

A caracterização da pobreza urbana ao longo do tempo: aplicação do modelo idade-período-coorte na estimação das tendências de privações crônica e transitória no Brasil*

Rafael Perez Ribas**

Ao longo das últimas décadas, a pobreza no Brasil vem mudando seu perfil, devido, em parte, a alterações no padrão de reprodução e mortalidade da população. Da mesma forma, os desenhos de políticas sociais, especialmente de combate à pobreza, tomaram outros rumos. Nesse aspecto, a pertinência desses novos desenhos depende da natureza da condição de baixa renda, podendo ser entendida como um fenômeno permanente ou temporário e, principalmente, da tendência de mudanças nessa composição transitória-crônica (T-C). O objetivo deste trabalho é justamente analisar essa tendência, assim como o processo de incidência da pobreza urbana, em termos de mudanças ao longo do tempo e de gerações de indivíduos, projetando medidas futuras de privação na renda. Para tanto, é utilizado um modelo de idade-período-coorte (IPC) sobre a pobreza, absoluta e relativa, observada nas PNADs entre 1995 e 2003, e sobre sua composição T-C estimada. Os resultados apontam que o efeito coorte é mais expressivo do que o de período sobre a redução da pobreza recentemente, em especial de seu componente crônico. Já o componente transitório apresenta tendência de aumento ao longo do tempo.

Palavras-chave: Pobreza crônica e transitória. Modelo idade-período-coorte (IPC). Projeção de pobreza.

Introdução

O perfil da pobreza no Brasil passou por diversas mudanças nos últimos 30 anos (ROCHA, 2003). Parte dessa reconfiguração da população de baixa renda está relacionada a mudanças ocorridas na composição das famílias brasileiras nas últimas duas décadas, que, segundo Medeiros e Osório (2002), provêm da alteração nos padrões de reprodução, mortalidade e estado conjugal. Juntamente com essas mudanças, o desenho de políticas sociais no Brasil

acaba seguindo novos rumos, principalmente nos últimos dez anos (ARBACHE, 2003).

Segundo Villalobos (2000), as políticas sociais necessariamente tornam-se mais complexas ao longo do tempo, sendo necessário adaptá-las e ajustá-las dentro da tarefa de modernização do Estado. O tratamento homogêneo e padronizado dos problemas sociais, sem atenção especial desde o diagnóstico, em relação ao grupo específico atingido ou à situação que se quer enfrentar, acaba por gerar crises na eficiência e eficá-

* Este artigo é derivado da Dissertação de Mestrado "Permanência, Transição, Vulnerabilidade? três análises dinâmicas sobre a pobreza no Brasil", orientado pela Professora Ana Flávia Machado. Agradeço os comentários de Ana Flávia Machado, André Braz Golgher, Ana Maria Hermeto Oliveira, Simone Wajnman, Sergei Soares e dos pareceristas anônimos. Apesar disso, permaneço como o único responsável por eventuais erros e omissões.

** Pesquisador do Centro Internacional de Pobreza/UNDP e Cedeplar/UFMG.

cia de programas. Nesse aspecto, segundo McKay e Lawson (2002), a distinção entre grupos de indivíduos cronicamente pobres e transitoriamente pobres implica políticas diferenciadas, mais apropriadas para cada caso. Gaiha e Deolalikar (1993) afirmam que medidas de mudança para corrigir falhas de mercado, como o de trabalho ou de crédito, podem ajudar a aliviar a pobreza transitória, porém não causam nenhum impacto sobre a pobreza persistente. Já as políticas de transferência de renda condicionadas à acumulação de capital humano podem amenizar a pobreza crônica, mas não garantem necessariamente uma situação de seguridade aos indivíduos.

O trabalho de Ribas e Machado (2007) identificou que, entre 1995 e 2003, quase três quartos da pobreza observada para indivíduos com idade entre 27 e 50 anos, em 1995, decorrem de um componente crônico. No entanto, apesar de traçar um perfil das pobrezas transitória e crônica, o retrato destes oito anos não ilustra com clareza o processo longitudinal dessa composição. Uma maneira de estimar essas tendências está em controlar três dimensões críticas deste tipo de análise: a idade do evento; o período de sua ocorrência; e a coorte dos indivíduos envolvidos.

Dessa forma, o objetivo deste trabalho é analisar a tendência de incidência da pobreza urbana e de suas procedências (estruturais ou transitórias), em termos de mudanças ao longo dos períodos e das gerações de indivíduos, dissociada da trajetória de ciclo de vida dessas pessoas. Com isso, pretende-se ainda projetar as medidas de privação, identificando o rumo de um dos problemas sociais brasileiro. Para cumprir esse objetivo, é utilizado um modelo de estimação de idade-período-coorte – IPC (GLENN, 1976; GOLDSTEIN, 1979; RODGERS, 1982), que possibilita isolar o efeito puro das três dimensões dentro de uma análise intertemporal, servindo também de base para técnicas de projeção da distribuição futura de determinado atributo na população.¹

Cabe salientar que, para estimar o componente crônico da pobreza, consideraram-se determinantes as características inerentes aos indivíduos, tais como sexo, raça, escolaridade, região de residência e período de nascimento, além dos efeitos conjunturais. Essa escolha foi realizada por causa do método de estimação markoviano, com base num pseudopainel, e pela possibilidade de controlar a endogeneidade no processo de transição, com um melhor ajuste dos instrumentos (RIBAS; MACHADO, 2007). Por outro lado, o modelo IPC, aplicado sobre os componentes já estimados, é mais simples e sua estrutura objetiva unicamente investigar processos ao longo do tempo.

A fonte dos dados utilizada é a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Os microdados dessa pesquisa são organizados em forma de um painel empilhado para 1995, 1997, 1999, 2001 e 2003. A medida de pobreza adotada para cada indivíduo deriva da comparação entre sua renda familiar *per capita* e uma linha de pobreza, definida em termos de privações absoluta e relativa.

Este artigo divide-se em cinco partes, além dessa introdução. Na primeira, são especificados os modelos de decomposição transitória-crônica e de efeitos IPC sobre a pobreza. Na segunda, descreve-se a metodologia de estimação, apresentando fonte e tratamento das informações e técnicas econométricas utilizadas. Os resultados das regressões do modelo IPC são reportados na terceira parte e os das projeções encontram-se na seção seguinte. Por último, são traçadas algumas considerações finais com base nesses resultados.

Especificação do modelo

Uma maneira simples, porém precisa, de se analisar a pobreza ao longo de tempo é utilizar um modelo que integre os efeitos de idade, período e coorte de nascimento em uma mesma estrutura determinante do

¹ Como exemplo, Rios-Neto e Oliveira (1999) projetam as taxas de participação feminina e masculina na População Economicamente Ativa brasileira.

processo. Além disso, a pobreza observada, em determinados períodos, pode provir de diferentes aspectos, em termos de sua persistência, ou condicionalidade, e de seu risco, ou transitoriedade. Segundo McKay e Lawson (2002), a pobreza crônica possui características e determinantes distintos de uma condição de privação transitória, não podendo ser tratadas de uma mesma maneira.

Funções de pobreza crônica e transitória

O modelo de análise da pobreza em aspectos crônicos e transitórios é baseado na abordagem de componentes, proposta por Jalan e Ravallion (1998, 2000), que prioriza a deficiência de renda ao longo do tempo. A finalidade é distinguir o componente constante da renda, determinante da pobreza crônica, do componente de flutuação, determinante da pobreza transitória, assumindo a hipótese de renda permanente das famílias (ou indivíduos). Partindo do modelo original de Ravallion (1988) e Jalan e Ravallion (1998, 2000), Ribas e Machado (2007) propõem uma decomposição semelhante sobre a propensão individual à pobreza, com base na transição de estados entre dois períodos.

Supondo que $\varphi(\cdot)$ é uma função de transformação das características inerentes ao indivíduo j , x_j , constante no tempo, e de sua renda no período anterior, y_{jd-1} , em uma renda individual permanente e que a variável aleatória η_d , comum a todos, transformada pela função idiossincrática $v_j(\cdot)$ determina os desvios dessa renda ao longo do tempo, a renda total do indivíduo j , no período d , y_{jd} , é representada como:

$$y_{jd} = \varphi(x_j, y_{jd-1}) + v_j(\eta_d). \quad (1)$$

Com esse indicador-base de renda individual, a pobreza observada no tempo d pode ser avaliada como uma função P_{jd} de y_{jd} , tal que:

$$P_{jd} = p(y_{jd}) = p(\varphi(x_j, y_{jd-1}) + v_j(\eta_d)), \quad (2)$$

onde $p(\cdot)$ é a função de pobreza em uma data específica.

A medida de pobreza crônica é definida pelo componente C_{jd} de P_{jd} , que é função apenas da renda permanente $\bar{y}_{jd} = \varphi(x_j, y_{jd-1})$, de tal forma que:

$$C_{jd} = p(\bar{y}_{jd}) = p(\varphi(x_j, y_{j0}, \eta_1, \dots, \eta_{d-1})), \quad (3)$$

onde y_{j0} é a renda inicial de j e $(\eta_1, \dots, \eta_{d-1})$ representa os estados da natureza realizados em períodos passados.

Não havendo choques na renda no tempo d , ou seja, $y_{jd} = \bar{y}_{jd}$ e $v_j(\eta_d) = 0$, a pobreza observada neste período será igual à medida de pobreza crônica. Caso contrário, um componente residual na diferença entre P_{jd} de C_{jd} é identificado. Esse componente é definido como a medida de pobreza transitória:

$$T_{jd} = P_{jd} - C_{jd} = p(\varphi(x_j, y_{jd-1}) + v_j(\eta_d)) - p(\varphi(x_j, y_{jd-1})). \quad (4)$$

Para medidas intertemporais ou agregadas de pobreza, é feita uma suposição de aditividade sobre a função. Dessa forma, a pobreza de um indivíduo ao longo do tempo é dada pela média das medidas P_{jd} observadas ao longo do tempo. O mesmo ocorre com as medidas intertemporais de pobreza crônica e transitória.

Pelo modelo de Ribas e Machado (2007), como a renda permanente depende dos eventos ocorridos no passado, é atribuído à medida de pobreza crônica um componente de dependência de estado.² Por outro lado, apesar de sua neutralidade sobre a pobreza crônica, a incerteza sobre os eventos no presente, ou simplesmente o risco incorrido sobre os indivíduos, se reflete nas medidas estática e intertemporal da pobreza transitória.

