

# A CARACTERIZAÇÃO DA POBREZA AO LONGO DO TEMPO: APLICAÇÃO DO MODELO IDADE-PERÍODO-COORTE NA ESTIMAÇÃO DAS TENDÊNCIAS DE PRIVAÇÕES CRÔNICA E TRANSITÓRIA NO BRASIL\*

Rafael Perez Ribas  
Cedeplar/ UFMG

**Resumo:** 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, principalmente de combate à pobreza, tomaram outros rumos. Nesse aspecto, a pertinência desses novos desenhos depende da natureza da condição de baixa renda, podendo ser vista 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 como um todo, em termos de mudanças ao longo do tempo e de gerações de indivíduos, projetando medidas futuras de privação na renda. Para isso, 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. Por outro lado, o componente transitório apresenta uma tendência de aumento ao longo do tempo.

**Palavras-chave:** Pobreza Crônica e Transitória; Modelo Idade-Período-Coorte (IPC); Projeção de Pobreza.

**Abstract:** During the last decades, the poverty profile in Brazil has changed, in part, due to alterations in the population's reproduction and mortality standards. In this same period, the design of social policies, especially those against poverty, also modified. 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 tendency. The objective of this paper is to analyze this tendency, as well as the temporal evolution of poverty incidence, forecasting future estimates of income destitution. In order to do this, an Age-Period-Cohort (APC) model was applied to absolute and relative poverty measures and to the T-C composition with the use of the *PNADs* from 1995 to 2003. The results point out that the cohort-effect is more expressive than the period effect for the recent poverty reduction, especially for the chronic component. On the other hand, the transient component showed a relative temporal tendency to increase.

**Keywords:** Chronic Poverty and Transient Poverty; Age-Period-Cohort (APC) Model; Poverty Projection.

---

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

## A CARACTERIZAÇÃO DA POBREZA AO LONGO DO TEMPO: APLICAÇÃO DO MODELO IDADE-PERÍODO-COORTE NA ESTIMAÇÃO DAS TENDÊNCIAS DE PRIVAÇÕES CRÔNICA E TRANSITÓRIA NO BRASIL

### 1. 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), provém 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 eficácia de programas. Nesse aspecto, segundo McKay e Lawson (2002), a distinção entre grupos de indivíduos cronicamente pobres e transitoriamente pobres implica em políticas diferenciadas, mais apropriadas para cada caso. Gaiha e Deolalikar (1993) colocam 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. Por outro lado, políticas de transferência de renda condicionadas à acumulação de capital humano podem aliviar a pobreza crônica, mas não garantem necessariamente uma situação de seguridade aos indivíduos.

O trabalho de Ribas *et al.* (2005) 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 da pobreza transitória e da pobreza 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 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 Idade-Período-Coorte (IPC) (GLENN, 1976; GOLDSTEIN, 1979; RODGERS, 1982). Esse modelo de estimação 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<sup>1</sup>.

Cabe salientar que, para estimar o componente crônico da pobreza, consideraram-se como determinantes as características inerentes aos indivíduos, 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 *et al.*, 2005). Por outro lado, o modelo IPC, aplicado sobre os componentes já estimados, é mais simples, sua estrutura objetiva unicamente investigar processos ao longo do tempo.

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

A divisão deste artigo ocorre em seis partes. A primeira parte resume-se a esta introdução. Na segunda parte, são especificados os modelos de decomposição transitória-crônica, de efeitos da estrutura

---

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

etária e de efeitos IPC sobre a pobreza. Na terceira parte, é descrita a metodologia de estimação, apresentando fonte e tratamento das informações e técnicas econométricas utilizadas. Os resultados das regressões do modelo IPC são reportados na quarta seção e os resultados das projeções estão na seção seguinte. Por último, são traçadas algumas considerações finais com base nesses resultados.

## 2. Especificação do modelo

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

### 2.1. Funções de pobreza crônica e pobreza 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 *et al.* (2005) 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  $\eta_d$ , 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 pobreza transitória.

Pelo modelo de Ribas *et al.* (2005), devido à renda permanente depender dos eventos ocorridos no passado, é atribuído à medida de pobreza crônica um componente de dependência de estado<sup>2</sup>. 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, no tempo  $d$ , a função de probabilidade do 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  $e_{jd}$ .

## 2.2. Demografia da estrutura etária

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, associados a eventos específicos observados em cada ano, relacionados 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 por uma mesma coorte se dá por aqueles que nasceram 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, elas tendem também a serem localizadas por idade, seguindo possíveis eventos específicos do ciclo de vida (RYDER, 1965).

Segundo Ryder (1965), a inevitabilidade biológica do ciclo de vida individual 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 uma 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.

<sup>2</sup> 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 aqueles que eram não-pobres.

A análise específica de período lida com 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 das mudanças na população a que pertence. Segundo ele, essa discrepância é gerada justamente pelas condições demográficas da população.

Partindo da formulação de Preston, considere  $P$  um indicador de pobreza em uma população e  $p(i)$  como a proporção de pessoas pobres na idade  $i$ . Em uma população estável, onde as taxas de natalidade e de mortalidade específicas por idade são constantes por várias gerações, a proporção de indivíduos na idade  $i$ ,  $g(i)$ , é determinada como:

$$g(i) = \frac{e^{-ni} m(i)}{\int_0^{\infty} e^{-ni} m(i) di},$$

onde  $n$  é a taxa de crescimento da população e  $m(i)$  é a probabilidade de sobrevivência do nascimento à idade  $i$ .

Supondo que mudanças na taxa de mortalidade ocorrem de forma “neutra”<sup>3</sup>,  $k$ , igual para todas as idades,  $m'(i) = e^{-ki} m(i)$ , a probabilidade de um indivíduo quando nasce ser pobre na idade  $i$  é igual à probabilidade conjunta de sobrevivência até essa idade e de se tornar pobre,  $e^{-ki} m(i) p(i)$ . Logo, o tempo de vida esperado de uma pessoa na pobreza pode ser dado por  $\int_0^{\infty} e^{-ki} m(i) p(i) di$ .

