

Determinantes da Pobreza de Privação Relativa no Brasil Urbano

Rafael Perez Ribas

- Consultor do Centro Internacional de Pobreza – PNUD
- Mestre em Economia pelo CEDEPLAR – UFMG

“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”

(ORWELL, 1989)

Nota do Editor:

Artigo apresentado no IX Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos do Trabalho (ABET) em Recife, de 13 a 16 de novembro de 2005.

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. Usa um modelo de regressão logit aplicado a uma amostra *cross-section* de três períodos empilhados. Observa que a pobreza relativa era maior no início da década de 1990 e que essa redução deve-se muito a mudanças na composição das famílias e nas características de seus chefes. Apesar disso, constata que famílias chefiadas por indivíduos mais jovens são as que trazem consigo os aspectos mais desfavoráveis à 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 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-chave:

Linha de pobreza relativa; Renda equivalente; Sensibilidade dos parâmetros.

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 estabelecidos 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 interagem com os aspectos demográficos, como composição das famílias, reduzindo a pobreza.

Para se estabelecerem 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, Lanjouw e Neri (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 os trabalhos apresentam um perfil *cross-section*, caracterizando “quem” são os pobres no Brasil. Apesar de o primeiro desses trabalhos não ter identificado significância de muitas características familiares como determinantes da pobreza, o conhecimento mais detalhado das causas dela, em nível familiar, é de extrema importância.

Para Rocha (2003), 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 de a taxa de analfabetismo estar tendendo a zero rapidamente ao longo do tempo. Já na análise de Ferreira, Lanjouw e Neri (2000), 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; 2003) e o próprio artigo de Ferreira, Lanjouw e Neri (2000). No entanto, para um estudo sobre determinantes de pobreza no 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 capacitações das pessoas. A idéia de 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 estimar os fatores determinantes do risco de pobreza entre as famílias urbanas brasileiras, assim como a probabilidade de essas famílias serem pobres de acordo com determinadas características. O modelo a ser aplicado é o logit, que analisa o risco de 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 (IBGE, 1992; 1997; 2002).

O presente artigo está estruturado em 4 partes distintas: delineamento da metodologia utilizada para tratamento e análise das informações; apresentação de uma análise descritiva das informações; apresentação dos resultados obtidos com os modelos utilizados; e, por fim, uma reflexão sobre os resultados com vistas à contribuição deste estudo num desenho da pobreza no Brasil.

2 – METODOLOGIA E TRATAMENTO DAS VARIÁVEIS

Assim como no trabalho de Ferreira, Lanjouw e Neri (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

$$y_{ijt} = \frac{Y_{ijt}}{I_{jt} n_{it}^\theta},$$

em que 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, Lanjouw e Neri (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 família.

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; 2003), Ferreira, Lanjouw e Neri (2000) e Barros, Henriques e Mendonça (2000) 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, Henriques e Mendonça (2000, p. 22), coniventes com o uso do conceito de privação absoluta, definem pobreza justamente como a situação de “carência em que indivíduos não conseguem manter um padrão de vida mínimo condizente com as referências socialmente estabelecidas em cada contexto histórico”. 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; HENRIQUES; MENDONÇA, 2000; 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 em 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.

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 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

$$\Pr(Y = 1 | \mathbf{x}) = F(\mathbf{x}, \boldsymbol{\beta})$$

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

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 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

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).

² Rocha (2003), utilizando o mesmo método de cálculo para a linha de pobreza, chega a resultados distintos para as décadas de 1980 e 1990, 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.

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: IBGE (1992; 1997; 2002). Elaboração própria.

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

contínuas ao permitirem distâncias variantes entre valores adjacentes, porém mais restritas que as nominais ao conterem 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. Dados 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 as *odds* acumuladas associadas aos valores das covariadas, a *odds-ratio* acumulada é obtida como

$$\begin{aligned} \frac{\omega(\mathbf{x}_1)}{\omega(\mathbf{x}_2)} &= \frac{\left[\frac{\Pr(y_i \leq j | \mathbf{x}_1)}{\Pr(y_i > j | \mathbf{x}_1)} \right]}{\left[\frac{\Pr(y_i \leq j | \mathbf{x}_2)}{\Pr(y_i > j | \mathbf{x}_2)} \right]} \\ &= \frac{\exp(\mathbf{x}_1' \boldsymbol{\beta})}{\exp(\mathbf{x}_2' \boldsymbol{\beta})} = \exp[(\mathbf{x}_1 - \mathbf{x}_2)' \boldsymbol{\beta}] \end{aligned}$$

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 com 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

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.

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

Idade	Período		
	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

anos entre períodos em J.⁴ Da amostra, estabeleceram-se 16 coortes que captam períodos quinquenais entre 1918 e 1983.

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, são impostas restrições lineares sobre qualquer variável independente. Dessa forma, assumiu-se, neste trabalho, que as duas coortes mais antigas possuem os mesmos efeitos.

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

Portanto, entre as variáveis explicativas do modelo, foi colocada a idade do chefe de família, além dessa idade ao quadrado, buscando verificar a sua concavidade, e

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 a vida, incorporando uma temporalidade específica que as diferencia entre si (RYDER, 1965).

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, cor, migração, escolaridade e características de atividade e ocupação. Em relação ao gênero, utilizou-se uma *dummy* com valor 1 para chefe mulher e valor 0 no caso de chefe homem. Para cor, 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 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 foram incorporados através de uma *dummy*, com valor 1 quando mais de 50% da renda individual provêm 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 aos quais eles têm 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, caso a condição MAR não seja cumprida⁵. Outro problema na estimação está relacionado ao viés que os erros heterocedásticos trazem aos modelos logit (MADDALA, 1983). Para o problema de heterocedasticidade, utilizou-se apenas a estimação ponderada pelas características da família para melhorar a eficiência dos parâmetros⁶.

