloca que, apesar das mulheres sofrerem uma desvantagem pouco significativa entre os pobres, a maior frequência de chefes de família mulheres é um fator explicativo importante do baixo nível de renda familiar. Segundo Barros *et al.* (1993), uma importante razão identificada para isso é a própria desigualdade existente no mercado de trabalho entre homens e mulheres que, para Leme e Wajnman (2000), é muito explicado por fatores de discriminação.

Em termos de regiões, a menor probabilidade de pobreza entre as famílias está na região Sul, seguida da região Sudeste e Centro-oeste. As regiões Norte e Nordeste são aquelas com piores condições, e muito disso se deve ao próprio efeito direto de características não-observadas desses locais, além das características que as famílias detêm. Já as áreas metropolitanas não possuem efeito direto de características não-observadas, mas a probabilidade de estar na pobreza nelas é 7% mais baixa que nas demais regiões, uma possível decorrência da melhor inserção que os indivíduos têm no mercado de trabalho nessas áreas. Em relação ao trabalho, o chefe de família desocupado (desempregado ou inativo) ou de ocupação não remunerada tem 10.5% de probabilidade a mais de estar em situação de pobreza do que o chefe ocupado, ou seja, uma razão de quase 71%.

5. CONCLUSÃO

Mesmo assumindo as limitações de possíveis problemas de inconsistência nos parâmetros do modelo já apontados, algumas conclusões sobre os determinantes da pobreza relativa urbana no Brasil podem ser feitas.

Pelo modelo estimado, a probabilidade de pobreza urbana era relativamente maior no início da década de noventa do que no início desta década. No entanto, os efeitos conjunturais não-observados sobre o risco de pobreza foi maior em 2002. Ou seja, a menor probabilidade ao final do intervalo de tempo está muito mais ligada às mudanças nas características das famílias do que no ambiente conjuntural, em comparação ao início do período analisado.

Em relação às características das famílias, constata-se que aquelas chefiadas por indivíduos das coortes de nascimento mais novas são as que carregam consigo os aspectos mais desfavoráveis às suas condições de vida. Esses chefes jovens sofreram, possivelmente, uma inserção relativamente mais precária no mercado de trabalho durante a década de noventa.

Problemas nessa inserção no mercado de trabalho são refletidos nos efeitos de desemprego e de ocupação não-remunerada sobre o risco de pobreza. Além disso, as ocupações informais e por conta própria também são prejudiciais. Por outro lado, a maior dependência da renda provinda de outras fontes, que não as de trabalho, possui um efeito benéfico para a condição de vida da família, maior inclusive que qualquer outro tipo de ocupação que o chefe de família venha a ter.

Os efeitos de diferenças raciais e de gênero também foram captados pelo modelo. Famílias chefiadas por negros e/ou mulheres têm uma maior probabilidade de estarem na pobreza em relação às famílias chefiadas por brancos e/ou homens. Essa desigualdade está relacionada tanto ao próprio efeito direto que sexo e raça têm sobre o risco de pobreza quanto às demais características que as famílias deles possuem.

Por último, confirma-se que o tamanho da família tem reflexos negativos sobre a determinação de sua renda. No entanto, os efeitos variam de acordo com a faixa etária dos membros, sendo ainda sensível à variação na suposta economia de escala. A presença de aposentados, indivíduos com ocupação e uma maior dependência para com a renda do cônjuge reduzem o risco de pobreza, enquanto um maior número de crianças o aumenta significativamente.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ATKINSON, T. Social Exclusion, Poverty and Unemployment. In: ATKINSON, A. B. & HILLS, J. *Exclusion, Employment and Opportunity*. London: CASE, 1998. p. 9-24 (CASE paper, 4)
- BARROS, R. P.; FIRPO, S.; GUEDES, R.; LEITE, P. *Demographic changes and poverty in Brazil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. (Texto para Discussão, 755)
- BARROS, R. P.; FOX, L.; MENDONÇA, R. *Poverty Among Female-Headed Households in Brazil*. Rio de Janeiro: IPEA, 1993 (Texto para Discussão, 310)
- BARROS, R. P.; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil. In: HENRIQUES, R. (org.). *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. p. 21-47.
- BUHMANN, B.; RAINWATER, L.; SCHMAUS, G.; SMEEDING, T. Equivalence Scales, Well-being, Inequality and Poverty: Sensitivity Estimates Across Ten Countries using the Luxembourg Income Study Database. *Review of Income and Wealth*, v. 34, n. 2, p. 115-142, 1988.
- CAPPELLARI, L. & JENKINS, S. P. *Modelling Low Income Transitions*. Colchester: ISER, 2002. (Working Paper, 2002-8)
- FERREIRA, F. H. G.; LANJOUW, P.; NERI, M. *A New Poverty Profile for Brazil using PPV, PNAD and Census Data*. Rio de Janeiro: PUC-Rio, 2000. (Texto para Discussão, 418)
- FOSTER, J. E. What is poverty and who are the poor? Redefinition for the United States in the 1990's: Absolute versus Relative Poverty. *The American Economic Review*, v. 88, n. 2, p. 335-341, may, 1998.
- GALLOWAY, T. A. *To What Extent Is a Transition into Employment Associated with an Exit from Poverty?*. Oslo: Department of Economics, University of Oslo, 2004. (Memorandum, 01/2004)
- GREENE, W. *Econometric Analysis*. 5ª ed. New Jersey: Prentice Hall, 2003.
- HECKMAN, J. Sample selection as a specification error. *Econometrica*, v. 47, n. 1, p. 153-161, 1979.
- HENRIQUES, R. *Desigualdade Racial no Brasil: Evolução das Condições de Vida na Década de 90*. Rio de Janeiro: IPEA, 2001 (Texto para Discussão, 807).
- IPEADATA. Brasília: IPEA, 2005. Disponível em: www.ipeadata.gov.br.
- LANJOUW, P. & RAVALLION, M. Poverty and Household Size. *Economic Journal*, v. 105, p. 433, 1995.
- LEME, M. C. S. & WAJNMAN, S. Tendências de corte nos diferenciais de rendimentos por sexo. In: HENRIQUES, R. (org.). *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. p. 251-270.
- NICOLETTI, C. *Poverty Analysis with Unit and Item Nonresponses: Alternative Estimators Compared*. Colchester: ISER, 2003 (Working Paper, 2003-20).
- PNAD, *Pesquisa Nacional de Amostras de Domicílios*. Rio de Janeiro: Fundação IBGE, 1992_2002.

- ROCHA, S. Estimação de linhas de indigência e de pobreza: opções metodológicas no Brasil. In: HENRIQUES, R. (org.). *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. p. 109-127.
- ROCHA, S. Medindo a pobreza no Brasil: evolução metodológica e requisitos de informação básica. In: LISBOA, M. B. & MENEZES-FILHO, N. A. (org.) *Microeconomia e sociedade no Brasil*. Rio de Janeiro: Contra Capa, 2001. p. 51-78.
- ROCHA, S. *Pobreza no Brasil: Afinal, de que se trata?*. Rio de Janeiro: Editora FGV, 2003.
- SEN, A. K. *Poverty and Famine: An Essay on Entitlement and Deprivation*. Oxford: Oxford University Press, 1981.