Considerando ainda que uma mudança neutra na taxa de mortalidade muda a taxa de crescimento da população para  $n' = n - k$ , no tempo  $d$ , a pobreza agregada de uma população,  $P_d$ , pode ser representada como:

$$P_d = \int_0^{\infty} p(i) g(i) di = \frac{\int_0^{\infty} e^{-ni} m(i) p(i) di}{\int_0^{\infty} e^{-ni} m(i) di}, \quad (8)$$

enquanto a medida de pobreza esperada de uma coorte ao longo de sua vida,  $P_L$ , pode ser tomada como o tempo vivido na pobreza sobre o tempo total de vida,

$$P_L = \frac{\int_0^{\infty} e^{-ki} m(i) p(i) di}{\int_0^{\infty} e^{-ki} m(i) di}. \quad (9)$$

Segundo Preston (1984), isso ilustra que, em uma população estacionária, com taxa de mortalidade por idade fixa,  $k = 0$ , e taxa de crescimento zero,  $n = 0$ , um indivíduo ao longo de sua vida espera simplesmente recapitular a experiência da população em um momento do tempo. Ou seja, sobre essas circunstâncias, há uma perfeita correspondência entre as características do ciclo de vida das coortes e da população,  $P_d = P_L$ . Por outro lado, condições demográficas distintas, em termos de fecundidade e mortalidade, criam uma sistemática divergência entre grupos de indivíduos e população.

Um incremento na fecundidade na população estacionária, deixando a mortalidade constante, provocará um aumento na taxa de crescimento da população,  $n$ , tal que

$$\left. \frac{d P_L}{d n} \right|_{n,k=0} = 0 \text{ e}$$

$$\left. \frac{d P_d}{d n} \right|_{n,k=0} = \frac{\int_0^{\infty} m(i) p(i) di}{\int_0^{\infty} m(i) di} \left[ \int_0^{\infty} i \cdot m(i) di - \int_0^{\infty} i \cdot m(i) p(i) di \right] = P_d (I_d - I_p), \text{ ou ainda}$$

<sup>3</sup> Essa hipótese, apesar de simplificadora, significa somente que mudanças na taxa de mortalidade não alteram a estrutura etária da população.

$$\frac{dP_d}{P_d} = dn \cdot (I_d - I_p), \quad (10)$$

onde  $I_d$  é a idade média da população estacionária e  $I_p$  é a idade média da população pobre. Ou seja, uma mudança na fecundidade não afeta a pobreza de uma coorte ao longo de sua vida. Por outro lado, se a pobreza é concentrada na parte mais jovem da população, por exemplo, um aumento na fecundidade gera um aumento na pobreza agregada de uma população.

Supondo uma mudança “neutra” na taxa de mortalidade, partindo de uma população estacionária com  $k = 0$ ,

$$\left. \frac{dP_d}{dk} \right|_{n,k=0} = 0, \text{ e}$$

$$\left. \frac{dP_L}{dk} \right|_{n,k=0} = \frac{\int_0^\infty m(i)p(i)di}{\int_0^\infty m(i)di} \left[ \int_0^\infty i \cdot m(i)di - \int_0^\infty i \cdot m(i)p(i)di \right] = P_L(I_d - I_p). \quad (11)$$

Ou seja, essa mudança na taxa de mortalidade não afeta a medida de pobreza de uma população. Entretanto, no ciclo de vida das coortes, o efeito de alteração na mortalidade depende da distribuição etária da pobreza num ponto do tempo. O sentido e a extensão desse efeito é igual ao de mudança na fecundidade sobre a população como um todo.

Essa correspondência resulta do fato de um aumento na mortalidade, na expressão (11), possuir o mesmo efeito sobre as relações entre idades no ciclo de vida que o aumento da fecundidade, na expressão (10), sobre as relações entre idades em uma população. De fato, ambos efeitos, de fecundidade e de mortalidade, demonstram que populações possuem trajetórias próprias de vida, podendo ocorrer diferenças persistentes entre a população e o agregado de ciclos de vida dos indivíduos (PRESTON, 1984).

Dado que o atributo de pobreza,  $P$ , é a soma de um componente crônico,  $C$ , com um componente transitório,  $T$ , cada um desses componentes pode ser analisado separadamente em termos de período,  $C_d$  e  $T_d$ , e coorte,  $C_L$  e  $T_L$ . Logo, partindo de uma população estacionária,  $I_C$  é a idade média da população em estado crônico e  $I_T$  é a idade média dos pobres transitórios,

$$\frac{dC_d}{C_d} = dn(I_d - I_C), \quad \frac{dT_d}{T_d} = dn(I_d - I_T) \text{ e } \frac{dP_d}{P_d} = \frac{dC_d}{C_d}c_d + \frac{dT_d}{T_d}t_d, \quad (12)$$

onde  $c_d$  e  $t_d$  são as respectivas proporções dos componentes crônicos e transitórios sobre a pobreza agregada da população, e

$$\frac{dC_L}{C_L} = dk(I_d - I_C), \quad \frac{dT_L}{T_L} = dk(I_d - I_T) \text{ e } \frac{dP_L}{P_L} = \frac{dC_L}{C_L}c_L + \frac{dT_L}{T_L}t_L, \quad (13)$$

$c_L$  e  $t_L$  são as participações dos componentes crônicos e transitórios sobre a pobreza da coorte.

Supondo o caso onde  $n$  decresce ao longo do tempo e a pobreza possui uma distribuição etária tal que  $I_d > I_T \cong I_C$ , com a taxa de fecundidade diminuindo de forma mais rápida do que a taxa de mortalidade, tanto a privação transitória quanto a medida crônica diminuem, porém mais em termos de população do que em termos de coortes. Com a taxa de fecundidade diminuindo de forma mais lenta, o efeito de redução entre as coortes é maior. Na mesma situação, porém com  $I_C < I_d < I_T$ , ou seja, a pobreza transitória está concentrada em idade mais avançada do que a pobreza crônica, enquanto a pobreza crônica diminui, a pobreza transitória aumenta. O impacto da variação desses componentes sobre a pobreza observada, tanto na população quanto nas coortes, dependerá da participação crônico-transitória no total populacional e de coortes, além da distancia das idades médias desses atributos em relação à idade média da população.