3 – ANÁLISE DESCRITIVA

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

Da Tabela 3, podem-se descrever algumas características das famílias na amostra, como: 17% das famílias

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.

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% trabalhavam 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.

A Tabela 4 compara a proporção de famílias pobres estimada pelas linhas de pobreza relativa propostas com a proporção estimada pelas linhas absolutas propostas 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.

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 1990, 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.

A Tabela 5 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

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 <i>per capita</i>	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 ⁷	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: IBGE (1992; 1997; 2002). Elaboração própria.

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: IBGE (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.

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

proporção de famílias pobres chefiados 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: IBGE (1992; 1997; 2002). Elaboração própria.

Tabela 6 – Proporções condicionadas de famílias urbanas pobres, em 1992, 1997 e 2002, segundo gênero e cor 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: IBGE (1992; 1997; 2002). Elaboração própria.

em 2002, um aumento de 34% na razão. Somente entre chefes mulheres essa razão entre cor 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.

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, seguidas 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.

As *odds-ratios* estimadas, relacionadas ao tamanho da família, 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. Os 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, as *odds-ratios* 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 de o simples acréscimo de membros causar um aumento de risco, indivíduos em idade de trabalho revertem seu efeito em caso de ocupação. Enquanto um membro a mais em idade adulta/ativa (19 a 59 anos) eleva a chance de pobreza em 28%, um membro ocupado reduz essa chance em 61%. Isso é válido também para o caso dos aposentados, cuja presença representa uma *odds* 60% menor, em comparação a um acréscimo de um idoso (60 a 75 anos), que acarreta um aumento no risco relativo de “somente” 37%.

No modelo, verificou-se que há um efeito diretamente relacionado ao sexo e à cor do chefe sobre risco de pobreza. Independente das demais características, famílias

chefeidas por mulheres têm um risco relativo de 1.48, enquanto famílias chefeidas por negros apresentam 1.35 de risco relativo. Ou seja, o efeito da diferença de sexo do chefe de família sobre a probabilidade de pobreza é maior que da diferença de cor. Em relação à idade do chefe, identificou-se que, quanto maior essa idade, menor é o risco da família de estar num estado de pobreza, salientando que, no entanto, esse efeito possui uma convexidade significativa, com valor mínimo aos 54 anos. Já os efeitos das coortes de nascimento dos chefes, ao contrário da idade, parecem apresentar uma forma côncava, de efeito máximo no período de nascimento entre 1933 e 1942 (50-59 anos de idade em 1992). Contudo, a significância do efeito coorte é muito sensível à 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 seu risco de pobreza. Pelo contrário, aumenta-o; mas a participação daquele na renda total familiar o 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 de o chefe não estar ocupado. 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 condição de ocupação que o chefe de família venha a ter. Enquanto a ocupação do chefe em emprego com carteira ou público reduz as chances de pobreza em 42%, possuir mais de 50% da renda provinda de outras fontes reduz essa chance em 84.5%, um efeito pouco maior do que da condição de empregador.

Em relação às regiões, Nordeste e Norte são os locais onde se identificam efeitos significativos de fatores não observados sobre pobreza no modelo. Fatores es-

ses não identificados nas áreas metropolitanas. Entre os fatores conjunturais de período não observados, o ano de 1997 não 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, entre esses fatores conjunturais e regionais não explicados, as linhas de pobreza relativas utilizadas tendem a apresentar resultados distintos daqueles usando linhas de pobreza absolutas. Isso porque os fenômenos de privação relativa e de privação absoluta são temporalmente e espacialmente distintos.

Na variação da linha de pobreza relativa, apesar de muitos efeitos permanecerem significativos, apenas alguns são considerados robustos a essa variação (ver Tabela 1A em anexo). As *odds-ratios* relacionadas ao período e ao número de ocupados na família não mudam significativamente da linha de 40% da mediana à linha de 60% da mediana. Enquanto as *odds-ratios* relacionadas às condições do domicílio, água e esgoto, são significativamente inalteráveis em todas as linhas relativas colocadas. A sensibilidade dos demais parâmetros demonstra a diferença nos resultados decorrente da escolha de um patamar de distinção entre pobres e não-pobres. Cabe salientar que, na maioria dos estimadores, não houve alteração no sentido do efeito.

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 das *odds-ratios* estimadas é variar o parâmetro de escala equivalente para o número de membros na família.

Segundo os resultados da Tabela 8, a maioria dos parâmetros manteve-se significativa, sem mudança de sentido do efeito, ao variar a escala equivalente. As *odds-ratios* relacionadas à idade, sexo, cor e renda não-trabalho do chefe, além de condições do domicílio, são, inclusive, robustas a essa variação (Tabela 2A). Ou seja, algumas das características do chefe possuem o mesmo efeito sobre a condição da família, independente das economias de escala.

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, como já esperado.