Dado $y_{jd-1} = p^{-1}(P_{jd-1})$, a pobreza, assim como seus componentes, pode ser função da pobreza no período anterior. Logo,

² Essa dependência é evidenciada quando a probabilidade de ser pobre, em d , é consideravelmente maior entre aqueles que, em $d-1$, eram pobres do que entre os que eram não-pobres.

no tempo d , a função de probabilidade de o indivíduo j ser pobre pode ser representada como:

$$P_{jd} = s_{jd} P_{jd-1} + e_{jd} (1 - P_{jd-1}) \quad (5)$$

onde s_{jd} é a probabilidade de persistência na pobreza, dada a condição inicial no estado, e e_{jd} é a probabilidade de transitar para a pobreza, dada a condição oposta no período anterior.

A partir dessa função, é possível calcular uma medida estacionária de pobreza, desde que $e_{jd} > 0$ e $(s_{jd} - e_{jd}) < 1$. Num ambiente estacionário, a propensão à pobreza, que representaria um *status* de pobreza crônica, é definida por:

$$C_{jd} \equiv \lim_{d \rightarrow \infty} \frac{\sum_d P_{jd}}{d} = \frac{e_{jd}}{1 - s_{jd} + e_{jd}} \quad (6)$$

Dado que $P_{jd} = C_{jd} + T_{jd}$, a medida de pobreza transitória no período d é definida como:

$$T_{jd} \equiv P_{jd} - C_{jd} = p(y_{jd}) - \frac{e_{jd}}{1 - s_{jd} + e_{jd}} \quad (7)$$

De acordo com as expressões (6) e (7), o fundamental, portanto, para estimar este modelo de decomposição é calcular as taxas s_{jd} e e_{jd} .

Modelo idade-período-coorte

Normalmente, os efeitos de idade sobre avaliações individuais estão associados a processos biológicos, psicológicos, mudanças nos papéis sociais dos grupos etários e/ou implicações da teoria de capital humano. Os efeitos de período estão, por sua vez, relacionados a eventos específicos observados em cada ano, referentes a questões conjunturais. No entanto, essas não são as únicas dimensões básicas que definem a distribuição de um atributo em uma população. Existem ainda os chamados efeitos de coorte, geralmente associados a mudanças genéticas, na fecundidade e de comportamento entre gerações, além das interações históricas resultantes, em termos culturais, políticos e institucionais, entre ciclo de vida e período.

A classificação dos indivíduos em uma mesma coorte se dá para aqueles que nas-

ceram em um mesmo intervalo de tempo e envelheceram juntos. Ou seja, o estudo de coorte se apóia na noção de que pessoas de idade i no período d são as mesmas que tinham a idade $i-1$ no período $d-1$. Porém, as diferenças entre as coortes não estão restritas somente às características do nascimento, tendendo também a serem localizadas por idade, seguindo possíveis eventos específicos do ciclo de vida (RYDER, 1965).

A inevitabilidade biológica do ciclo de vida individual, segundo Ryder (1965) não leva a necessárias implicações para a transformação da população. No entanto, o surgimento de novas coortes torna elegível o processo de mudança social, pois essas são menos restritas à história e mais capazes de adaptação ou de criação de novos modos de vida. De fato, as coortes apresentam heterogeneidade entre si, desenvolvendo padrões temporais distintos que respondem a estímulos específicos por período. Dessa forma, as variações temporais nas coortes não são as mesmas variações longitudinais período-por-período.

A análise específica de período implica o estudo de diferentes coortes no mesmo ponto no tempo, sendo que as mudanças em cada conjuntura dependem também da composição etária da população. Preston (1982) desenvolve um modelo de estática comparativa para mostrar que mudanças na vida de um indivíduo, ou de uma coorte, podem ser distintas daquelas ocorridas na população a que pertence. Segundo o autor, essa discrepância é gerada justamente pelas condições demográficas da população.

Portanto, para verificar as variações da pobreza e de sua composição empiricamente, a abordagem de análise deve conter as três dimensões críticas da análise longitudinal: idade do evento; período de sua ocorrência; e coorte dos indivíduos envolvidos. A análise idade-período-coorte subentende que todos os fatores, ao influenciarem a taxa de ocorrência de um evento, tal como a pobreza, podem ser agrupados significativamente nessas três categorias. A despeito das interações ou sobreposições existentes entre os três conjuntos de fatores,

é assumido, implicitamente, que essas influências são menos importantes do que os efeitos principais associados a cada dimensão³ (WILMOTH, 1998).

Segundo Rios-Neto e Oliveira (1999), um modelo de “idade-período” (IP) permitiria apenas o cálculo de taxas por idade para cada período, enquanto um modelo “idade-coorte” (IC) possibilitaria o cálculo de taxas por idade para cada coorte. Um modelo IPC torna-se o ideal, pois, além de incorporar as três dimensões relevantes do processo demográfico, com seus efeitos puros sobre a variável de resposta, permite a replicação dos modelos IP e IC que o antecedem na árvore hierárquica de recursibilidade.

O período, assim como a idade e a coorte, não possui um efeito direto sobre a variável dependente, mas pode ser tratado meramente como um marco para outros fatores, nesse caso conjunturais, que afetariam um processo demográfico. Assim, o modelo IPC para pobreza possui o seguinte formato:

$$f(P_{idl}) = \mu + \theta_i + \theta_d + \theta_l + \xi_{idl} \tag{8}$$

onde $f()$ é uma função de transformação aplicada à taxa de pobreza $f()$ observada na idade i , no período d , para a coorte l ; o parâmetro μ estabelece um nível geral constante para $f(P_{idl})$; os parâmetros θ_i , θ_d e θ_l descrevem padrões de mudança de $f(P_{idl})$ por idade, período e coorte, respectivamente; e o último termo, ξ_{idl} , representa o erro aleatório da função.

No caso da estimação dos componentes crônico e transitório, o modelo está sujeito a restrição $P_{idl} = C_{idl} + T_{idl}$, sendo C_{idl} e T_{idl} tratados como ortogonais entre si. A função de pobreza crônica é definida como:

$$f(C_{idl}) = \mu_C + \theta_{C,i} + \theta_{C,d} + \theta_{C,l} + \xi_{C,idl} \tag{9}$$

onde μ_C é a constante; $\theta_{C,i}$, $\theta_{C,d}$ e $\theta_{C,l}$ são os respectivos efeitos de idade, período e coorte sobre $f(C_{idl})$; e $\xi_{C,idl}$ é o erro aleatório da função.

Dado que, para cada indivíduo, $P_{idl}, C_{idl} \in [0, 1]$, a função $f()$ possui um formato logístico, tal que:

$$E(P_{idl} | i, d, l) = \frac{\exp(\mu + \theta_i + \theta_d + \theta_l)}{1 + \exp(\mu + \theta_i + \theta_d + \theta_l)} e$$

$$E(C_{idl} | i, d, l) = \frac{\exp(\mu_C + \theta_{C,i} + \theta_{C,d} + \theta_{C,l})}{1 + \exp(\mu_C + \theta_{C,i} + \theta_{C,d} + \theta_{C,l})}$$

Como $T_{idl} = P_{idl} - C_{idl}$, então $E(T_{idl}) = E(P_{idl}) - E(C_{idl})$. Logo, a função de pobreza transitória esperada pode ser representada como:

$$E(T_{idl} | i, d, l) = \frac{\exp(\mu + \theta_i + \theta_d + \theta_l)}{1 + \exp(\mu + \theta_i + \theta_d + \theta_l)} - \frac{\exp(\mu_C + \theta_{C,i} + \theta_{C,d} + \theta_{C,l})}{1 + \exp(\mu_C + \theta_{C,i} + \theta_{C,d} + \theta_{C,l})} \tag{10}$$

Os efeitos marginais médios da idade, por exemplo, $E(P_{idl} | i, d, l)$ sobre $E(C_{idl} | i, d, l)$, e $E(T_{idl} | i, d, l)$ são, respectivamente:

$$\frac{\partial E(P_{idl} | i, \bar{d}, \bar{l})}{\partial i} = \frac{\exp(\mu + \theta_i + \theta_d + \theta_l)}{(1 + \exp(\mu + \theta_i + \theta_d + \theta_l))^2} \cdot \frac{d\theta_i}{di}$$

$$\frac{\partial E(C_{idl} | i, \bar{d}, \bar{l})}{\partial i} = \frac{\exp(\mu_C + \theta_{C,i} + \theta_{C,d} + \theta_{C,l})}{(1 + \exp(\mu_C + \theta_{C,i} + \theta_{C,d} + \theta_{C,l}))^2} \cdot \frac{d\theta_{C,i}}{di}$$

$$\frac{\partial E(T_{idl} | i, d, l)}{\partial i} = \frac{\partial E(P_{idl} | i, \bar{d}, \bar{l})}{\partial i} - \frac{\partial E(C_{idl} | i, \bar{d}, \bar{l})}{\partial i}$$

Os efeitos de mudança no período e na coorte $d = l + i$ são representados dessa mesma forma.

No modelo IPC, a exata conexão matemática entre idade, período e coorte torna-se tautológico, no sentido de que toda vez que duas dimensões variarem, uma terceira será definida. Segundo Heckman e Robb (1985), qualquer esforço de identificação desses efeitos necessita de alguma hipótese adicional. Logo, essa identidade é uma dificuldade central na estimação dos parâmetros, sendo que a solução para o problema demanda uma escolha arbitrária, como

³ A opção por se estimarem somente os efeitos principais de cada fator decorre, principalmente, do curto intervalo de tempo imposto pelos dados.

a suposição de que parâmetros relativos a algum par de coortes, idades ou períodos sejam iguais (DEATON; PAXSON, 1993; RIOS-NETO; OLIVEIRA, 1999).

Metodologia de estimação

Fonte dos dados e definição das medidas de pobreza

Para as estimações das pobreza crônica e transitória, no Brasil, ao longo do tempo, optou-se pelo uso dos microdados das PNADs de 1995, 1997, 1999, 2001 e 2003. A PNAD é um painel rotativo em que não se consegue acompanhar uma mesma pessoa ao longo do tempo, porém é possível acompanhar os dados de indivíduos em uma coorte. Segundo Firpo *et al.* (2003), há duas vantagens na utilização de dados de coorte em vez de dados em painel: ausência do problema de vies de sobrevivência da coorte na amostra, ou seja, sempre se consegue observar a mesma coorte em anos distintos; e minimização do erro de medida usualmente encontrado em dados em painel, uma vez que a informação da coorte é uma média. No entanto, os autores salientam que esses dados são um substituto imperfeito de dados longitudinais, pois pouco se pode dizer sobre a dinâmica interna às coortes das variáveis em observação, além de a validade de seus resultados depender da hipótese de que a população interna às coortes é constante.