### 2.3. Modelo Idade-Período-Coorte

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 (IPC) 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. Apesar das interações ou sobreposições existentes entre os três conjuntos de fatores, é assumido, implicitamente, que essas influências são menos importantes que os efeitos principais associados a cada dimensão (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) permitiria 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 possuem 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:

$$f(P_{idl}) = \mu + \theta_i + \theta_d + \theta_l + \xi_{idl}, \quad (14)$$

onde  $f(\cdot)$  é uma função de transformação aplicada à taxa de pobreza  $P_{idl}$  observada na idade  $i$ , no período  $d$ , para a coorte  $l$ , o parâmetro  $\mu$  estabelece um nível geral constante para  $f(P_{idl})$ , os parâmetros  $\theta_i$ ,  $\theta_d$  e  $\theta_l$  descrevem padrões de mudança de  $f(P_{idl})$  por idade, período e coorte, respectivamente, o último termo,  $\xi_{idl}$ , 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:

$$f(C_{idl}) = \mu_c + \theta_{C,i} + \theta_{C,d} + \theta_{C,l} + \xi_{C,idl}, \quad (15)$$

onde  $\mu_c$  é a constante,  $\theta_{C,i}$ ,  $\theta_{C,d}$  e  $\theta_{C,l}$  são os respectivos efeitos de idade, de período e de 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  $f(\cdot)$  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:

$$E(T_{idl} | i, d, l) = \frac{\exp(\mu + \theta_i + \theta_d + \theta_l)}{1 + \exp(\mu + \theta_i + \theta_d + \theta_l)} - \frac{\exp(\mu_c + \theta_{C,i} + \theta_{C,d} + \theta_{C,l})}{1 + \exp(\mu_c + \theta_{C,i} + \theta_{C,d} + \theta_{C,l})}. \quad (16)$$

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

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

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

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

Os efeitos de mudança no período e na coorte são representados dessa mesma forma.

No modelo IPC, a exata conexão matemática entre idade, período e coorte,  $d = l + i$ , torna-o 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 e a solução para o problema demanda uma escolha arbitrária, como a suposição que parâmetros relativos a algum par de coortes, idades ou períodos sejam iguais (DEATON & PAXSON, 1993; RIOS-NETO & OLIVEIRA, 1999).

### 3. Metodologia de estimação

#### 3.1. Fonte dos dados e definição das medidas de pobreza

Para as estimações da pobreza crônica e transitória, no Brasil, ao longo do tempo, optou-se pelo uso dos microdados da PNADs dos anos 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 de usar dados de coorte em vez de dados em painel. A primeira delas se refere à ausência do problema de viés de sobrevivência da coorte na amostra, ou seja, sempre se consegue observar a mesma coorte em anos distintos. A segunda vantagem é a minimização do erro de medida usualmente encontrado em dados em painel, porque 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, e a validade de seus resultados depende da hipótese de que a população interna às coortes é constante.

Em cada ano, consideram-se os indivíduos nascidos entre 1937 e 1968 (entre 27 e 58 anos em 1995), residentes em áreas urbanas<sup>4</sup> 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, de acordo com 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, é calculada a taxa de persistência na pobreza,  $s_{jd}$ , e a taxa de transição para a pobreza,  $e_{jd}$ . De acordo com Ribas *et al.* (2005), 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

<sup>4</sup> 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 dado que, segundo Silva e Tafner (2005), a pobreza no Brasil tornou-se, nos últimos anos, predominantemente urbana e metropolitana.



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

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* familiar<sup>5</sup>, utilizadas como instrumentos;  $\beta$ ,  $\gamma_1$  e  $\gamma_2$  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;  $u_{jd-1}$ ,  $\varepsilon_{1jd}$  e  $\varepsilon_{2jd}$  são os termos de erro.

A estimação desse sistema de equações é realizada por meio da maximização da função de verossimilhança, especificada por Ribas *et al.* (2005), 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 estimar com uma maior extensão longitudinal os efeitos de coorte e idade. Os resultados dos parâmetros estimados estão reportados em Anexo, Tabela A1. A partir deles, é possível calcular as taxas  $s_{jd}$  e  $e_{jd}$ , para cada indivíduo, da seguinte forma:

$$s_{jd} = \frac{\Phi_2(z_j' \beta + v_{d-1}, x_j' \gamma_1 + \vartheta_{1,d-1}; \rho)}{\Phi(z_j' \beta + v_{d-1})} \quad (17)$$

$$e_{jd} = \frac{\Phi_2(-z_j' \beta - v_{d-1}, x_j' \gamma_2 + \vartheta_{2,d-1}; -\rho)}{\Phi(-z_j' \beta - v_{d-1})}, \quad (18)$$

onde  $\Phi(\cdot)$  e  $\Phi_2(\cdot)$  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.

### 3.2. 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 olhar para 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 a 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, onde o mesmo grupo de indivíduos deve ser acompanhado do primeiro ao último período. Além disso, com o problema de identificação no modelo, assumiu-se que as duas faixas de idade mais novas (27-28 e 29-30) possuem os mesmos efeitos. Em Anexo, na Tabela A2, encontra-se a participação amostral de cada combinação IPC.

<sup>5</sup> Para as variáveis de *background* familiar, considerou-se as informações referentes à escolaridade dos pais dos indivíduos, contidas na PNAD de 1996.