Tabela 7 – Odds-ratio estimada na 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	1.221044	1.274051	1.163156	1.079949	0.606726	0.517807
ano 2002	1.601719	1.833844	1.678215	1.601040	0.956043	0.660741
coorte 1983-1987	1.729439	1.607688	1.320677	1.111638	0.861853	1.776558
coorte 1978-1982	2.157237	1.720263	1.274416	1.003454	0.765826	2.007213
coorte 1973-1977	2.229290	1.655549	1.216256	0.904970	0.795299	1.898020
coorte 1968-1972	2.282430	1.743557	1.210965	0.881303	0.807627	1.891058
coorte 1963-1967	2.355219	1.801296	1.234559	0.873996	0.816142	1.841425
coorte 1958-1962	2.509100	1.979271	1.314448	0.915960	0.852338	1.916610
coorte 1953-1957	2.687746	2.098443	1.351480	0.943592	0.922657	1.996056
coorte 1948-1952	2.842131	2.344725	1.480866	1.032746	0.999060	2.211799
coorte 1943-1947	3.177937	2.676143	1.692742	1.197399	1.209472	2.147405
coorte 1938-1942	3.028474	2.739704	1.777666	1.327426	1.359370	2.080809
coorte 1933-1937	2.869955	2.701437	1.785629	1.317182	1.372954	1.728368
coorte 1928-1932	2.261718	2.312525	1.598493	1.207289	1.347819	1.190979
coorte 1923-1927	1.930561	1.909565	1.467588	1.215344	1.298833	1.053555
coorte 1918-1922	1.368744	1.502823	1.251486	1.117371	1.169838	0.763427
idade	0.876186	0.875525	0.888041	0.903296	0.888364	0.897262
idade^2	1.001214	1.001130	1.000951	1.000722	1.000898	1.001095
mulher	1.476635	1.610284	1.813990	1.901329	1.761475	1.025417
negro	1.353544	1.412746	1.432245	1.472809	1.329213	1.240714
migrou em 4 anos	1.069696	1.038589	1.056979	1.083395	1.061667	0.937183
anos de estudo	0.839513	0.825168	0.814836	0.807212	0.807702	0.892076
renda principal não-trabalho	0.155208	0.221892	0.272462	0.310821	0.274006	0.037591
empregado formal	0.579925	0.640780	0.667267	0.724136	0.732705	0.440390
empregado informal	2.003477	1.881711	1.756179	1.692419	1.655063	2.372256
ocupado por conta própria	1.210555	1.133764	1.014713	1.018883	1.048649	1.920628
empregador	0.159426	0.145530	0.156883	0.161525	0.156280	0.211270
não remunerado	26.809460	16.520140	9.689584	7.229055	9.104152	191.53390
agrícola	0.214054	0.336613	0.484187	0.574589	0.516256	0.046621
indústria	0.088701	0.142801	0.210106	0.250934	0.221299	0.016607
comércio	0.114600	0.181134	0.260590	0.305755	0.279318	0.020983
administração pública	0.041344	0.068350	0.101360	0.126260	0.119020	0.008104
serviço	0.099535	0.156839	0.223263	0.264986	0.244370	0.022711
casado	1.249208	1.337779	1.401557	1.461299	1.394496	0.998560
proporção renda cônjuge	0.048972	0.049032	0.064122	0.077706	0.071488	0.077922
proporção renda cônjuge^2	9.022497	12.449320	12.245440	10.467520	10.637570	1.743407
n. crianças 0 a 2 anos	2.680965	2.847296	2.837074	2.880997	2.866386	2.159312
n. crianças 3 a 4 anos	2.604137	2.699380	2.703191	2.737083	2.660900	2.277952
n. crianças 5 a 11 anos	2.414005	2.462416	2.484460	2.517799	2.531055	2.089945
n. crianças 12 a 15 anos	2.302556	2.403431	2.449629	2.489590	2.460717	1.988338
n. crianças 16 a 18 anos	1.887227	2.050032	2.137342	2.187333	2.156926	1.499077
n. adultos 19 a 59 anos	1.281130	1.366940	1.443910	1.490376	1.408838	0.930875
n. adultos 60 a 75 anos	1.374627	1.534751	1.643437	1.778415	1.577252	0.924657
n. adultos +75 anos	0.959423	1.224847	1.302397	1.429949	1.296858	0.434163
n. aposentados	0.403551	0.432332	0.485578	0.500760	0.492183	0.177245
n. ocupados	0.388411	0.393012	0.399738	0.417465	0.407262	0.319189
com água encanada	0.659199	0.661019	0.671308	0.666560	0.686338	0.655765
ligado à rede de esgoto	0.633975	0.623890	0.605812	0.602102	0.605811	0.662715
área metropolitana	1.002028	0.941191	0.965903	0.959617	2.566299	1.413613
Sul	1.025118	1.074284	1.066965	1.079392	0.442758	0.793814
Centro-Oeste	1.183991	1.145636	1.170658	1.130955	1.358376	0.597789
Nordeste	4.571540	4.234203	4.039217	3.755904	1.641299	2.217337
Norte	2.019260	1.946196	1.917591	1.796712	0.704889	0.920211
pseudo-R2	0.4551	0.4412	0.4278	0.4179	0.4044	0.5156
obs.	216225	216225	216225	216225	216225	216225

Fonte: Elaboração própria a partir de IBGE (1992; 1997; 2002) e Rocha (2003).

Nota: Erros padrão ajustados pelas características da família, variável de peso da família na amostra. Em negrito, odds-ratios significativas a 1%.

Tabela 8 – Odds-ratios da regressão logit, variando o parâmetro de escala equivalente