Em cada ano, consideraram-se os indivíduos nascidos entre 1937 e 1968 (entre 27 e 58 anos em 1995), residentes em áreas urbanas⁴ e com declaração de renda familiar não-negativa e de escolaridade (em anos de estudo). Deste universo, foram selecionados os chefes de família e seus filhos, cônjuges, outros parentes e agregados, excluindo os indivíduos que se declaram pensionistas, empregados ou parentes de empregado, segundo a classificação da PNAD.

O indicador base de bem-estar individual é a renda familiar bruta *per capita*. Para comparação entre indivíduos em diferentes regiões e períodos, esse indicador foi deflacionado espacialmente, de acordo com o índice proposto por Ferreira *et al.* (2000), e temporalmente, segundo o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC), como sugerido por Corseuil e Foguel (2002). A partir desse indicador, a pobreza é definida para aqueles indivíduos com renda familiar *per capita* abaixo de uma determinada linha de pobreza. Na definição dessa linha de referência, um dos aspectos a ser considerado é a relação entre pobreza e privações absoluta ou relativa (FOSTER, 1998). A linha de pobreza relativa é estabelecida como 60% da mediana, para cada ano, das rendas familiares *per capita* de todos os indivíduos (desde o zero ano de idade). A linha de pobreza absoluta é estabelecida nos 60% da medida do mesmo indicador, porém incluindo todos os períodos juntos.

Para obter o componente crônico para cada indivíduo, são calculadas a taxa de persistência na pobreza, S_{jd} , e a taxa de transição para a pobreza, e_{jd} . De acordo com Ribas e Machado (2007), primeiramente considera-se que, em $d-1$, a propensão à pobreza latente P_{jd-1}^* do indivíduo j é dada pela forma:

$$P_{jd-1}^* = z_j' \beta + v_{d-1} + u_{jd-1},$$

em d , essa propensão é representada pela função:

$$P_{jd}^* = \begin{cases} x_j' \gamma_1 + \vartheta_{1,d-1} + \varepsilon_{1jd} & \text{se } P_{jd-1}^* > 0 \\ x_j' \gamma_2 + \vartheta_{2,d-1} + \varepsilon_{2jd} & \text{se } P_{jd-1}^* \leq 0 \end{cases}$$

e $\rho = \text{corr}(u_{jd-1}, \varepsilon_{1jd} + \varepsilon_{2jd})$ é a correlação entre os termos de erro das funções. O vetor x_j descreve o indivíduo j a partir de sua cor, sexo, escolaridade, região e período de nascimento; o vetor z_j inclui as mesmas variáveis do vetor x_j , além das características de *background* familiar⁵ utilizadas como

⁴ No trabalho, excluíram-se as famílias residentes em áreas rurais, optando-se por uma análise urbana, por três motivos: a existência de especificidades na pobreza rural em relação à análise de pobreza urbana; a pouca representatividade dos domicílios rurais na amostra da PNAD; e porque a pobreza no Brasil, segundo Silva e Tafner (2005), tornou-se, nos últimos anos, predominantemente urbana e metropolitana.

⁵ Para as variáveis de *background* familiar, consideraram-se as informações referentes à escolaridade dos pais dos indivíduos, contidas na PNAD de 1996.

instrumentos; β , γ_1 e γ_2 são vetores de parâmetros determinantes da condição inicial, da permanência e da transição, respectivamente, segundo características individuais, enquanto v_{d-1} , $\vartheta_{1,d-1}$ e $\vartheta_{2,d-1}$ são os vetores correspondentes aos efeitos conjunturais; u_{jd-1} , ε_{1jd} e ε_{2jd} são os termos de erro.

A estimação desse sistema de equações é realizada por meio da maximização da função de verossimilhança, especificada por Ribas e Machado (2007), utilizando dados em pseudopainel, agrupados de acordo com o vetor x_j . A diferença nas informações utilizadas pelos autores é que, neste trabalho, incluíram-se grupos de indivíduos nascidos entre 1937 e 1944, a fim de serem estimados, com maior extensão longitudinal, os efeitos de coorte e idade. Os resultados dos parâmetros estimados são apresentados na Tabela 5, constante no Anexo. A partir deles, é possível calcular as taxas S_{jd} e e_{jd} , para cada indivíduo, da seguinte forma:

$$s_{jd} = \frac{\Phi_2(z'_j\beta + v_{d-1}, x'_j\gamma_1 + \vartheta_{1,d-1}; \rho)}{\Phi(z'_j\beta + v_{d-1})} \quad (11)$$

e

$$e_{jd} = \frac{\Phi_2(-z'_j\beta - v_{d-1}, x'_j\gamma_2 + \vartheta_{2,d-1}; -\rho)}{\Phi(-z'_j\beta - v_{d-1})} \quad (12)$$

onde $\varphi(\cdot)$ e $\varphi_2(\cdot)$ são funções de probabilidade acumulada univariada e bivariada.

Cabe salientar que, a fim de realizar essa estimação para cada indivíduo dessa amostra, incluíram-se, ainda, as informações da PNAD de 1993. O acréscimo desse ano é necessário, pois o modelo de decomposição transitória-crônica prevê uma defasagem nos dados para captar a transição entre períodos.

Formato do modelo IPC

Para estimação do modelo IPC, as informações possuem um formato *cross-section* para indivíduos, empilhando os dados para os anos utilizados. Segundo Oliveira (2002), uma maneira de acompanhar cada coorte ao longo de repetidas pesquisas é observar os membros dessa coorte que foram selecionados aleatoriamente em cada ano.

Para cada indivíduo nesta *cross-section*, as variáveis explicativas das taxas de pobreza são a idade, o período e a coorte, dispostas como no Quadro 1. Nesse quadro, as coortes de nascimento correspondem à diagonal da matriz $l = i - d + 1$. As observações nos extremos do Quadro 1 não foram incluídas, pois não há estimativas de pobreza crônica para elas. Lembrando que o componente crônico da pobreza foi estimado por pseudopainel, em que o mesmo

QUADRO 1
Definição dos intervalos de idade, período e coorte

Idade	1995	1997	1999	2001	2003
27-28 anos	1				
29-30 anos	2	1			
31-32 anos	3	2	1		
33-34 anos	4	3	2	1	
35-36 anos	5	4	3	2	1
37-38 anos	6	5	4	3	2
39-40 anos	7	6	5	4	3
41-42 anos	8	7	6	5	4
43-44 anos	9	8	7	6	5
45-46 anos	10	9	8	7	6
47-48 anos	11	10	9	8	7
49-50 anos	12	11	10	9	8
51-52 anos	13	12	11	10	9
53-54 anos	14	13	12	11	10
55-56 anos	15	14	13	12	11
57-58 anos	16	15	14	13	12
59-60 anos		16	15	14	13
61-62 anos			16	15	14
63-64 anos				16	15
65-66 anos					16

Fonte: Elaboração própria.

grupo de indivíduos deve ser acompanhado do primeiro ao último período. Na Tabela 6, do Anexo, encontra-se a participação amostral de cada combinação IPC.

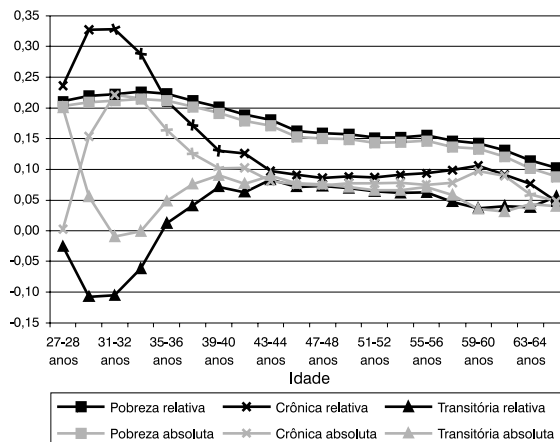
Com o problema de identificação no modelo, assumiu-se que as duas faixas de idade mais novas (27-28 e 29-30 anos) possuem os mesmos efeitos. Esta escolha, aparentemente arbitrária, é a mais plausível, dado o curto intervalo disponível para a análise. Contudo, um modelo com uma restrição alternativa sobre os efeitos de coorte também foi testado e não gerou resultados significativamente distintos. Este modelo alternativo não foi incluído neste artigo por uma questão de espaço.

Para estimação da função (8) de pobreza observada (absoluta e relativa), é utilizado um modelo logit e, para estimação dos efeitos sobre o componente crônico, da expressão (9), é utilizado um modelo linear, porém com uma transformação logística da variável explicada. Ambas funções são estimadas pelo método de máxima pseudo-verossimilhança, devido ao desenho amostral das PNADs, como recomendado por Silva *et al.* (2002). Nesse método, as estimações requerem o uso, além do peso amostral, das variáveis de identificação do estrato geográfico e da unidade primária de amostragem para corrigir o erro amostral.

O conjunto de variáveis explicativas pode ser colocado de forma tanto contínua, caracterizando um modelo de funções polinomiais, quanto de *dummies*, definindo efeitos menos parametrizados na combinação IPC. Attanasio e Jappelli (1998), por exemplo, empregam polinômios na estimação dos efeitos idade, período e coorte sobre a variância da utilidade marginal do consumo. Esse tipo de especificação é vantajoso porque a pobreza pode variar entre coortes, períodos e idades de forma não constante. Assim, o polinômio até terceira ordem daria conta dos efeitos não-lineares. Segundo Firpo *et al.* (2003), a escolha da melhor especificação a ser estimada consiste em um *trade-off* entre mais graus de liberdade, no modelo com polinômios, e mais flexível, no modelo com as variáveis binárias, uma vez que não se impõe uma estrutura *ad hoc* para o comportamento desse efeito.