**Quadro 1** – Definição dos intervalos de idade, período e coorte

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

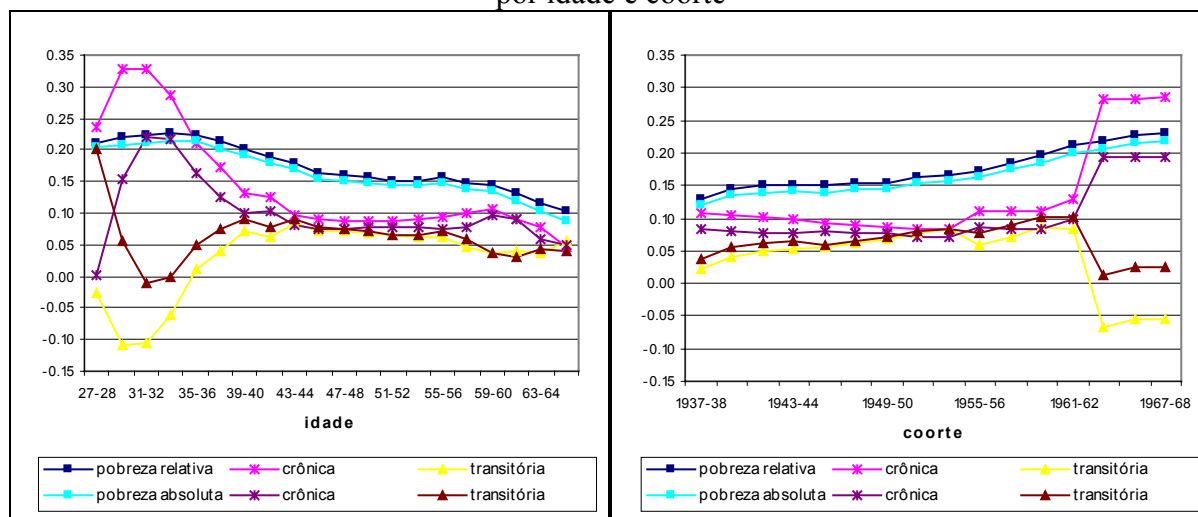
Fonte: elaboração própria

Para estimação da função (14) de pobreza observada (absoluta e relativa), é utilizado um modelo logit e, para estimação dos efeitos sobre o componente crônico, da expressão (15), 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 tanto de forma contínua, caracterizando um modelo de funções polinomiais, quanto em forma de *dummies*, caracterizando 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 é possível que a pobreza varie entre coortes, períodos e idades de forma não constante. Dessa forma, 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 olhar somente para a idade do indivíduo, no Gráfico 1, verifica-se que a pobreza, tanto absoluta quanto relativa, possui uma trajetória média decrescente ao longo do ciclo de vida, decorrência da distribuição do componente crônico. O componente transitório, por outro lado, parece possuir uma trajetória inversa, particularmente a partir dos 31 anos de idade. De fato, em todos os períodos observados, segundo a Tabela 1, 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.

**Gráf. 1 e 2** – Medidas de pobreza absoluta e relativa observadas e seus componentes por idade e coorte



Fonte: elaboração própria a partir de dados da PNAD.

De acordo com o modelo de Preston (1984) e com a queda na fecundidade da população brasileira (RIOS-NETO, 2005), a diferença entre idades identificada implicaria uma redução da pobreza crônica ao longo do tempo, em contrapartida a um aumento na pobreza transitória. Corroborando essa idéia, na Tabela 1, ambas tendências se verificam nas medidas agregadas da amostra por período, excluindo o ano de 1995.<sup>6</sup>

**Tab. 1** – Pobreza absoluta e pobreza relativa observadas, seus componentes e idade média de incidência por período

	Pobreza relativa			Pobreza absoluta			
	observada	crônica	transitória	observada	crônica	transitória	
ano 1995	0.1886	0.1159	0.0727	0.1803	0.0012	0.1790	
ano 1997	0.1882	0.2337	-0.0455	0.1764	0.1762	0.0002	
ano 1999	0.1847	0.1719	0.0128	0.1777	0.2114	-0.0337	
ano 2001	0.1854	0.1590	0.0264	0.1733	0.1007	0.0726	
ano 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: elaboração própria a partir de dados da PNAD.

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

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

#### 4. Resultados do modelo IPC

As estimações do modelo IPC aplicados 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. Dessa forma, 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* estão contidas no Anexo deste trabalho, Tabelas A3 e A4.

Pelas regressões estimadas sob as definições de privação absoluta (Tabela 2) e de privação 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 no patamar de pobreza. Dessa forma, a diminuição na incidência do problema, em anos mais 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 mudanças nas coortes.

Apesar de não ser constatado um efeito puro de período sobre as pobreza absoluta e relativa como um todo, 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 significativamente 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.

**Tab. 2** – Resultados das regressões do modelo IPC de pobreza absoluta, efeitos polinomiais

Variáveis	Pobreza absoluta						
	Total			Crônica			Transitória
	ef. marg.	coeficiente	P> t	ef. marg.	coeficiente	P> t	ef. marg.
idade	<b>-0.00301</b>	-0.02117	0.267	<b>-0.01320</b>	-0.13328	0.000	<b>0.01019</b>
idade ao quadrado	<b>-0.00019</b>	-0.00133	0.001	<b>0.00026</b>	0.00267	0.000	<b>-0.00045</b>
idade ao cubo	<b>0.00000</b>	0.00000	0.653	<b>-0.00001</b>	-0.00006	0.000	<b>0.00001</b>
período	<b>0.00098</b>	0.00692	0.881	<b>0.66632</b>	6.72676	0.000	<b>-0.66534</b>
período ao quadrado	<b>0.00138</b>	0.00972	0.338	<b>-0.11655</b>	-1.17658	0.000	<b>0.11793</b>
período ao cubo	<b>-0.00010</b>	-0.00071	0.277	<b>0.00619</b>	0.06253	0.000	<b>-0.00629</b>
coorte	<b>0.00318</b>	0.02238	0.570	<b>-0.01960</b>	-0.19787	0.000	<b>0.02278</b>
coorte ao quadrado	<b>-0.00231</b>	-0.01624	0.012	<b>0.00049</b>	0.00495	0.082	<b>-0.00280</b>
coorte ao cubo	<b>0.00011</b>	0.00080	0.020	<b>-0.00001</b>	-0.00009	0.567	<b>0.00012</b>
<i>dummy</i> coortes 1963-68	<b>0.14836</b>	1.29316	0.000	<b>0.60909</b>	6.14900	0.000	<b>-0.46074</b>
interação <i>dummy</i> coorte	<b>-0.04201</b>	-0.29522	0.000	<b>-0.08953</b>	-0.90387	0.000	<b>0.04752</b>
inter. <i>dummy</i> coorte quadr.	<b>0.00381</b>	0.02680	0.000	<b>0.00395</b>	0.03990	0.000	<b>-0.00014</b>
inter. <i>dummy</i> coorte cubo	<b>-0.00013</b>	-0.00094	0.007	<b>-0.00005</b>	-0.00049	0.002	<b>-0.00008</b>
constante		-0.15125	0.766		-9.99174	0.000	
<b>Number of obs</b>	512690			512690			
<b>Number of strata</b>	2219			2219			
<b>Number of PSUs</b>	25528			25528			
<b>Population size</b>	2.31E+08			2.31E+08			
<b>Design df</b>	23309			23309			
<b>F(13, 23297)</b>	168.62			13264.45			
<b>Prob &gt; F</b>	0.0000			0.0000			

Fonte: elaboração própria a partir de dados da PNAD.

Em relação ao efeito puro das coortes, onde, a princípio, o efeito conjuntural está estigmatizado, verifica-se uma tendência decrescente da pobreza total, absoluta e relativa. Em relação 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, em Anexo, foi possível constatar uma quebra estrutural de composição entre as coortes nascidas antes e depois de 1963. Apesar de a 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, em termos de período, a pobreza crônica aumentou recentemente, em termos de coorte, a pobreza transitória é a que vem crescendo.

Em termos de ciclo de vida, as funções de pobreza total e de seu componente crônico apresentam um formato negativamente inclinado, de efeito mais acentuado para a segunda medida. Esse resultado leva a intuição de que a idade média de privação crônica, ao longo do ciclo de vida, é menor que a idade média do total da pobreza que, por sua vez, é menor que a idade média da população. Uma das causas para esse resultado é que a taxa de mortalidade é 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.