Variável	linha popr. 40%	$\theta = 1.00$	$\theta = 0.90$	$\theta = 0.80$	$\theta = 0.70$	$\theta = 0.60$	$\theta = 0.50$
ano 1997		1.221044	1.218210	1.365203	1.381149	1.290847	1.355475
ano 2002		1.601719	1.527455	1.618842	1.546423	1.341575	1.460297
coorte 1983-1987		1.729439	1.643492	1.328511	1.399527	1.672715	1.490436
coorte 1978-1982		2.157237	2.050083	1.762801	1.713875	2.030290	1.883606
coorte 1973-1977		2.229290	2.076792	1.816445	1.724938	1.936691	1.724180
coorte 1968-1972		2.282430	2.087886	1.914368	1.805535	1.981549	1.723216
coorte 1963-1967		2.355219	2.152791	2.037202	1.887832	2.008858	1.729028
coorte 1958-1962		2.509100	2.332453	2.280478	2.100383	2.217767	1.926686
coorte 1953-1957		2.687746	2.470250	2.481862	2.299322	2.382566	2.149334
coorte 1948-1952		2.842131	2.692284	2.825047	2.550181	2.582591	2.364896
coorte 1943-1947		3.177937	2.930506	3.043555	2.777553	2.837235	2.653267
coorte 1938-1942		3.028474	2.914668	3.226343	2.957077	3.006085	2.723384
coorte 1933-1937		2.869955	2.729140	2.911097	2.627322	2.590298	2.466870
coorte 1928-1932		2.261718	2.161031	2.320660	2.179012	2.061017	1.898441
coorte 1923-1927		1.930561	1.850098	1.908802	1.780930	1.660978	1.639847
coorte 1918-1922		1.368744	1.325545	1.510879	1.410964	1.388669	1.345934
idade		0.876186	0.882371	0.869373	0.876454	0.884638	0.887997
idade^2		1.001214	1.001124	1.001247	1.001168	1.001093	1.001027
mulher		1.476635	1.495095	1.513981	1.530172	1.490351	1.518640
negro		1.353544	1.341905	1.341455	1.343607	1.337511	1.330889
migrou em 4 anos		1.069696	1.061212	1.064988	1.050863	1.045195	1.060509
anos de estudo		0.839513	0.841856	0.842040	0.843076	0.844470	0.845841
renda principal não-trabalho		0.155208	0.152862	0.161094	0.158491	0.158028	0.155843
empregado formal		0.579925	0.576733	0.563050	0.540816	0.525607	0.531050
empregado informal		2.003477	2.019714	2.042926	2.051759	2.100294	2.124824
ocupado por conta própria		1.210555	1.240003	1.244905	1.233761	1.258669	1.294404
empregador		0.159426	0.160259	0.161012	0.158579	0.157080	0.160942
não remunerado		26.809460	26.571820	23.064570	22.478710	22.358210	22.093320
agrícola		0.214054	0.219199	0.224827	0.225965	0.225232	0.221088
indústria		0.088701	0.088448	0.092375	0.092835	0.090287	0.087568
comércio		0.114600	0.116669	0.122515	0.123182	0.121327	0.118011
administração pública		0.041344	0.040824	0.042328	0.041688	0.040067	0.040090
serviço		0.099535	0.102495	0.108290	0.110643	0.110369	0.108440
casado		1.249208	1.274887	1.306893	1.352262	1.345787	1.400093
proporção renda cônjuge		0.048972	0.045204	0.038689	0.033090	0.027574	0.020454
proporção renda cônjuge^2		9.022497	10.030940	12.402690	14.475170	17.103060	23.190270
n. crianças 0 a 2 anos		2.680965	2.512741	2.277457	2.124988	1.964013	1.801969
n. crianças 3 a 4 anos		2.604137	2.392163	2.156803	2.030891	1.874619	1.714468
n. crianças 5 a 11 anos		2.414005	2.251744	2.055515	1.927763	1.768184	1.630322
n. crianças 12 a 15 anos		2.302556	2.152741	1.976836	1.833785	1.717867	1.591912
n. crianças 16 a 18 anos		1.887227	1.766474	1.596863	1.490974	1.385570	1.271166
n. adultos 19 a 59 anos		1.281130	1.201252	1.095489	1.019253	0.932418	0.852846
n. adultos 60 a 75 anos		1.374627	1.324944	1.244171	1.159321	1.089602	1.011347
n. adultos +75 anos		0.959423	0.934320	0.879977	0.811451	0.731619	0.684923
n. aposentados		0.403551	0.388397	0.381525	0.366405	0.343019	0.329432
n. ocupados		0.388411	0.377801	0.370812	0.366464	0.368778	0.363544
com água encanada		0.659199	0.653321	0.650158	0.648983	0.650555	0.650741
ligado à rede de esgoto		0.633975	0.635967	0.643752	0.652680	0.644890	0.643385
área metropolitana		1.002028	0.980061	0.919422	0.885941	0.916059	0.922701
Sul		1.025118	1.018028	1.023222	1.017541	1.017846	1.005473
Centro-Oeste		1.183991	1.095616	0.999100	1.003099	1.010810	1.030001
Nordeste		4.571540	4.578933	4.299209	4.414723	4.390841	4.582545
Norte		2.019260	2.012481	1.870866	1.945041	1.879373	1.980435
pseudo-R2		0.4551	0.4508	0.4413	0.4402	0.4375	0.4367
obs.		216225	216225	216225	216225	216225	216225

Fonte: Elaboração própria a partir de IBGE (1992; 1997; 2002) e Rocha (2003).

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

Em negrito, odds-ratios significativas a 1%.

Com a variação na escala, a presença de crianças tende a reduzir seus efeitos sobre a condição da família. No entanto, esses efeitos continuam sendo significativamente positivos sobre o risco de pobreza. Dessa forma, o número de crianças na família não implica simplesmente uma maior divisão eqüitativa da renda entre seus membros, mas se reflete também na própria determinação da renda familiar total. Já os efeitos do número de adultos sobre o risco de pobreza mudam de sentido de acordo com o parâmetro de equivalência, fazendo com que a maior presença desses indivíduos reduza o risco de pobreza quando consideradas maiores economias de escala.

Como verificado, a escolha do patamar da linha de pobreza implica resultados significativamente distintos. Dessa forma, para relaxar essa arbitrariedade, uma alternativa é ordenar esses patamares 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.