Os Gráficos 1 e 2 e a Tabela 1 descrevem as medidas agregadas de pobreza absoluta e relativa, juntamente com seus componentes, por faixa de idade, coorte de nascimento e período, não interagindo essas dimensões. Ao se considerar somente a idade do indivíduo, no Gráfico 1, verifica-se que a pobreza, tanto absoluta quanto relativa, possui uma trajetória média decres-

GRÁFICO 1
Medidas de pobreza absoluta e relativa observadas e seus componentes, por idade
Brasil – 1995-2003



Fonte: IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD 1995 a 2003. Elaboração própria.

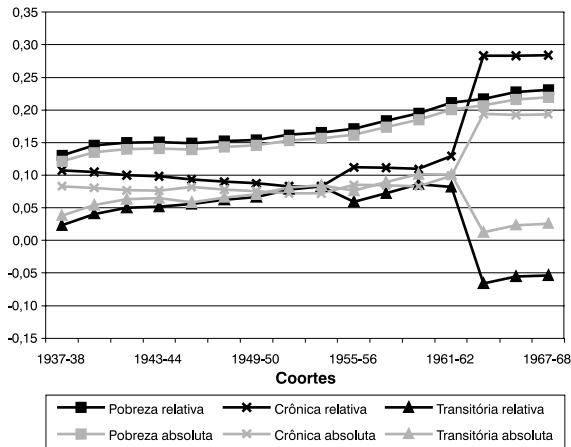
TABELA 1
Pobrezas absoluta e relativa observadas, seus componentes e idade média de incidência por período
Brasil – 1996-2003

Anos	Pobreza relativa			Pobreza absoluta		
	Observada	Crônica	Transitória	Observada	Crônica	Transitória
1995	0,1886	0,1159	0,0727	0,1803	0,0012	0,1790
1997	0,1882	0,2337	-0,0455	0,1764	0,1762	0,0002
1999	0,1847	0,1719	0,0128	0,1777	0,2114	-0,0337
2001	0,1854	0,1590	0,0264	0,1733	0,1007	0,0726
2003	0,1745	0,0775	0,0970	0,1644	0,0724	0,0919
Total	0,1842	0,1507	0,0334	0,1743	0,1115	0,0628

Idade média/ano	Amostra	Ponderada por medida					
1995	39,2	38,1	35,4	40,5	38,1	35,3	39,5
1997	41,1	40,2	38,0	42,6	40,2	38,3	42,4
1999	43,1	41,8	39,7	44,2	41,8	40,5	43,7
2001	44,9	43,2	41,3	45,8	43,1	41,7	45,3
2003	46,9	44,9	42,8	48,3	44,7	43,4	47,8
Total	43,1	41,7	39,5	44,3	41,6	39,9	43,8

Fonte: IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD 1995 a 2003. Elaboração própria.

GRÁFICO 2
Medidas de pobreza absoluta e relativa observadas e seus componentes, por coorte
Brasil – 1995-2003



Fonte: IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD 1995 a 2003. Elaboração própria.

cente ao longo do ciclo de vida, em decorrência da distribuição do componente crônico. Já o componente transitório parece possuir uma trajetória inversa, particularmente a partir dos 31 anos de idade. De fato, em todos os períodos estudados, a idade média de pobreza crônica está abaixo

da idade média da amostra, enquanto a média de idade ponderada pelo componente transitório está acima dessa marca (Tabela 1). Verifica-se uma redução da pobreza crônica ao longo do tempo, em contrapartida a um aumento na transitória, excluindo-se o ano de 1995.⁶

⁶ O ano de 1995 pode ser tratado como um período atípico, devido à implantação do Plano Real, em 1994, e suas conseqüências conjunturais.

No agregado das coortes de nascimento, a pobreza observada apresenta tendência ascendente, no sentido dos grupos mais jovens, assim como no ciclo de vida (Gráfico 2). Ambos efeitos, porém, se confundem, não sendo possível definir o que é trajetória no ciclo de vida e o que é tendência entre as gerações. Em termos de composição, identifica-se uma mudança significativa entre o grupo de indivíduos nascidos antes e de-pois de 1963, na qual a pobreza passou a ser essencialmente crônica para as gerações mais novas.

Resultados do modelo IPC

As estimações do modelo IPC aplicado à pobreza observada e ao seu componente crônico foram realizadas de duas maneiras: tratando as variáveis explicativas como um conjunto de *dummies* ou de forma contínua. Assim, busca-se garantir alguma robustez

às tendências estimadas de ciclo de vida, período e coorte. Pela maior clareza nos resultados e, portanto, maior facilidade de interpretação, são apresentados nessa seção somente os resultados do modelo de polinômios, nas Tabelas 2 e 3. As estimações por *dummies* encontram-se nas Tabelas 7 e 8 do Anexo.

Pelas regressões estimadas segundo as definições de privações absoluta (Tabela 2) e relativa (Tabela 3), identifica-se que as medidas de pobreza total não respondem significativamente às variações conjunturais. Esse resultado é condizente também com as regressões utilizando *dummies* para os períodos. Ou seja, ao longo do tempo, a pobreza é somente determinada pela combinação das características de idade e coorte de nascimento. De fato, no Brasil, desde 1994, não é constatado nenhum choque conjuntural expressivo (positivo ou negativo) que cause uma mudança brusca

TABELA 2
Resultados das regressões do modelo IPC de pobreza absoluta, efeitos polinomiais
Brasil – 1995-2003

Variáveis	Pobreza absoluta						
	Total			Crônica			Transitória
	ef. marg.	coef.	P> t	ef. marg.	coef.	P> t	ef. marg.
Idade	-0,00301	-0,02117	0,267	-0,01320	-0,13328	0,000	0,01019
Idade ao quadrado	-0,00019	-0,00133	0,001	0,00026	0,00267	0,000	-0,00045
Idade ao cubo	0,00000	0,00000	0,653	-0,00001	-0,00006	0,000	0,00001
Período	0,00098	0,00692	0,881	0,66632	6,72676	0,000	-0,66534
Período ao quadrado	0,00138	0,00972	0,338	-0,11655	-1,17658	0,000	0,11793
Período ao cubo	-0,00010	-0,00071	0,277	0,00619	0,06253	0,000	-0,00629
Coorte	0,00318	0,02238	0,570	-0,01960	-0,19787	0,000	0,02278
Coorte ao quadrado	-0,00231	-0,01624	0,012	0,00049	0,00495	0,082	-0,00280
Coorte ao cubo	0,00011	0,00080	0,020	-0,00001	-0,00009	0,567	0,00012
Dummy coortes 1963-68	0,14836	1,29316	0,000	0,60909	6,14900	0,000	-0,46074
Interação dummy coorte	-0,04201	-0,29522	0,000	-0,08953	-0,90387	0,000	0,04752
Inter. dummy coorte quadr.	0,00381	0,02680	0,000	0,00395	0,03990	0,000	-0,00014
Inter. dummy coorte cubo	-0,00013	-0,00094	0,007	-0,00005	-0,00049	0,002	-0,00008
Constante		-0,15125	0,766		-9,99174	0,000	
Número de observações	512.690			512.690			
Número de estratos	2.219			2.219			
Número de PSUs	25.528			25.528			
Tamanho da população	2.31E+08			2.31E+08			
Graus de liberdade	23309			23309			
F(13, 23297)	168,62			13264,45			
Prob > F	0,0000			0,0000			

Fonte: IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD 1995 a 2003. Elaboração própria.

no patamar de pobreza. Dessa forma, a diminuição na incidência do problema, em anos recentes (IBRE/FGV, 2005), pode estar mais ligada a uma tendência de mudança nas coortes do que de mudança no ambiente político-econômico. Ou ainda, pode-se pensar que os choques conjunturais, ao longo do tempo, estão se refletindo sobre os indivíduos de forma mais persistente, por meio de alterações nas coortes.

Apesar de não ser constatado um efeito puro de período sobre as pobreza absoluta e relativa, em termos de composição transitória-crônica, identifica-se uma tendência, independente da idade e da coorte, significativa ao longo do tempo. Essa tendência é de aumento do componente crônico, em contraponto a uma redução semelhante na parte transitória. No entanto, esse processo não segue uma trajetória crescente, pois os efeitos de períodos são significativa-

mente côncavos. O formato da função de período estimada aponta, na realidade, para uma estacionariedade na diferença entre componentes, dando a entender que a tendência identificada foi causada pela mudança brusca de composição ocorrida entre 1995 e 1997.

Em relação ao efeito puro das coortes, em que, a princípio, o efeito conjuntural está estigmatizado, verifica-se uma tendência decrescente das pobreza total, absoluta e relativa. Quanto aos componentes, um processo de redução mais acelerado é identificado em termos crônicos. As medidas de pobreza transitória, pelo contrário, tendem a aumentar com o passar das gerações. Cabe salientar que todas essas tendências não apresentam monotonicidade. A partir das estimações dos efeitos por variáveis binárias, foi possível constatar uma quebra estrutural de composição entre as coortes

TABELA 3
Resultados das regressões do modelo IPC de pobreza relativa, efeitos polinomiais
Brasil – 1995-2003

Variáveis	Pobreza relativa						
	Total			Crônica			Transitória
	ef. marg.	coef.	P> t	ef. marg.	coef.	P> t	ef. marg.
Idade	-0,00399	-0,02681	0,155	-0,02283	-0,17835	0,000	0,01884
Idade ao quadrado	-0,00024	-0,00159	0,000	0,00035	0,00270	0,000	-0,00058
Idade ao cubo	0,00000	0,00001	0,133	-0,00001	-0,00005	0,000	0,00001
Período	0,00305	0,02048	0,655	0,15277	1,19333	0,000	-0,14972
Período ao quadrado	0,00126	0,00850	0,397	-0,02324	-0,18151	0,000	0,02450
Período ao cubo	-0,00009	-0,00063	0,329	0,00097	0,00757	0,000	-0,00106
Coorte	0,00447	0,03004	0,431	-0,01872	-0,14621	0,000	0,02319
Coorte ao quadrado	-0,00262	-0,01760	0,005	-0,00088	-0,00689	0,011	-0,00174
Coorte ao cubo	0,00013	0,00084	0,011	0,00005	0,00035	0,017	0,00008
Dummy coortes 1963-68	0,14500	1,18407	0,000	0,77457	6,05044	0,000	-0,62957
Interação dummy coorte	-0,04234	-0,28452	0,000	-0,12575	-0,98226	0,000	0,08341
Inter. dummy coorte quadr.	0,00401	0,02695	0,000	0,00674	0,05267	0,000	-0,00273
Inter. dummy coorte cubo	-0,00014	-0,00097	0,004	-0,00012	-0,00095	0,000	-0,00002
Constante		0,05665	0,910		0,38416	0,144	
Número de observações	512.690			512.690			
Número de estratos	2.219			2.219			
Número de PSUs	25.528			25.528			
Tamanho da população	2,31E+08			2,31E+08			
Graus de liberdade	23.309			23.309			
F(13, 23297)	168,05			7355,55			
Prob > F	0,0000			0,0000			

Fonte: IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD 1995 a 2003. Elaboração própria.

nascidas antes e depois de 1963. A despeito da mudança de patamar ocorrida entre esses dois grupos de indivíduos, de uma maneira geral, as coortes mais novas tendem a ter um componente transitório maior. Ou seja, se, no que se refere a período, a pobreza crônica aumentou recentemente, em termos de coorte a pobreza transitória é a que vem crescendo.