**Tab. 3** – Resultados das regressões do modelo IPC de pobreza relativa, efeitos polinomiais

Variáveis	Pobreza relativa						
	Total			Crônica			Transitória
	ef. marg.	coeficiente	P>  t	ef. marg.	coeficiente	P>  t	ef. marg.
idade	<b>-0.00399</b>	-0.02681	0.155	<b>-0.02283</b>	-0.17835	0.000	<b>0.01884</b>
idade ao quadrado	<b>-0.00024</b>	-0.00159	0.000	<b>0.00035</b>	0.00270	0.000	<b>-0.00058</b>
idade ao cubo	<b>0.00000</b>	0.00001	0.133	<b>-0.00001</b>	-0.00005	0.000	<b>0.00001</b>
período	<b>0.00305</b>	0.02048	0.655	<b>0.15277</b>	1.19333	0.000	<b>-0.14972</b>
período ao quadrado	<b>0.00126</b>	0.00850	0.397	<b>-0.02324</b>	-0.18151	0.000	<b>0.02450</b>
período ao cubo	<b>-0.00009</b>	-0.00063	0.329	<b>0.00097</b>	0.00757	0.000	<b>-0.00106</b>
coorte	<b>0.00447</b>	0.03004	0.431	<b>-0.01872</b>	-0.14621	0.000	<b>0.02319</b>
coorte ao quadrado	<b>-0.00262</b>	-0.01760	0.005	<b>-0.00088</b>	-0.00689	0.011	<b>-0.00174</b>
coorte ao cubo	<b>0.00013</b>	0.00084	0.011	<b>0.00005</b>	0.00035	0.017	<b>0.00008</b>
<i>dummy</i> coortes 1963-68	<b>0.14500</b>	1.18407	0.000	<b>0.77457</b>	6.05044	0.000	<b>-0.62957</b>
interação <i>dummy</i> coorte	<b>-0.04234</b>	-0.28452	0.000	<b>-0.12575</b>	-0.98226	0.000	<b>0.08341</b>
inter. <i>dummy</i> coorte quadr.	<b>0.00401</b>	0.02695	0.000	<b>0.00674</b>	0.05267	0.000	<b>-0.00273</b>
inter. <i>dummy</i> coorte cubo	<b>-0.00014</b>	-0.00097	0.004	<b>-0.00012</b>	-0.00095	0.000	<b>-0.00002</b>
constante		0.05665	0.910		0.38416	0.144	
<b>Number of obs</b>	512690			512690			
<b>Number of strata</b>	2219			2219			
<b>Number of PSUs</b>	25528			25528			
<b>Population size</b>	2.31E+08			2.31E+08			
<b>Design df</b>	23309			23309			
<b>F(13, 23297)</b>	168.05			7355.55			
<b>Prob &gt; F</b>	0.0000			0.0000			

Fonte: elaboração própria a partir de dados da PNAD.

Ao contrário do componente crônico, a pobreza transitória, com função ascendente no ciclo de vida, possui uma idade média mais elevada. Segundo a hipótese derivada do modelo de Preston (1984) e a tendência decrescente da mortalidade no Brasil (RIOS-NETO, 2005), essa estrutura de distribuição da pobreza implicaria um processo de redução da privação crônica e de aumento da privação transitória ao longo das coortes, justamente o que é observado nos coeficientes estimados das regressões.

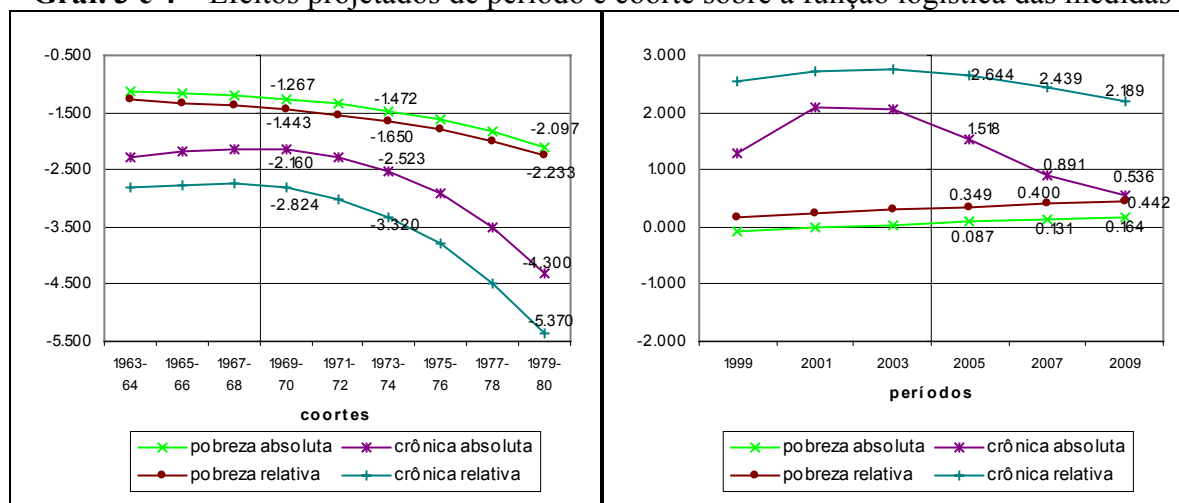
## 5. Projeções

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 assumidas. 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. As mudanças nesses dois aspectos seguem 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 os anos de 2005, 2007 e 2009. A extrapolação de previsões da pobreza segue a mesma lógica da estimação do modelo IPC. Ou seja, primeiramente, é projetada a pobreza total e, em seguida, a pobreza crônica. A medida do componente transitório é dada pela diferença entre as duas medidas anteriores.

**Gráf. 3 e 4** – Efeitos projetados de período e coorte sobre a função logística das medidas



Fonte: elaboração própria a partir de dados da PNAD.