Pela estimação do modelo de logit ordenado (Tabela 9) foi possível verificar que a maioria das *odds-ratios* das covariáveis selecionadas é significativamente diferente de zero a 1% de significância. As exceções são os estimadores relacionados a algumas coortes de nascimento, à localização em área metropolitana e à ocupação por conta própria, que não se distingue do efeito de o chefe não estar ocupado.

Por este modelo estimado, verificou-se que o maior número de idosos aumenta as chances de pobreza da família em 62%, se o membro tem entre 60 e 75 anos de idade, e em 26%, se o membro tem mais de 75 anos. No entanto, como já apontado anteriormente, esses estimadores são muito sensíveis à variação da escala equivalente, assim como o estimador 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. O efeito identificado, com robustez à variação na escala de equivalência (Tabela 3A), foi que um membro aposentado na família reduz em 52% as chances de ela estar na pobreza.

Pela Tabela 3A, o conjunto de estimadores das coortes, da idade, de posição na ocupação do chefe de família é robusto à variação de escala para $\theta = 0.90$. Ou seja, uma pequena variação na economia de escala das famílias não altera significativamente esses parâmetros. Já para as *odds-ratios* relacionadas ao número de aposentados na família e aos anos de estudo do chefe, a robustez é válida para todas as escalas.

A Tabela 10 confirma o bom ajuste do modelo às observações. Durante os períodos analisados, a probabilidade de uma família residente em área urbana 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 neste trabalho, verifica-se que a proporção de pobres urbanos em 1992 pouco se distingue da proporção em 1997, principalmente se se considerarem os quantis mais inferiores. Já em 2002, a proporção de famílias nos quantis inferiores diminui, apesar de os fatores conjunturais não-observados serem mais prejudiciais às suas condições (IBGE, 1992; 1997; 2002).

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 cor têm sobre o risco de pobreza, as demais características dos chefes negros favorecem a que a probabilidade de eles serem pobres seja 1.8 vez maior do que a dos chefes brancos, assim como as demais características das mulheres chefes favorecem a que a probabilidade de elas serem pobres seja 34% maior do que a dos chefes homens. Comparando essas diferenças com as *odds-ratios*

Tabela 9 – Odds-ratios da regressão logit ordenado, variando o parâmetro de escala equivalente

Variável	$\theta = 1.00$	$\theta = 0.90$	$\theta = 0.80$	$\theta = 0.70$	$\theta = 0.60$	$\theta = 0.50$
ano 1997	1.138964	1.246228	1.404001	1.443928	1.432204	1.389230
ano 2002	1.614128	1.631878	1.718964	1.718157	1.635143	1.607863
coorte 1983-1987	1.321984	1.156714	1.010534	1.066330	0.965235	0.800676
coorte 1978-1982	1.374839	1.243126	1.132169	1.174362	1.066252	0.877914
coorte 1973-1977	1.298364	1.185726	1.087388	1.114848	1.010337	0.812255
coorte 1968-1972	1.298592	1.200735	1.146466	1.179376	1.077040	0.852915
coorte 1963-1967	1.311248	1.237354	1.211341	1.253157	1.151373	0.892716
coorte 1958-1962	1.389017	1.333438	1.337805	1.388501	1.293299	1.000226
coorte 1953-1957	1.440237	1.406722	1.433210	1.482810	1.410572	1.107111
coorte 1948-1952	1.558230	1.519960	1.579288	1.641372	1.574776	1.221684
coorte 1943-1947	1.767355	1.742974	1.832221	1.913753	1.857482	1.455704
coorte 1938-1942	1.867840	1.851370	1.946044	2.033286	1.954389	1.540289
coorte 1933-1937	1.785376	1.804359	1.893647	1.960203	1.903585	1.530711
coorte 1928-1932	1.556488	1.604911	1.746067	1.830086	1.770628	1.444551
coorte 1923-1927	1.449654	1.529712	1.650076	1.703594	1.674273	1.436924
coorte 1918-1922	1.212304	1.259480	1.345423	1.369406	1.382732	1.232174
idade	0.891516	0.885489	0.873062	0.871556	0.869619	0.876261
idade^2	1.000917	1.000984	1.001125	1.001150	1.001157	1.001079
mulher	1.816988	1.761337	1.727492	1.715887	1.675216	1.619582
negro	1.433640	1.419089	1.410854	1.409154	1.407562	1.401835
migrou em 4 anos	1.078675	1.079091	1.080107	1.080214	1.077494	1.075675
anos de estudo	0.817541	0.817165	0.817004	0.817478	0.817455	0.816578
renda principal não-trabalho	0.234354	0.241126	0.246510	0.251778	0.256693	0.260329
empregado formal	0.674806	0.671576	0.665621	0.659251	0.656858	0.663021
empregado informal	1.703526	1.717534	1.725310	1.734148	1.745069	1.738489
ocupado por conta própria	1.044546	1.049133	1.035692	1.037953	1.050188	1.058366
empregador	0.161112	0.158641	0.157877	0.155909	0.154289	0.153088
não remunerado	12.57384	12.08251	11.63042	10.90170	10.31385	10.22276
agrícola	0.385298	0.395368	0.398500	0.413611	0.424960	0.427065
indústria	0.169620	0.171453	0.173984	0.178852	0.182517	0.183063
comércio	0.211283	0.214876	0.221956	0.228491	0.236245	0.236337
administração pública	0.086332	0.085231	0.087004	0.089271	0.090320	0.091946
serviço	0.183491	0.188070	0.190808	0.197818	0.204225	0.205681
casado	1.430626	1.402260	1.371828	1.372846	1.345418	1.289205
proporção renda cônjuge	0.078945	0.067925	0.065452	0.059464	0.056550	0.049968
proporção renda cônjuge^2	8.086158	9.764803	10.49527	12.04587	13.19052	15.74763
n. crianças 0 a 2 anos	2.738654	2.551150	2.329369	2.132768	1.964519	1.800200
n. crianças 3 a 4 anos	2.625504	2.431859	2.227482	2.062262	1.898345	1.738181
n. crianças 5 a 11 anos	2.419154	2.246998	2.067833	1.920620	1.769525	1.622874
n. crianças 12 a 15 anos	2.363786	2.193100	2.017910	1.870111	1.730024	1.595466
n. crianças 16 a 18 anos	2.065405	1.904739	1.735212	1.605975	1.483126	1.351422
n. adultos 19 a 59 anos	1.408349	1.284490	1.159058	1.064634	0.961772	0.863341
n. adultos 60 a 75 anos	1.619585	1.424450	1.248169	1.141269	1.045371	0.926073
n. adultos +75 anos	1.263491	1.144109	1.061333	0.965672	0.904303	0.782951
n. aposentados	0.480756	0.476799	0.486066	0.480835	0.494241	0.491156
n. ocupados	0.410243	0.404741	0.398805	0.395316	0.391573	0.386966
com água encanada	0.675227	0.673826	0.669902	0.670779	0.668633	0.659383
ligado à rede de esgoto	0.621105	0.618809	0.619029	0.620970	0.616491	0.615010
área metropolitana	0.955874	0.952292	0.937760	0.946891	0.934127	0.921602
Sul	1.066232	1.067399	1.057330	1.056825	1.057530	1.057737
Centro-Oeste	1.151279	1.133790	1.096513	1.125810	1.097715	1.095085
Nordeste	3.994103	4.121581	4.108110	4.141280	4.083142	4.098868
Norte	1.872285	1.939318	1.910468	1.944033	1.898531	1.906066
pseudo-R2	0.3023	0.2984	0.2937	0.2900	0.2862	0.2852
obs.	216225	216225	216225	216225	216225	216225