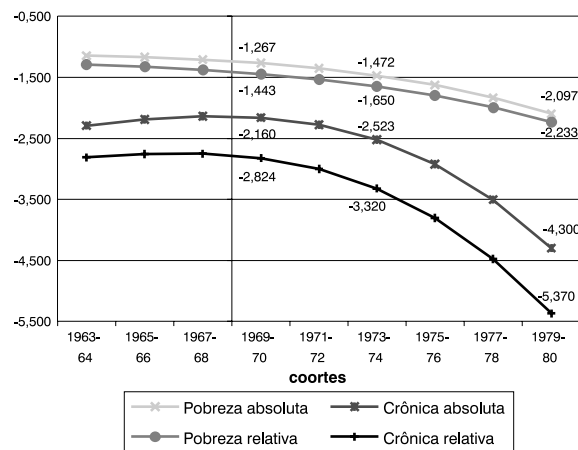
No que diz respeito a ciclo de vida, as funções de pobreza total e de seu componente crônico apresentam formato negativamente inclinado, de efeito mais acentuado para a segunda medida. Esse resultado leva à intuição de que a idade média de privação crônica, ao longo do ciclo de vida, é menor do que a idade média do total da pobreza, que, por sua vez, é inferior à idade média da população. Uma das causas para esse resultado está no fato de a taxa de mortalidade ser, provavelmente, maior onde a pobreza crônica é mais concentrada, fazendo com que as coortes percam, ao longo do tempo, grande parte dos indivíduos nessa situação. Ao contrário do componente crônico, a pobreza transitória, com função ascendente no ciclo de vida, possui uma idade média mais elevada.

Projeções

Por meio do modelo IPC, é possível projetar a distribuição de qualquer atributo de caráter demográfico em uma população, com detalhamento no desenho dos cenários simulados. Para extrapolar previsões futuras das medidas de pobreza, algumas suposições são consideradas. Primeiramente, assume-se que o perfil etário longitudinal da pobreza é constante e igual aos respectivos coeficientes estimados nas regressões (Tabelas 2 e 3), ou seja, os efeitos de idade não se alteram no futuro. Logo, as projeções são realizadas considerando mudanças apenas nas dimensões de período e coorte, seguindo as tendências observadas nos efeitos puros por meio de seus coeficientes estimados.

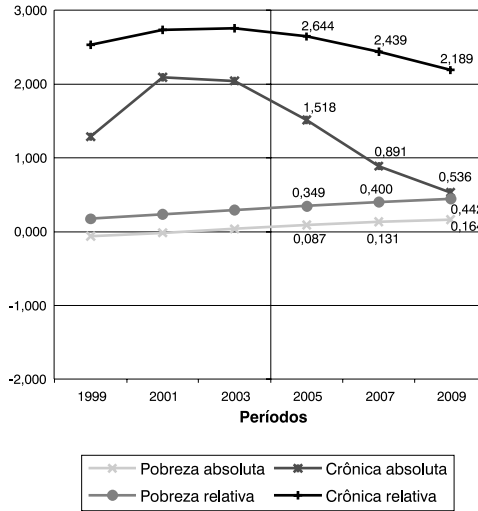
Com a identificação dessas tendências, os efeitos de seis novas coortes e de três novos períodos são calculados, como ilustrado nos Gráficos 3 e 4. A partir disso, projetam-se medidas de pobreza agregada e de seus componentes para a população entre 29 e 66 anos de idade, para 2005, 2007 e 2009. A extrapolação de previsões da pobreza segue a mesma lógica da estimação do modelo IPC. Ou seja,

GRÁFICO 3
Efeitos projetados de coorte sobre a função logística das medidas
Brasil – 1995-2003



Fonte: IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD 1995 a 2003. Elaboração própria.

GRÁFICO 4
Efeitos projetados de período sobre a função logística das medidas
Brasil – 1995-2003



Fonte: IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD 1995 a 2003. Elaboração própria.

TABELA 4
Medidas de pobreza absoluta e relativa projetadas para população entre 29 e 66 anos
Brasil – 2005-2009

Pobrezas	2005	2007	2009
Absoluta			
Total	0,2198	0,2081	0,1935
Crônica	0,1056	0,0515	0,0300
Transitória	0,1142	0,1565	0,1635
Relativa			
Total	0,2300	0,2177	0,2028
Crônica	0,1188	0,0806	0,0490
Transitória	0,1112	0,1371	0,1538

Fonte: IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD 1995 a 2003. IBGE (2004). Elaboração própria.

primeiramente, é projetada a pobreza total e, em seguida, a crônica. A medida do componente transitório é dada pela diferença entre as duas medidas anteriores.

A partir dos Gráficos 3 e 4, o cenário formulado para projeção é aquele em que a pobreza diminui quase que linearmente entre as gerações, porém de forma relativamente lenta. Para os efeitos de coorte sobre os componentes crônicos, uma tendência de redução maior é esperada, principalmente em termos relativos. Quanto à tendência da pobreza entre os períodos, as variações das medidas totais são seme-

lhantes entre as definições relativa e absoluta, sendo linearmente crescente. No entanto, no que se refere à composição, verifica-se uma redução mais acelerada do componente crônico em termos absolutos do que relativos. Esse cenário, na prática, supõe que mudanças na condição crônica relativa ocorrem de forma mais lenta, em termos conjunturais, do que na condição absoluta.

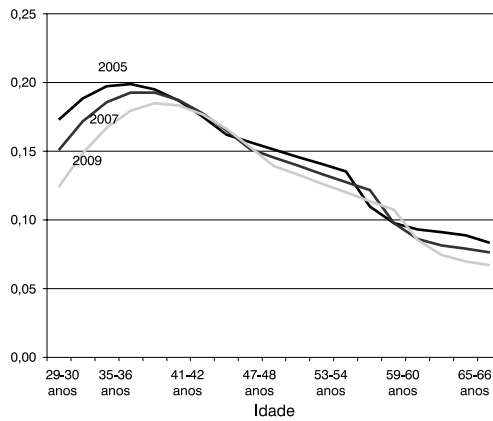
Nos cálculos das previsões de medidas agregadas para 2005, 2007 e 2009 (Tabela 4), são utilizadas as projeções da população brasileira realizadas pelo IBGE (2004).

De acordo com o cenário descrito, a previsão de redução na pobreza é em torno de 2,7 pontos percentuais em quatro anos, em termos tanto absolutos quanto relativos. Apesar dessa pequena mudança nas medidas totais de privação, projeta-se para os componentes crônicos agregados uma considerável redução, aumentando, por outro lado, a transitoriedade dos indivíduos às pobrezas absoluta e relativa. Ou seja, espera-se que, cada vez mais, a incidência

de pobreza provenha do risco de transição das pessoas entre estados e não tanto de sua condição permanente.

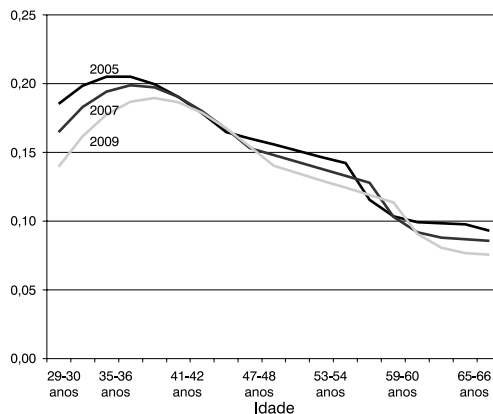
Para ilustrar a distribuição etária da pobreza nos períodos projetados, os Gráficos 5 e 6 apresentam as medidas esperadas por idade e ano. Independente da definição de privação, a tendência esperada da distribuição da pobreza é de redução, entre as pessoas com mais de 46 anos e, principalmente, menos de 39 anos. Logo, a

GRÁFICO 5
Perfil etário da pobreza absoluta por período projetado
Brasil – 1995-2003



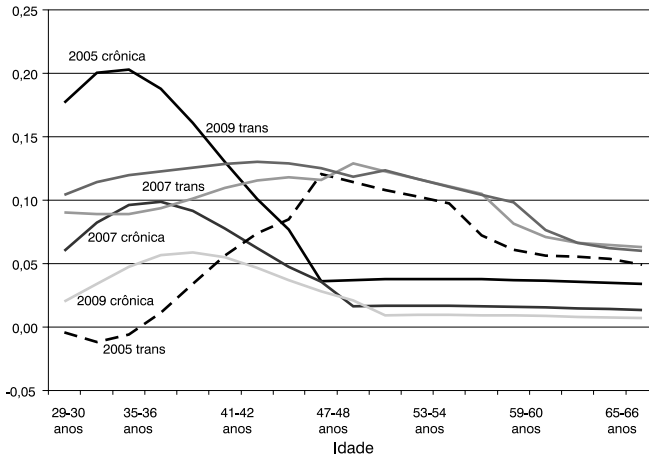
Fonte: IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD 1995 a 2003. Elaboração própria.

GRÁFICO 6
Perfil etário da pobreza relativa por período projetado
Brasil – 1995-2003



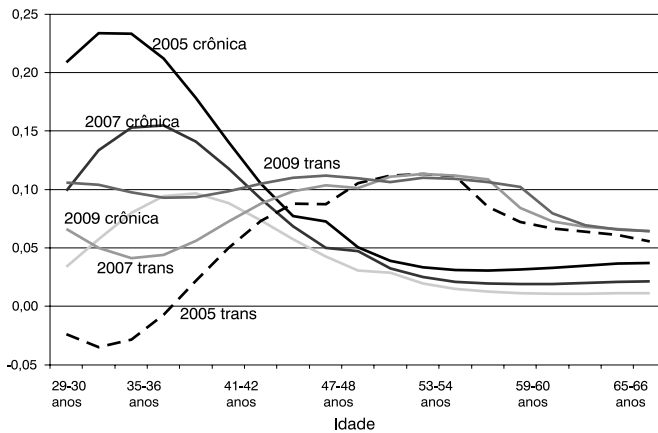
Fonte: IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD 1995 a 2003. Elaboração própria.