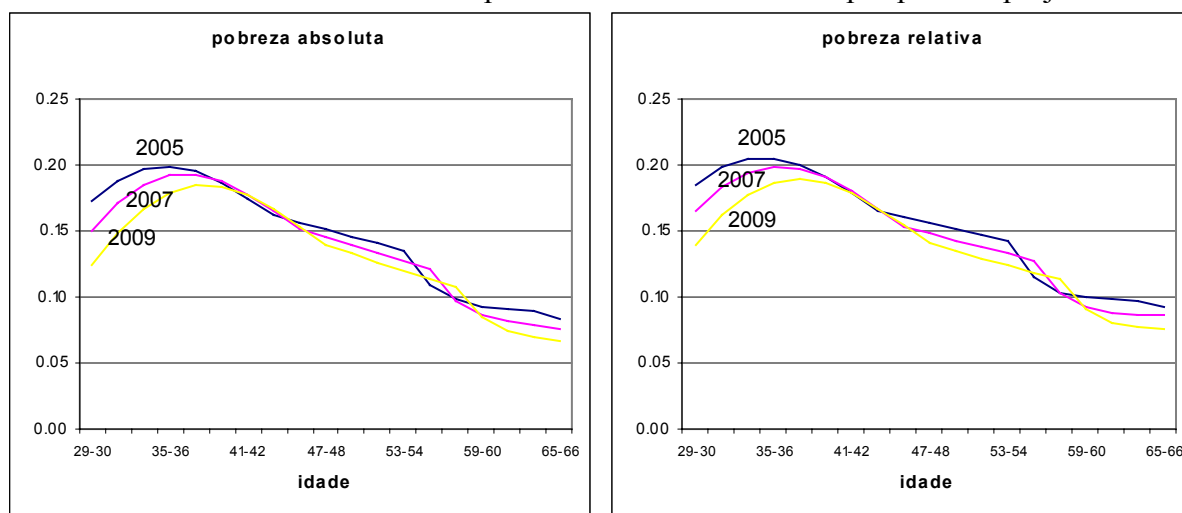
A partir dos Gráficos 3 e 4, o cenário formulado para projeção é aquele em que a pobreza como um todo diminui quase que linearmente entre as gerações, porém de forma relativamente lenta. Para os efeitos de coorte sobre os componentes crônicos, uma tendência de redução maior é esperada, principalmente em termos relativos. Em relação à tendência da pobreza entre os períodos, as variações das medidas totais são semelhantes entre as definições relativa e absoluta, sendo linearmente crescente. No entanto, em termos de composição, verifica-se uma redução mais acelerada do componente crônico em termos absolutos do que em termos 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.

**Tab. 4** – Medidas de pobreza absoluta e relativa projetadas para 2005, 2007 e 2009, população entre 29 e 66 anos.

período	2005	2007	2009
pobreza absoluta			
total	0.2198	0.2081	0.1935
crônica	0.1056	0.0515	0.0300
transitória	0.1142	0.1565	0.1635
pobreza relativa			
total	0.2300	0.2177	0.2028
crônica	0.1188	0.0806	0.0490
transitória	0.1112	0.1371	0.1538

Fonte: elaboração própria a partir de dados da PNAD e IBGE (2004).

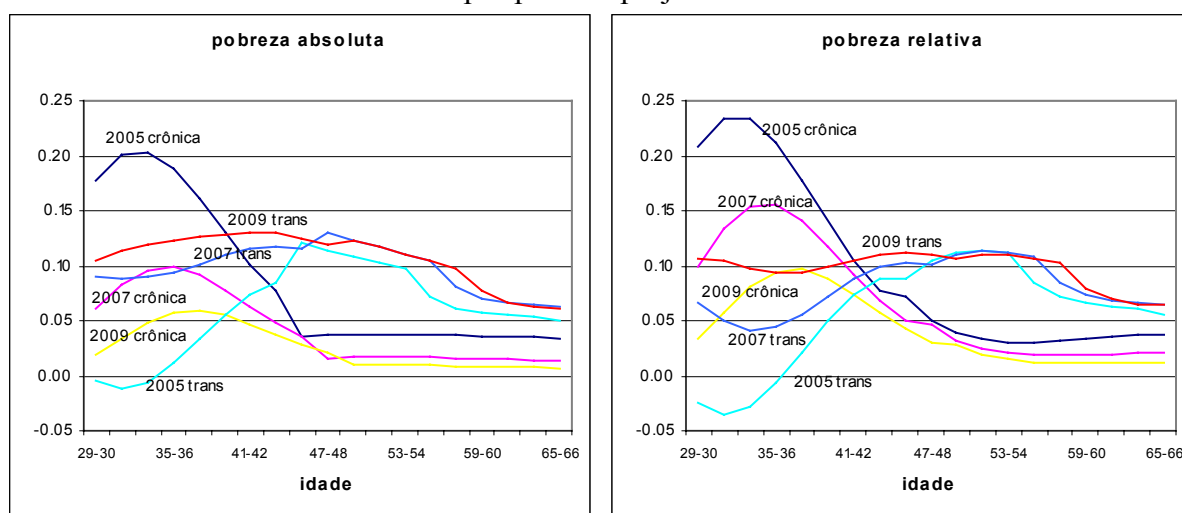
Na Tabela 4, as previsões de medidas agregadas para os anos de 2005, 2007 e 2009 são apresentadas, utilizando para esses cálculos as projeções da população brasileira calculadas pelo IBGE (IBGE, 2004). De acordo com o cenário descrito, a previsão de redução na pobreza é em torno de 2,7 pontos percentuais em quatro anos, tanto em termos absolutos quanto em termos 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 à pobreza 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.

**Gráf. 5 e 6 – Perfis etários das pobreza absoluta e relativa por período projetado**

Fonte: elaboração própria a partir de dados da PNAD.

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

Os Gráficos 7 e 8 apresentam 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 componente. Por outro lado, a pobreza transitória, que, inicialmente, apresenta uma distribuição côncava, tende a um formato negativamente inclinado, aumentando significativamente sua incidência entre as faixas de idade mais jovens.

**Gráf. 7 e 8 – Perfis etários das pobreza crônica e transitória, absoluta e relativa, por período projetado**

Fonte: elaboração própria a partir de dados da PNAD.

## 6. Conclusão

Pela estrutura teórica apresentada, no início deste trabalho, demonstra-se que, além da possibilidade de decomposição do indicador de pobreza em duas partes distintas, mudanças nesses componentes ao longo do tempo podem ocorrer unicamente por meio de mudanças na estrutura

demográfica da população. Diferenças nos padrões demográficos são capazes de gerar ainda uma distinção 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 mudanças específicas nos períodos como um todo. Em relação à composição da pobreza, o processo mais acelerado de redução é do componente crônico. O componente transitório, em contrapartida, apresenta uma tendência significativa de aumento ao longo do tempo. Esses resultados contrastantes entre privações crônica e transitória são, em parte, recorrentes justamente da tendência decrescente das taxas de fecundidade e mortalidade no Brasil. Isso porque, tanto na população como um todo quanto no ciclo de vida individual, a idade média de privação crônica é relativamente baixa, enquanto a idade média de privação transitória é elevada.