Fonte: Elaboração própria a partir de IBGE (1992; 1997; 2002) e Rocha (2003).

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

Em negrito, odds-ratios significativas a 1%.

estimadas na regressão (Tabela 9), constata-se que chefes negros possuem as demais características, além da cor, adversas à condição de sua família. Ou seja, eles possuem efeitos perversos que vão além da discriminação direta da diferença de cor. Para chefes mulheres, o conjunto dessas demais características favorece a condição de sua família. Porém, o efeito direto da sua discriminação no mercado de trabalho possivelmente anula o efeito desse conjunto de demais características.

Em relação a 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 1990. Sobre a desigualdade entre sexos, Rocha (2003) coloca que, apesar de as 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, Fox e Mendonça (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 explicada 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

Tabela 10 – Probabilidades observadas e previstas 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

Fonte: Elaboração própria a partir de IBGE (1992; 1997; 2002) e Rocha (2003).

da melhor inserção dos indivíduos 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 já apontados nos parâmetros do modelo, 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 1990 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 1990.

Problemas nessa inserção no mercado de trabalho são refletidos nos efeitos de desemprego e de ocupação de caráter informal sobre o risco de pobreza. 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 condição de ocupação que o chefe de família venha a ter.

Os efeitos de diferenças de cor 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 cor têm sobre o risco de pobreza quanto às demais características que as suas famílias 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 aumenta-o significativamente.

Abstract

To collaborate with the sketch of a profile of the poor population in Brazil, this article has the objective of estimate determinative factors of the risk of poverty between the urban families. It uses a regression model logit applied to a cross-section sample of three clamped periods. It observes that the relative poverty was bigger in the beginning of the decade of 1990 and that this reduction is most due to the changes in the composition of the families and the characteristics of its heads. Despite this, it evidences that families commanded for younger individuals are the ones that obtain the aspects most not favorable to condition of life, because these heads had probably suffered, in average, a relatively precarious insertion in the work market. Besides pointing out the importance of the occupational conditions of the head, a bigger dependence of the income come from other sources, that not from work, possess an effect of reduction in the risk of poverty of the family bigger than any other type of occupation that the head comes to have. Finally, it confirms that the size of the family has negative consequences on the determination of its income. However, the effect varies according to the age of the members. In the case, the presence of pensioners reduces the poverty risk, while a bigger number of children increases it significantly.

Key words:

Line of relative poverty; Income equivalent; Sensitivity of the parameters

REFERÊNCIAS

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. *et al.* **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.
- BOURGUIGNON, F.; FERREIRA, F. H. G. **Understanding inequality in Brazil: a conceptual overview**. Rio de Janeiro: PUC-Rio, 2000. (Texto para discussão, 434).
- BUHMANN, B. *et al.* Equivalence scales, well-being, inequality and poverty: sensitivity estimates across ten countries using the Luxembourg income study database. **Review of Income and Wealth**, Ottawa, 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**, Pittsburgh, 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**. 5th. ed. New Jersey: Prentice Hall, 2003.
- HECKMAN, J. Sample selection as a specification error. **Econometrica**, New York, 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).
- IBGE. **Pesquisa nacional de amostras de domicílios**. Rio de Janeiro, 1992.
- _____. **Pesquisa nacional de amostras de domicílios**. Rio de Janeiro, 1997.
- _____. **Pesquisa nacional de amostras de domicílios**. Rio de Janeiro, 2002.
- IPEADATA. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 15 jun. 2005.
- LANJOUW, P.; RAVALLION, M. Poverty and Household Size. **Economic Journal**, London, v. 105, p. 433, 1995.
- LEME, M. C. S.; WAJNMAN, S. Tendências de coorte nos diferenciais de rendimentos por sexo. *In*: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. p. 251-270.
- MADDALA, G. **Limited dependent and qualitative variables in econometrics**. Cambridge: Cambridge University, 1983.
- NICOLETTI, C. **Poverty analysis with unit and item nonresponses: alternative estimators compared**. Colchester: ISER, 2003. (Working Paper, 2003-20).
- ORWELL, G. **1984**. 21. ed. São Paulo: Nacional, 1989.
- RAMOS, L.; VIEIRA, M. L. Determinantes da desigualdade de rendimentos no Brasil nos anos 90: discriminação, segmentação e heterogeneidade dos trabalhadores. *In*: HENRIQUES, R. (Org.) **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. p.159-176.
- 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.
- _____. 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.