GRÁFICO 7
Perfis etários das pobreza absolutas crônica e transitória, por período projetado
Brasil – 1995-2003



Fonte: IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD 1995 a 2003. Elaboração própria.

GRÁFICO 8
Perfis etários das pobreza relativas crônica e transitória, por período projetado
Brasil – 1995-2003



Fonte: IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD 1995 a 2003. Elaboração própria.

tendência projetada aponta para um possível aumento na idade média da pobreza.

Os Gráficos 7 e 8 mostram a distribuição etária da composição esperada da pobreza. A constatação sobre esses gráficos é que a tendência das medidas absolutas e relativas é de redução da privação crônica para todas as idades, principalmente nas mais jovens. Esse processo poderia levar a uma distribuição mais uniforme da pobreza crônica entre as faixas etárias, aumentando a idade média de incidência desse com-

ponente. Já a pobreza transitória, que, inicialmente, apresenta uma distribuição côncava, tende a um formato negativamente inclinado, elevando significativamente sua incidência entre as faixas de idade mais jovens.

Conclusão

No início deste trabalho, demonstra-se que, além da possibilidade de decomposição do indicador de pobreza em duas

partes distintas, pode-se identificar uma diferenciação entre tendências observadas ao longo dos períodos, para toda uma população, e ao longo do ciclo de vida, para pessoas em uma coorte específica. Portanto, recorre-se a um modelo de estimação idade-período-coorte (IPC) para captar esses processos possivelmente diferenciados.

Retomando os resultados do modelo de IPC estimado, conclui-se que, em anos mais recentes, a redução da incidência da pobreza deve-se mais a um efeito de mudanças entre gerações do que de alterações específicas nos períodos. Em relação à composição da pobreza, o processo mais acelerado de redução é do componente crônico. Em contrapartida, o componente transitório apresenta uma tendência significativa de aumento ao longo do tempo.

Nas projeções simuladas, tornam-se claras as tendências de aumento do componente transitório, principalmente entre a população mais jovem, em aspecto de privação tanto absoluta quanto relativa, mesmo com a redução na incidência total de pobreza. Logo, outra conclusão deste trabalho é que, ao longo do tempo, a incidência de pobreza na população brasileira se dará cada vez menos pela condicionalidade média à baixa renda e cada vez mais pela vulnerabilidade à transição de estados. Persistindo essa tendência, espera-se uma inversão no cenário apontado por Ribas e Machado (2007), em que a situação crônica era o principal responsável pela condição de pobreza da maioria da população de baixa renda.

Uma explicação para a mudança de composição da pobreza pode ser a maior escolaridade das coortes mais novas (MARTELETO, 2005; VELEZ *et al.*, 2001), que reduzem seu componente crônico por meio da maior acumulação de capital humano, ligada às recentes mudanças no mercado de trabalho, gerando maior mobilidade e risco de desemprego. Segundo Marió (2005), os jovens alcançaram níveis educacionais mais altos, mas isso não se traduziu em melhorias no emprego, principalmente entre aqueles sem formação superior. De acordo com Chahad e Macedo (2003), a partir da década de 90, o mercado de

trabalho brasileiro caracterizou-se por uma ampliação nas taxas de desemprego e rotatividade e das relações informais de trabalho. Para Marió (2005), a população de baixa renda percebe essas mudanças com uma expansão no grau de vulnerabilidade e incerteza.

Outra explicação para o aumento da pobreza transitória pode ser a crescente participação feminina no mercado de trabalho (RIOS-NETO; OLIVEIRA, 1999; LEME; WAJNMAN, 2003) e como chefes de família (MEDEIROS; OSÓRIO, 2002). Como apontado por Ribas e Machado (2007), pessoas em famílias chefiadas por mulheres estão mais sujeitas à pobreza transitória.

Em todo caso, o processo identificado de aumento da pobreza transitória e, conseqüentemente, da percepção dos riscos incorridos por famílias e indivíduos possui uma implicação de política clara. De acordo com Wood (2003), autoridades corretamente direcionadas para o combate à pobreza são aquelas que buscam criar as condições necessárias para pessoas saírem da sua condição de privação para um estado mais seguro, sustentado e não-vulnerável de bem-estar. No entanto, muitos governos fracassam nessa busca, pois acabam envolvidos na reprodução das condições sociais, econômicas e políticas que criam barreiras de incerteza e insegurança ao movimento de redução da pobreza.

Portanto, programas sociais que visem redução da desigualdade e acumulação de capital humano por via de transferência de renda devem ser acompanhados de medidas que garantam maior segurança a famílias e seus indivíduos. Nesse aspecto, a aquisição e a legalização de posse de ativos têm papel fundamental na redução dos riscos provocados pelas intempéries econômicas sobre a volatilidade da renda, facilitando o acesso ao crédito e aumentando a capacidade de respostas a choques, de maneira geral.

Além da questão da proteção social via mercado de crédito, o sistema de seguridade social no Brasil, que envolve os benefícios de seguro-desemprego e o Fundo de Garantia por Tempo de Serviço (FGTS), pode ser repensado de modo a incluir os

trabalhadores do setor informal, que representam mais da metade da força de trabalho. No Brasil, segundo Cardoso e Jaccoud (2005), a ausência de ações mais amplas no campo das políticas de proteção ao trabalhador e às suas famílias tem minimizado os

efeitos agregados dos programas públicos de seguro-desemprego, intermediação da mão-de-obra, formação profissional e geração de emprego e renda a partir do microcrédito e do desenvolvimento de experiências locais.

Referências bibliográficas

ARBACHE, J. S. Pobreza e mercados no Brasil. **Pobreza e mercados no Brasil: uma análise de iniciativas de políticas públicas**. Brasília: Cepal, DFID, 2003, p.9-115.

ATTANASIO, O. P.; JAPPELLI, T. **International choice and the cross-sectional variance of marginal utility**. Cambridge, Mass.: NBER, 1998 (Working paper, 6560).

CARDOSO Jr., J. C.; JACCOUD, L. Políticas sociais no Brasil: organização, abrangência e tensões da ação estatal. In: JACCOUD, L. (Org.). **Questão social e políticas sociais no Brasil contemporâneo**. Brasília: Ipea, 2005, p.181-260.

CHAHAD, J. P. Z.; MACEDO, R. A evolução do emprego no período 1992-2001 e a ampliação do mercado formal brasileiro desde 1999. In: CHAHAD, J. P. Z.; PICCHETTI, P. (Orgs.). **Mercado de trabalho no Brasil**. São Paulo: LTr, 2003, p.213-245.

CORSEUIL, C. H.; FOGUEL, M. N. **Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE**. Rio de Janeiro: Ipea, 2002 (Texto para discussão, 897).

DEATON, A.; PAXSON, C. **Saving, growth and aging in Taiwan**. Cambridge, Mass: NBER, 1993 (Working paper, 4330).

FERREIRA, F. H. G.; LANJOUW, P.; NERI, M. **A new poverty profile for Brazil using PPV, PNAD and census data**. Rio de Janeiro: PUC, Departamento de Economia, 2000 (Texto para discussão, 418).

FIRPO, S. P.; GONZAGA, G.; NARITA, R. Decomposição da evolução da desigualdade de renda no Brasil em efeitos idade, período e coorte. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.33, n.2, p.211-252, 2003.

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.

GAIHA, R.; DEOLALIKAR, A. B. Persistent, expected and innate poverty: estimates for semi arid rural South India. **Cambridge Journal of Economics**, v.17, n.4, p.409-421, 1993.

GLENN, N. D. Cohort analysts' futile quest: statistical attempts to separate age, period, and cohort effects. **American Sociological Review**, v.41, n.5, p.900-904, 1976.

GOLDSTEIN, H. Age, period and cohort effects: a confounded confusion. **Bulletin in Applied Statistics**, v.6, n.1, p.19-24, 1979.

HECKMAN, J.; ROBB, R. Using longitudinal data to estimate age, period and cohort effects in earnings equations. In: MASON, W. M.; FIENBERG, S. E. (Eds.). **Cohort analysis in social research beyond the identification problem**. New York: Academic Press, 1985, p.137-150.

IBGE. **Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios – PNAD**. Rio de Janeiro: IBGE, 1993-2003.

_____. **Projeção da população do Brasil por sexo e idade para o período 1980-2050: revisão 2004**. Rio de Janeiro: IBGE, 2004.

IBRE/FGV. **Miséria em queda: mensuração, monitoramento e metas**. Rio de Janeiro: Centro de Políticas Sociais do IBRE/FGV, 2005.

JALAN, J.; RAVALLION, M. Is transient poverty different? Evidence for rural China. **Journal of Development Studies**, v.36, n.6, p.82-98, 2000.

JALAN, J.; RAVALLION, M. Transient poverty in postreform rural China. **Journal of Comparative Economics**, v.26, n.2, p.338-357, 1998.

LEME, M. C. S.; WAJNMAN, S. Efeitos de período, coorte e ciclo de vida na participação feminina no mercado de trabalho brasileiro. In: WAJNMAN, S.; MACHADO, A. F. (Orgs.). **Mercado de trabalho: uma análise a partir das pesquisas domiciliares no Brasil**. Belo Horizonte: UFMG, 2003, p.49-65 (Coleção população e economia).

MARIÓ, E. G. Conclusões e recomendações. In: MARIÓ, E. G.; WOOLCOCK, M. (Orgs.). **Exclusão social e mobilidade no Brasil**. Brasília: Ipea, Banco Mundial, 2005, Cap.4, p.131-145.

MARTELETO, L. **Family size, demographic change, and education attainment: the case of Brazil**. Ann Arbor, MI: Population Studies Center, University of Michigan, 2005 (PSC research report, 05-584).

MCKAY, A.; LAWSON, D. **Chronic poverty: a review of current quantitative evidence**. Manchester: IDPM/Chronic Poverty Research Centre (CPRC), 2002 (Working paper, 15).