Nas projeções simuladas, tornam-se claras as tendências de aumento do componente transitório, principalmente entre a população mais jovem, tanto em aspecto de privação absoluta quanto de privação 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 *et al.* (2005), onde 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 1990, o mercado de trabalho brasileiro caracterizou-se por um aumento nas taxas de desemprego e rotatividade e das relações informais de trabalho. Para Marió (2005), a população de baixa renda percebe essas mudanças com um aumento 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 *et al.* (2005), 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 a acumulação de capital humano por via de transferência de renda devem ser acompanhados de medidas que garantam uma maior segurança a famílias e seus indivíduos. Nesse aspecto, a aquisição e a legalização de posse de ativos tem 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 em 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. In: **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, 8p. (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. 66p. (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. **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. 21p. (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.
- PNAD. **Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios**. Rio de Janeiro: IBGE, 1993-2003.
- 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., GOLGHER, A. B. Flutuações e persistência na pobreza: uma análise de decomposição Transitória-Crônica para o Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 33, 2005, Natal. **Anais**. [Belo Horizonte]: ANPEC, 2005. (Disponível em CD-ROM)
- RIOS-NETO, E. L. G. **Questões emergentes na demografia brasileira**. Belo Horizonte: CEDEPLAR/UFMG, 2005. (Texto para discussão; 276)
- 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. 371p.

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. In: **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

**Tab. A1 – Resultados da regressão do modelo de transição da pobreza com linhas de pobreza relativa e absoluta**

Covariáveis	Linha de pobreza relativa 60% mediana renda familiar per capita				Linha de pobreza absoluta 60% mediana renda familiar per capita			
	Condição inicial	Permanência	Transição	P>z	Condição inicial	Permanência	Transição	P>z
	Coef.	Coef.	Coef.		Coef.	Coef.	Coef.	
d-1=1993	0.05118	0.23018	0.10562	0.000	0.40839	-0.49158	0.000	0.000
d-1=1995	0.00608	0.53102	0.31123	0.000	0.02461	0.40241	0.000	0.000
d-1=1997	0.02202	0.41480	0.20842	0.000	0.02506	0.47542	0.000	0.000
d-1=1999	0.01505	0.36925	0.17589	0.000	0.04089	0.22452	0.000	0.010
nasc. 1961-1968	0.73669	0.73696	0.20208	0.000	0.72179	0.76748	0.000	0.000
nasc. 1953-1960	0.55401	0.31169	-0.04410	0.059	0.54852	0.48857	0.000	0.053
nasc. 1945-1952	0.25398	0.21025	-0.15922	0.000	0.25416	0.26592	0.000	0.940
não-branco	0.18227	0.13086	0.05022	0.001	0.19335	0.23041	0.000	0.000
mulher	0.06610	-0.03945	-0.04599	0.000	0.07160	0.00683	0.654	0.015
sem escolaridade	0.91481	0.39861	0.57973	0.000	1.01650	1.02432	0.000	0.000
primário incompleto	0.82089	0.32996	0.58043	0.000	0.89961	0.84074	0.000	0.000
primário completo	0.63027	0.41849	0.22063	0.000	0.68711	0.70717	0.000	0.000
fundamental completo	0.40439	0.17513	0.40367	0.000	0.43257	0.41374	0.000	0.000
região NE	0.38938	0.18243	0.09432	0.000	0.39889	0.32950	0.000	0.000
região S e SE	-0.36581	-0.03138	-0.37510	0.000	-0.35499	-0.21530	0.000	0.000
constante	-2.62649	0.39841	-2.61364	0.000	-2.70953	-0.95328	0.014	0.000
<b>Variáveis instrumentais</b>		<b>rho</b>	-0.01660	0.799		<b>rho</b>	0.50642	0.000
pai s/ escol.	-1.15586	0.000	84863.25	0.000	-1.13380	0.000	<b>Wald chi2(23)</b>	87117.09
pai c/ primário incomp.	-1.89863	0.000	-254305.7		-1.83978	0.000	<b>Log likelihood</b>	-264766.3
pai c/ primário comp.	-1.51768	0.000	510109		-1.34128	0.000	<b>Number of obs</b>	510109
pai c/ fundamental comp.	-1.84503	0.000			-1.77832	0.000		
mãe s/ escol.	2.45571	0.000			2.31491	0.000		
mãe c/ primário incomp.	1.97603	0.000			1.92860	0.000		
mãe c/ primário comp.	2.01246	0.000			1.86913	0.000		
mãe c/ fundamental comp.	0.75150	0.027			0.84513	0.010		
	média	erro padrão			média	erro padrão		
<b>Taxa de permanência (s)</b>	0.89656	0.06537			0.83537	0.13719		
<b>Taxa de transição (e)</b>	0.01372	0.01381			0.01074	0.01233		
<b>Pob. crônica (estacion.)</b>	0.16667	0.18697			0.12424	0.16413		
<b>Pobreza observada</b>	0.19975	0.18548			0.18876	0.17827		

Fonte: elaboração própria a partir de dados da PNAD.

**Tab. A2 – Composição da amostra por idade, período e coorte**

idade	ano					Total
	1995	1997	1999	2001	2003	
27-28	0.0169					0.0169
29-30	0.0174	0.0171				0.0346
31-32	0.0170	0.0175	0.0169			0.0514
33-34	0.0157	0.0172	0.0173	0.0187		0.0690
35-36	0.0156	0.0158	0.0173	0.0189	0.0188	0.0864
37-38	0.0150	0.0157	0.0159	0.0189	0.0190	0.0845
39-40	0.0144	0.0153	0.0158	0.0176	0.0188	0.0820
41-42	0.0128	0.0140	0.0146	0.0169	0.0173	0.0756
43-44	0.0118	0.0130	0.0138	0.0157	0.0169	0.0711
45-46	0.0112	0.0116	0.0128	0.0144	0.0158	0.0659
47-48	0.0102	0.0111	0.0114	0.0136	0.0147	0.0611
49-50	0.0089	0.0101	0.0111	0.0124	0.0141	0.0566
51-52	0.0080	0.0087	0.0096	0.0116	0.0122	0.0503
53-54	0.0074	0.0079	0.0089	0.0103	0.0115	0.0460
55-56	0.0075	0.0072	0.0077	0.0089	0.0105	0.0419
57-58	0.0064	0.0071	0.0072	0.0080	0.0087	0.0374
59-60		0.0063	0.0072	0.0074	0.0083	0.0292
61-62			0.0061	0.0073	0.0072	0.0205
63-64				0.0062	0.0075	0.0136
65-66					0.0062	0.0062
<b>Total</b>	<b>0.1964</b>	<b>0.1956</b>	<b>0.1937</b>	<b>0.2069</b>	<b>0.2074</b>	<b>1.0000</b>
Number of strata		2219		Number of obs		512690
Number of PSUs		25528		Population size		2.31E+08
				Design df		23309

Fonte: elaboração própria a partir de dados da PNAD.