_____. **Pobreza no Brasil**: afinal, de que se trata?. Rio de Janeiro: FGV, 2003.

_____. **Poverty studies in Brazil**: a review. Rio de Janeiro: IPEA, 1996. (Texto para discussão, 398).

RYDER, N. B. The cohort as a concept in the study of social change. **American Sociological Review**, v. 30, n. 6, p. 843-861, 1965.

SEN, A. K. **Poverty and famine**: an essay on entitlement and deprivation. Oxford: Oxford University, 1981.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. Cambridge, MA: MIT, 2002.

YAQUB, S. **Chronic poverty**: scrutinizing patterns, correlates and explorations. Manchester: IDPM, University of Manchester, 2003. (CPRC working paper; 21).

Recebido para publicação em 08.08.2006.

Anexo

Os testes apresentados nas Tabelas 1A, 2A e 3A verificam a diferença entre os parâmetros das regressões com diferentes definições de pobreza. A hipótese nula do

teste é que os coeficientes, ou *odds-ratios*, são iguais entre duas regressões para um conjunto específico de covariáveis.

Tabela 1A – Teste de sensibilidade dos parâmetros na variação do patamar da linha de pobreza, $\Theta = 1.00$

conjunto de covariáveis	[linha 40% da mediana]beta=			
		[50%]b	[60%]b	[70%]b
todo vetor	chi2 (54)	15353.21	36588.28	36038.61
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000
períodos/anos	chi2 (2)	5.89	5.11	12.1
	Prob > chi2	0.0527	0.0778	0.0024
coortes	chi2 (14)	29.43	43.48	47.3
	Prob > chi2	0.0091	0.0001	0.0000
idade e idade^2	chi2 (2)	4.92	11.46	26.33
	Prob > chi2	0.0855	0.0033	0.0000
mulher	chi2 (1)	14.03	34.76	41.66
	Prob > chi2	0.0002	0.0000	0.0000
negro	chi2 (1)	6.26	12.06	17.94
	Prob > chi2	0.0123	0.0005	0.0000
migrou em 4 anos	chi2 (1)	1.72	0.21	0.22
	Prob > chi2	0.1902	0.6476	0.6393
anos de estudo	chi2 (1)	105.5	202.17	262.09
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000
renda principal não-trabalho	chi2 (1)	112.71	236.92	270.18
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000
posição na ocupação	chi2 (5)	101.99	208.09	259.54
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000
ramo de atividade	chi2 (5)	136.85	230.45	282.28
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000
casado, particip. conj e particip.^2	chi2 (3)	76.51	163.4	175.57
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000
n. crianças (até 11 anos)	chi2 (3)	20.43	16.61	17.85
	Prob > chi2	0.0001	0.0009	0.0005
n. jovens (de 12 a 18 anos)	chi2 (2)	39.52	60.17	68.03
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000
n. adultos 19 a 59 anos	chi2 (1)	17.59	52.32	78.55
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000
n. idosos (mais de 60 anos)	chi2 (2)	37.29	47.47	80.82
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000
n. aposentados	chi2 (1)	7.99	29.54	31.4
	Prob > chi2	0.0047	0.0000	0.0000
n. ocupados	chi2 (1)	0.61	2.63	13.03
	Prob > chi2	0.4352	0.1048	0.0003
condições domicílio (água e esgoto)	chi2 (2)	1.02	4.89	5.55
	Prob > chi2	0.6019	0.0867	0.0625
área metropolitana	chi2 (1)	4.64	1.25	1.74
	Prob > chi2	0.0312	0.2636	0.1875
regiões	chi2 (4)	20.08	33.08	58.99
	Prob > chi2	0.0005	0.0000	0.0000

Fonte: Elaboração própria a partir de IBGE (1992; 1997; 2002) e Rocha (2003).

Tabela 2A – Teste de sensibilidade dos parâmetros na variação da escala de equivalência, linha de 40% da mediana