MEDEIROS, M.; OSÓRIO, R. **Mudanças nas famílias brasileiras: a composição dos arranjos domiciliares entre 1978 e 1998**. Brasília: Ipea, 2002 (Texto para discussão, 886).

OLIVEIRA, A. M. H. **Acumulando informações e estudando mudanças ao longo do tempo: análises longitudinais do mercado de trabalho brasileiro**. 2002. 138f. Tese (Doutorado em Demografia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais. 2º Artigo: Tendências da desigualdade salarial para coortes de mulheres brancas e negras no Brasil, p.64-96.

PRESTON, S. H. Relations between individual life cycles and population characteristics. **American Sociological Review**, v.47, p.253-264, Apr. 1982.

RAVALLION, M. Expected poverty under risk-induced welfare variability. **Economic Journal**, v.98, p. 1171-1182, Dec. 1988.

RIBAS, R. P.; MACHADO, A. F. **Distinguishing chronic poverty from transient poverty in Brazil: developing a model for pseudo-panel data**. Brasília: International Poverty Centre/UNDP, 2007 (Working Paper, 36).

RIOS-NETO, E. L. G.; OLIVEIRA, A. M. H. Aplicação de um modelo de idade-período-coorte para a atividade econômica no Brasil metropolitano. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.29, n.2, p.243-272, 1999.

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

RODGERS, W. L. Estimable functions of age, period, and cohort effects. **American Sociological Review**, v.47, n.6, p.774-787, 1982.

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.

SILVA, F. A. R.; TAFNER, P. (Eds.). **Brasil: o estado de uma nação**. Rio de Janeiro: Ipea, 2005.

SILVA, P. L. N.; PESSOA, D. G. C.; LILA, M. F. Análise estatística de dados da PNAD: incorporando a estrutura do plano amostral. **Ciência & Saúde Coletiva**, v.7, n.4, p.659-670, 2002.

VELEZ, C. E.; SOARES, S.; MEDEIROS, M. **Reducing schooling inequality in Brazil: demographic opportunities and inter-cohort differentials**. Rio de Janeiro: Ipea, 2001 (Texto para discussão, 850).

VILLALOBOS, V. S. O estado de bem-estar social na América Latina: necessidade de redefinição. **Caderno Adenauer 1: pobreza e política social**. São Paulo: Fundação Konrad Adenauer, 2000, p.49-69.

WILMOTH, J. R. Age-period-cohort models in demography. In: CASELLI, G.; VALLIN, J.; WUNSCH, G. (Eds.). **Démographie: analyse et synthèse**, forthcoming, 1998. Disponível em: <<http://demog.berkeley.edu/jrw/Papers/apc.pdf>>.

WOOD, G. Staying secure, staying poor: the "Faustian Bargain". **World Development**, v.31, n.3, p.455-471, 2003.

ANEXO

TABELA 5
Resultados da regressão do modelo de transição da pobreza com linhas de pobreza relativa e absoluta
Brasil – 1995-2003

Covariáveis	Linha de pobreza relativa 60% mediana renda familiar per capita			Linha de pobreza absoluta 60% mediana renda familiar per capita		
	Condição inicial		Transição	Condição inicial		Permanência
	Coef.	P > z	Coef.	Coef.	P > z	Coef.
d-1 = 1993	0,05118	0,000	0,10562	0,40839	0,000	-0,49158
d-1 = 1995	0,00608	0,383	0,31123	0,02461	0,000	0,40241
d-1 = 1997	0,02202	0,002	0,20842	0,02506	0,000	0,47542
d-1 = 1999	0,01505	0,032	0,17589	0,04089	0,000	0,22452
Nasc. 1961-1968	0,73669	0,000	0,20208	0,72179	0,000	0,76748
Nasc. 1953-1960	0,55401	0,000	-0,04410	0,54852	0,000	0,48857
Nasc. 1945-1952	0,25398	0,000	-0,15922	0,25416	0,000	0,26592
Não-branco	0,18227	0,000	0,13086	0,19335	0,000	0,23041
Mulher	0,06610	0,000	-0,03945	0,07160	0,000	0,00683
Sem escolaridade	0,91481	0,000	0,39861	1,01650	0,000	1,02432
Primário incompleto	0,82089	0,000	0,32996	0,89961	0,000	0,84074
Primário completo	0,63027	0,000	0,41849	0,68711	0,000	0,70717
Fundamental completo	0,40439	0,000	0,17513	0,43257	0,000	0,41374
Região NE	0,38938	0,000	0,18243	0,39889	0,000	0,32950
Regiões S e SE	-0,36581	0,000	-0,03138	-0,35499	0,000	-0,21530
Constante	-2,62649	0,000	0,39841	-2,70953	0,000	-0,95328
Variáveis instrumentais			rho			rho
Pai s/ escolaridade	-1,15586	0,000	0,01660	-1,13380	0,000	0,50642
Pai c/ primário incomp.	-1,89863	0,000	84863,25	-1,83978	0,000	87117,09
Pai c/ primário comp.	-1,51768	0,000	-254305,7	-1,34128	0,000	-264766,3
Mãe s/ escolaridade	2,45571	0,000	510109	-1,77832	0,000	510109
Mãe c/ primário incomp.	1,97603	0,000		2,31491	0,000	
Mãe c/ primário comp.	2,01246	0,000		1,92860	0,000	
Mãe c/ fundamental comp.	0,75150	0,027		1,86913	0,000	
			teste Wald			teste Wald
			quadrado (23)			quadrado (23)
			log verossimilhança			log verossimilhança
			n° de observações			n° de observações
Taxa de permanência (s)	Média	Erro padrão		Média	Erro padrão	
	0,89656	0,06537		0,83537	0,13719	
Taxa de transição (e)				0,01074	0,01233	
Pob. crônica (estacion.)				0,12424	0,16413	
Pobreza observada				0,18876	0,17827	

Fonte: IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PINAD 1995 a 2003. Elaboração própria.

TABELA 6
Composição da amostra, segundo idade
Brasil – 1995-2003

Idade	1995	1997	1999	2001	2003	Total
27-28 anos	0,0169					0,0169
29-30 anos	0,0174	0,0171				0,0346
31-32 anos	0,0170	0,0175	0,0169			0,0514
33-34 anos	0,0157	0,0172	0,0173	0,0187		0,0690
35-36 anos	0,0156	0,0158	0,0173	0,0189	0,0188	0,0864
37-38 anos	0,0150	0,0157	0,0159	0,0189	0,0190	0,0845
39-40 anos	0,0144	0,0153	0,0158	0,0176	0,0188	0,0820
41-42 anos	0,0128	0,0140	0,0146	0,0169	0,0173	0,0756
43-44 anos	0,0118	0,0130	0,0138	0,0157	0,0169	0,0711
45-46 anos	0,0112	0,0116	0,0128	0,0144	0,0158	0,0659
47-48 anos	0,0102	0,0111	0,0114	0,0136	0,0147	0,0611
49-50 anos	0,0089	0,0101	0,0111	0,0124	0,0141	0,0566
51-52 anos	0,0080	0,0087	0,0096	0,0116	0,0122	0,0503
53-54 anos	0,0074	0,0079	0,0089	0,0103	0,0115	0,0460
55-56 anos	0,0075	0,0072	0,0077	0,0089	0,0105	0,0419
57-58 anos	0,0064	0,0071	0,0072	0,0080	0,0087	0,0374
59-60 anos		0,0063	0,0072	0,0074	0,0083	0,0292
61-62 anos			0,0061	0,0073	0,0072	0,0205
63-64 anos				0,0062	0,0075	0,0136
65-66 anos					0,0062	0,0062
Total	0,1964	0,1956	0,1937	0,2069	0,2074	1,0000
Número de estratos		2.219			Número de observações	512.690
Número de UPAs		25.528			Tamanho da população	2,31E+08
					Graus de liberdade	23.309

Fonte: IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD 1995 a 2003. Elaboração própria.

TABELA 7
Resultados das regressões do modelo IPC de pobreza absoluta, com uso de dummies
Brasil – 1995-2003

Dummies	Pobreza absoluta						
	Total			Crônica			Transitória
	ef. marg.	coef.	P> t	ef. marg.	coef.	P> t	ef. marg.
Idade 31-32	-0,00388	-0,02746	0,595	-0,00021	-0,00187	0,942	-0,00367
Idade 33-34	-0,00868	-0,06207	0,466	-0,00766	-0,06953	0,105	-0,00102
Idade 35-36	-0,01562	-0,11321	0,348	-0,00750	-0,06810	0,259	-0,00811
Idade 37-38	-0,02583	-0,19141	0,219	-0,00564	-0,05119	0,513	-0,02019
Idade 39-40	-0,03573	-0,27085	0,160	-0,00388	-0,03520	0,716	-0,03185
Idade 41-42	-0,04866	-0,38120	0,096	0,03345	0,30366	0,008	-0,08211
Idade 43-44	-0,05895	-0,47522	0,074	0,01078	0,09790	0,463	-0,06973
Idade 45-46	-0,07809	-0,66779	0,027	0,01073	0,09741	0,521	-0,08882
Idade 47-48	-0,08562	-0,75288	0,026	0,01125	0,10210	0,548	-0,09687
Idade 49-50	-0,09298	-0,84207	0,025	0,01931	0,17530	0,352	-0,11228
Idade 51-52	-0,10317	-0,97806	0,017	0,01172	0,10645	0,606	-0,11489

(continua)

(continuação)

Dummies	Pobreza absoluta						
	Total			Crônica			Transitória
	ef. marg.	coef.	P> t	ef. marg.	coef.	P> t	ef. marg.
Idade 53-54	-0,10931	-1,06935	0,017	0,00894	0,08121	0,718	-0,11825
Idade 55-56	-0,11554	-1,17009	0,016	0,00382	0,03471	0,887	-0,11936
Idade 57-58	-0,12667	-1,37081	0,008	-0,00375	-0,03408	0,896	-0,12292
Idade 59-60	-0,13208	-1,50218	0,007	-0,01440	-0,13071	0,641	-0,11768
Idade 61-62	-0,13991	-1,72255	0,004	-0,01478	-0,13417	0,654	-0,12513
Idade 63-64	-0,14765	-2,00006	0,002	-0,01561	-0,14173	0,656	-0,13204
Idade 65-66	-0,15156	-2,22588	0,001	-0,02084	-0,18924	0,574	-0,13071
Ano 1995	-0,03530	-0,26146	0,073	-0,48103	-4,36737	0,000	0,44573
Ano 1997	-0,02886	-0,21167	0,066	0,13579	1,23288	0,000	-0,16465
Ano 1999	-0,01573	-0,11309	0,142	0,16730	1,51898	0,000	-0,18303
Ano 2001	-0,00680	-0,04823	0,266	0,04438	0,40297	0,000	-0,05118
Coorte 1939-40	-0,01133	-0,08167	0,122	-0,00843	-0,07655	0,002	-0,00290
Coorte 1941-42	-0,02942	-0,22148	0,008	-0,02375	-0,21565	0,000	-0,00567
Coorte 1943-44	-0,04501	-0,35281	0,003	-0,03227	-0,29303	0,000	-0,01274
Coorte 1945-46	-0,06102	-0,50028	0,001	-0,04093	-0,37165	0,000	-0,02008
Coorte 1947-48	-0,06974	-0,58574	0,002	-0,04936	-0,44814	0,000	-0,02039
Coorte 1949-50	-0,07798	-0,67029	0,003	-0,05523	-0,50146	0,000	-0,02275
Coorte 1951-52	-0,08381	-0,73322	0,005	-0,06288	-0,57086	0,000	-0,02093
Coorte 1953-54	-0,09217	-0,82569	0,005	-0,06606	-0,59977	0,000	-0,02611
Coorte 1955-56	-0,09871	-0,90134	0,006	-0,03580	-0,32505	0,053	-0,06291
Coorte 1957-58	-0,10105	-0,92605	0,012	-0,03421	-0,31057	0,095	-0,06684
Coorte 1959-60	-0,10390	-0,95796	0,018	-0,03330	-0,30235	0,139	-0,07060
Coorte 1961-62	-0,10280	-0,94280	0,032	-0,00148	-0,01344	0,952	-0,10132
Coorte 1963-64	-0,10591	-0,97538	0,041	0,12086	1,09735	0,000	-0,22678
Coorte 1965-66	-0,10587	-0,97407	0,058	0,11950	1,08495	0,000	-0,22537
Coorte 1967-68	-0,10740	-0,99499	0,068	0,11960	1,08592	0,000	-0,22700
Constante		-0,10933	0,870		-3,36957	0,000	
Número de observações	512.690			512.690			
Número de estratos	2.219			2.219			
Número de PSUs	25.528			25.528			
Tamanho da população	2,31E+08			2,31E+08			
Graus de liberdade	23.309			23.309			
F(37, 23273)	61,49			4974,95			
Prob > F	0,0000			0,0000			

Fonte: IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD 1995 a 2003. Elaboração própria.

TABELA 8
Resultados das regressões do modelo IPC de pobreza relativa, com uso de dummies
Brasil – 1995-2003

Dummies	Pobreza relativa						
	Total			Crônica			Transitória
	ef. marg.	coef.	P> t	ef. marg.	coef.	P> t	ef. marg.
Idade 31-32	-0,00483	-0,03280	0,521	-0,00273	-0,01927	0,470	-0,00211
Idade 33-34	-0,01101	-0,07552	0,371	-0,01194	-0,08437	0,056	0,00094
Idade 35-36	-0,02014	-0,14052	0,239	-0,01742	-0,12304	0,048	-0,00272
Idade 37-38	-0,03181	-0,22724	0,140	-0,01897	-0,13401	0,096	-0,01283

(continua)

(continuação)

Dummies	Pobreza relativa						
	Total			Crônica			Transitória
	ef. marg.	coef.	P> t	ef. marg.	coef.	P> t	ef. marg.
Idade 39-40	-0,04330	-0,31719	0,096	-0,02069	-0,14610	0,142	-0,02261
Idade 41-42	-0,05733	-0,43477	0,055	0,02775	0,19601	0,098	-0,08509
Idade 43-44	-0,06891	-0,53916	0,040	-0,00691	-0,04880	0,722	-0,06200
Idade 45-46	-0,08807	-0,72988	0,015	-0,00787	-0,05558	0,722	-0,08020
Idade 47-48	-0,09694	-0,82949	0,013	-0,00765	-0,05400	0,758	-0,08930
Idade 49-50	-0,10509	-0,92872	0,012	0,00822	0,05803	0,765	-0,11331
Idade 51-52	-0,11585	-1,07437	0,008	-0,01060	-0,07485	0,725	-0,10525
Idade 53-54	-0,12254	-1,17602	0,008	-0,01246	-0,08803	0,703	-0,11008
Idade 55-56	-0,12817	-1,27051	0,008	-0,01494	-0,10552	0,673	-0,11322
Idade 57-58	-0,13864	-1,46428	0,004	-0,01959	-0,13837	0,607	-0,11905
Idade 59-60	-0,14397	-1,59945	0,004	-0,02202	-0,15556	0,590	-0,12195
Idade 61-62	-0,15080	-1,80282	0,002	-0,01953	-0,13792	0,654	-0,13127
Idade 63-64	-0,15767	-2,05686	0,001	-0,02075	-0,14654	0,654	-0,13692
Idade 65-66	-0,16023	-2,22808	0,001	-0,02257	-0,15944	0,645	-0,13765
Ano 1995	-0,04273	-0,30481	0,035	0,07758	0,54799	0,000	-0,12032
Ano 1997	-0,03192	-0,22411	0,049	0,23404	1,65304	0,000	-0,26595
Ano 1999	-0,02174	-0,15053	0,048	0,16180	1,14284	0,000	-0,18355
Ano 2001	-0,00639	-0,04330	0,312	0,14087	0,99501	0,000	-0,14726
Coorte 1939-40	-0,00882	-0,06038	0,245	-0,00520	-0,03673	0,127	-0,00362
Coorte 1941-42	-0,02759	-0,19672	0,017	-0,01900	-0,13423	0,001	-0,00859
Coorte 1943-44	-0,04511	-0,33534	0,004	-0,02448	-0,17294	0,004	-0,02063
Coorte 1945-46	-0,06189	-0,48040	0,001	-0,05451	-0,38504	0,000	-0,00738
Coorte 1947-48	-0,07239	-0,57739	0,002	-0,06383	-0,45085	0,000	-0,00856
Coorte 1949-50	-0,08247	-0,67568	0,002	-0,07091	-0,50088	0,000	-0,01155
Coorte 1951-52	-0,08931	-0,74623	0,004	-0,08098	-0,57194	0,000	-0,00833
Coorte 1953-54	-0,09851	-0,84377	0,004	-0,08199	-0,57909	0,000	-0,01653
Coorte 1955-56	-0,10611	-0,92838	0,005	-0,02324	-0,16414	0,340	-0,08287
Coorte 1957-58	-0,10937	-0,96299	0,008	-0,02321	-0,16394	0,390	-0,08616
Coorte 1959-60	-0,11305	-1,00354	0,012	-0,02496	-0,17627	0,400	-0,08809
Coorte 1961-62	-0,11276	-0,99850	0,022	0,01696	0,11976	0,600	-0,12971
Coorte 1963-64	-0,11700	-1,04352	0,027	0,19341	1,36611	0,000	-0,31041
Coorte 1965-66	-0,11739	-1,04756	0,039	0,18875	1,33319	0,000	-0,30614
Coorte 1967-68	-0,11966	-1,07793	0,046	0,18693	1,32034	0,000	-0,30659
Constante		0,06415	0,922		-3,39463	0,000	
Número de observações	512.690			512.690			
Número de estratos	2.219			2.219			
Número de PSUs	25.528			25.528			
Tamanho da população	2,31E+08			2,31E+08			
Graus de liberdade	23.309			23.309			
F(37, 23273)	61,23			3038,76			
Prob > F	0,0000			0,0000			

Fonte IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD 1995 a 2003. Elaboração própria.

Resumen

La caracterización de la pobreza urbana a lo largo del tiempo: aplicación del modelo edad-período-cohorte en la estimación de las tendencias de privaciones crónica y transitoria en Brasil

A lo largo de las últimas décadas, la pobreza en Brasil viene cambiando su perfil, debido, en parte, a modificaciones en el padrón de reproducción y mortalidad de la población. De la misma forma, los diseños de políticas sociales, especialmente de combate a la pobreza, tomaron otros rumbos. En este aspecto, la pertinencia de esos nuevos diseños depende de la naturaleza de la condición de baja renta, pudiendo ser entendida como un fenómeno permanente o temporal y, principalmente, de la tendencia de cambios en esa composición transitoria-crónica (T-C). El objetivo de este trabajo es justamente analizar esa tendencia, así como el proceso de incidencia de la pobreza urbana, en términos de modificaciones a lo largo del tiempo y de generaciones de individuos, proyectando medidas futuras de privación en la renta. Para ello es utilizado un modelo de edad-período-cohorte (IPC) sobre la pobreza, absoluta y relativa, observada en las PNADs entre 1995 y 2003, y sobre su composición T-C estimada. Los resultados apuntan que el efecto cohorte es más indicativo que el de período sobre la reducción de la pobreza recientemente, en especial de su componente crónico. Ya el componente transitorio presenta tendencia de aumento a lo largo del tiempo.

Palabras-clave: Pobreza crónica y transitoria. Modelo edad-período-cohorte (IPC). Proyección de pobreza.

Abstract

Characterizing urban poverty over time: The use of the Age-Period-Cohort model for estimating chronic and transient poverty trends in Brazil

The profile of poverty in Brazil has changed in recent decades, partially due to alterations in the reproduction and mortality standards of the population. During this same period, the designs of social policies, especially those for reducing poverty, have also undergone changes. It must be emphasized that the effectiveness of these policies depends on the type of poverty that is being dealt with. Destitution can be a permanent or temporary phenomenon, and this transient-chronic (T-C) composition may show a temporal trend. The objective of this paper is to analyze this trend as well as the temporal evolution of poverty rates in urban areas. The result may make it possible to predict future income and destitution. To this end, an Age-Period-Cohort (APC) model was applied to absolute and relative poverty measures and to the T-C composition, based on data from the PNADs between 1995 and 2003. The results indicate that the cohort-effect is more expressive than the period effect for the recent reduction in poverty rates, especially for the chronic component. In contrast, the transient component showed a relative temporal tendency to increase.

Keywords: Chronic Poverty and Transient Poverty; Age-Period-Cohort (APC) Model; Prediction of Poverty

Recebido para publicação em 14/12/2006.

Aceito para publicação em 31/05/2007.