conjunto de covariáveis	[renda de equivalência com parâmetro 1.00]beta=					
		[0.90]b	[0.80]b	[0.70]b	[0.60]b	[0.50]b
todo vetor	chi2 (54)	2318.5	4696.12	4307.17	7846.14	8736.02
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
períodos/anos	chi2 (2)	8.72	24.14	37.51	64.32	38.32
	Prob > chi2	0.0128	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
coortes	chi2 (14)	21.08	42.98	41.52	58.08	64.17
	Prob > chi2	0.0995	0.0001	0.0001	0.0000	0.0000
idade e idade^2	chi2 (2)	10.24	3.4	2.39	2.43	6.43
	Prob > chi2	0.0060	0.1827	0.3027	0.2974	0.0402
mulher	chi2 (1)	1.26	1.7	3.35	0.14	1.32
	Prob > chi2	0.2625	0.1918	0.0673	0.7126	0.2514
negro	chi2 (1)	2.26	0.63	0.36	0.8	1.41
	Prob > chi2	0.1327	0.4285	0.5487	0.3726	0.2355
migrou em 4 anos	chi2 (1)	0.91	0.1	1.49	1.78	0.2
	Prob > chi2	0.3412	0.7459	0.2220	0.1817	0.6560
anos de estudo	chi2 (1)	14.12	5.18	8.17	14.46	15.48
	Prob > chi2	0.0002	0.0229	0.0043	0.0001	0.0001
renda principal não-trabalho	chi2 (1)	1.3	2.42	0.78	0.48	0.02
	Prob > chi2	0.2538	0.1201	0.3769	0.4894	0.9005
posição na ocupação	chi2 (5)	13.98	22.63	53.38	70.15	75.46
	Prob > chi2	0.0157	0.0004	0.0000	0.0000	0.0000
ramo de atividade	chi2 (5)	18.36	27.7	30.4	38.4	37.18
	Prob > chi2	0.0025	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
casado, particip. conj e particip.^2	chi2 (3)	7.24	20.33	37.79	26.96	48.92
	Prob > chi2	0.0647	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000
n. crianças (até 11 anos)	chi2 (3)	290.08	564.92	811.12	1330.6	1425.06
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
n. jovens (de 12 a 18 anos)	chi2 (2)	156.24	625.1	924.47	1394.02	1576.07
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
n. adultos 19 a 59 anos	chi2 (1)	62.2	146.49	226.06	333.59	448.62
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
n. idosos (mais de 60 anos)	chi2 (2)	8.3	27.83	53.56	95.53	100.21
	Prob > chi2	0.0158	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
n. aposentados	chi2 (1)	6.57	4.92	11.3	18.29	21.19
	Prob > chi2	0.0104	0.0266	0.0008	0.0000	0.0000
n. ocupados	chi2 (1)	9.58	13.15	11.2	7.25	10.27
	Prob > chi2	0.0020	0.0003	0.0008	0.0071	0.0013
condições domicílio (água e esgoto)	chi2 (2)	1.21	3.27	7.36	2.58	2.01
	Prob > chi2	0.5458	0.1945	0.0252	0.2754	0.3653
área metropolitana	chi2 (1)	4.54	13.48	20.94	12.81	8.95
	Prob > chi2	0.0331	0.0002	0.0000	0.0003	0.0028
regiões	chi2 (4)	24.13	31.99	30.17	30.95	33.28
	Prob > chi2	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

Fonte: Elaboração própria a partir de IBGE (1992; 1997; 2002) e Rocha (2003).

Tabela 3A – Teste de sensibilidade dos parâmetros na variação da escala de equivalência, logit ordenado

conjunto de covariáveis	[renda de equivalência com parâmetro 1.00]beta=					
		[0.90]b	[0.80]b	[0.70]b	[0.60]b	[0.50]b
todo vetor	chi2 (54)	6848.8	11219.53	16770.56	21895.99	31092.38
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
períodos/anos	chi2 (2)	279.84	356.13	455.03	426.49	236.89
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
coortes	chi2 (14)	15.07	39.78	54.56	59.97	58.16
	Prob > chi2	0.3737	0.0003	0.0000	0.0000	0.0000
idade e idade^2	chi2 (2)	3.98	25.85	30.82	22.3	12.53
	Prob > chi2	0.1368	0.0000	0.0000	0.0000	0.0019
mulher	chi2 (1)	13.61	6.91	7.84	13.49	24.87
	Prob > chi2	0.0002	0.0086	0.0051	0.0002	0.0000
negro	chi2 (1)	8.7	7.44	8.04	9.59	9.49
	Prob > chi2	0.0032	0.0064	0.0046	0.0020	0.0021
migrou em 4 anos	chi2 (1)	0.01	0.03	0.03	0.01	0.06
	Prob > chi2	0.9368	0.8631	0.8664	0.9190	0.8014
anos de estudo	chi2 (1)	0.63	0.55	0.01	0.01	0.82
	Prob > chi2	0.4288	0.4574	0.9367	0.9282	0.3640
renda principal não-trabalho	chi2 (1)	8.36	11.94	17.58	20.48	25.53
	Prob > chi2	0.0038	0.0005	0.0000	0.0000	0.0000
posição na ocupação	chi2 (5)	10.49	16.31	45.17	57.79	35.11
	Prob > chi2	0.0624	0.0060	0.0000	0.0000	0.0000
ramo de atividade	chi2 (5)	36.41	26.71	51.21	55.16	30.01
	Prob > chi2	0.0000	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000
casado, particip. conj e particip.^2	chi2 (3)	31.69	38.89	72.3	73.78	135.66
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
n. crianças (até 11 anos)	chi2 (3)	602.44	1442.35	2186.84	3271.38	3726.18
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
n. jovens (de 12 a 18 anos)	chi2 (2)	1243.66	1936.52	2551	3623.75	3995.61
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
n. adultos 19 a 59 anos	chi2 (1)	392.79	640.95	991.81	1617.78	2325.1
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
n. idosos (mais de 60 anos)	chi2 (2)	107.02	223.87	281.87	499.01	906.34
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
n. aposentados	chi2 (1)	1.33	1.16	0	2.59	1.5
	Prob > chi2	0.2487	0.2816	0.9887	0.1073	0.2208
n. ocupados	chi2 (1)	8.82	23.74	25.08	29.11	29.67
	Prob > chi2	0.0030	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
condições domicílio (água e esgoto)	chi2 (2)	1.53	3.53	1.05	4.46	18.33
	Prob > chi2	0.4665	0.1716	0.5901	0.1074	0.0001
área metropolitana	chi2 (1)	0.47	4.69	1.14	4.47	7.8
	Prob > chi2	0.4912	0.0304	0.2861	0.0344	0.0052
regiões	chi2 (4)	53.02	30.12	31.23	24.02	22
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0001	0.0002

Fonte: Elaboração própria a partir de IBGE (1992; 1997; 2002) e Rocha (2003).