**Tab. A3** – Resultados das regressões do modelo IPC de pobreza absoluta, com uso de *dummies*

<i>Dummies</i>	Pobreza absoluta						
	<i>Total</i>			<i>Crônica</i>			<i>Transitória</i>
	ef. marg.	coeficiente	P> t	ef. marg.	coeficiente	P> t	ef. marg.
idade 31-32	<b>-0.00388</b>	-0.02746	0.595	<b>-0.00021</b>	-0.00187	0.942	<b>-0.00367</b>
idade 33-34	<b>-0.00868</b>	-0.06207	0.466	<b>-0.00766</b>	-0.06953	0.105	<b>-0.00102</b>
idade 35-36	<b>-0.01562</b>	-0.11321	0.348	<b>-0.00750</b>	-0.06810	0.259	<b>-0.00811</b>
idade 37-38	<b>-0.02583</b>	-0.19141	0.219	<b>-0.00564</b>	-0.05119	0.513	<b>-0.02019</b>
idade 39-40	<b>-0.03573</b>	-0.27085	0.160	<b>-0.00388</b>	-0.03520	0.716	<b>-0.03185</b>
idade 41-42	<b>-0.04866</b>	-0.38120	0.096	<b>0.03345</b>	0.30366	0.008	<b>-0.08211</b>
idade 43-44	<b>-0.05895</b>	-0.47522	0.074	<b>0.01078</b>	0.09790	0.463	<b>-0.06973</b>
idade 45-46	<b>-0.07809</b>	-0.66779	0.027	<b>0.01073</b>	0.09741	0.521	<b>-0.08882</b>
idade 47-48	<b>-0.08562</b>	-0.75288	0.026	<b>0.01125</b>	0.10210	0.548	<b>-0.09687</b>
idade 49-50	<b>-0.09298</b>	-0.84207	0.025	<b>0.01931</b>	0.17530	0.352	<b>-0.11228</b>
idade 51-52	<b>-0.10317</b>	-0.97806	0.017	<b>0.01172</b>	0.10645	0.606	<b>-0.11489</b>
idade 53-54	<b>-0.10931</b>	-1.06935	0.017	<b>0.00894</b>	0.08121	0.718	<b>-0.11825</b>
idade 55-56	<b>-0.11554</b>	-1.17009	0.016	<b>0.00382</b>	0.03471	0.887	<b>-0.11936</b>
idade 57-58	<b>-0.12667</b>	-1.37081	0.008	<b>-0.00375</b>	-0.03408	0.896	<b>-0.12292</b>
idade 59-60	<b>-0.13208</b>	-1.50218	0.007	<b>-0.01440</b>	-0.13071	0.641	<b>-0.11768</b>
idade 61-62	<b>-0.13991</b>	-1.72255	0.004	<b>-0.01478</b>	-0.13417	0.654	<b>-0.12513</b>
idade 63-64	<b>-0.14765</b>	-2.00006	0.002	<b>-0.01561</b>	-0.14173	0.656	<b>-0.13204</b>
idade 65-66	<b>-0.15156</b>	-2.22588	0.001	<b>-0.02084</b>	-0.18924	0.574	<b>-0.13071</b>
ano 1995	<b>-0.03530</b>	-0.26146	0.073	<b>-0.48103</b>	-4.36737	0.000	<b>0.44573</b>
ano 1997	<b>-0.02886</b>	-0.21167	0.066	<b>0.13579</b>	1.23288	0.000	<b>-0.16465</b>
ano 1999	<b>-0.01573</b>	-0.11309	0.142	<b>0.16730</b>	1.51898	0.000	<b>-0.18303</b>
ano 2001	<b>-0.00680</b>	-0.04823	0.266	<b>0.04438</b>	0.40297	0.000	<b>-0.05118</b>
coorte 1939-40	<b>-0.01133</b>	-0.08167	0.122	<b>-0.00843</b>	-0.07655	0.002	<b>-0.00290</b>
coorte 1941-42	<b>-0.02942</b>	-0.22148	0.008	<b>-0.02375</b>	-0.21565	0.000	<b>-0.00567</b>
coorte 1943-44	<b>-0.04501</b>	-0.35281	0.003	<b>-0.03227</b>	-0.29303	0.000	<b>-0.01274</b>
coorte 1945-46	<b>-0.06102</b>	-0.50028	0.001	<b>-0.04093</b>	-0.37165	0.000	<b>-0.02008</b>
coorte 1947-48	<b>-0.06974</b>	-0.58574	0.002	<b>-0.04936</b>	-0.44814	0.000	<b>-0.02039</b>
coorte 1949-50	<b>-0.07798</b>	-0.67029	0.003	<b>-0.05523</b>	-0.50146	0.000	<b>-0.02275</b>
coorte 1951-52	<b>-0.08381</b>	-0.73322	0.005	<b>-0.06288</b>	-0.57086	0.000	<b>-0.02093</b>
coorte 1953-54	<b>-0.09217</b>	-0.82569	0.005	<b>-0.06606</b>	-0.59977	0.000	<b>-0.02611</b>
coorte 1955-56	<b>-0.09871</b>	-0.90134	0.006	<b>-0.03580</b>	-0.32505	0.053	<b>-0.06291</b>
coorte 1957-58	<b>-0.10105</b>	-0.92605	0.012	<b>-0.03421</b>	-0.31057	0.095	<b>-0.06684</b>
coorte 1959-60	<b>-0.10390</b>	-0.95796	0.018	<b>-0.03330</b>	-0.30235	0.139	<b>-0.07060</b>
coorte 1961-62	<b>-0.10280</b>	-0.94280	0.032	<b>-0.00148</b>	-0.01344	0.952	<b>-0.10132</b>
coorte 1963-64	<b>-0.10591</b>	-0.97538	0.041	<b>0.12086</b>	1.09735	0.000	<b>-0.22678</b>
coorte 1965-66	<b>-0.10587</b>	-0.97407	0.058	<b>0.11950</b>	1.08495	0.000	<b>-0.22537</b>
coorte 1967-68	<b>-0.10740</b>	-0.99499	0.068	<b>0.11960</b>	1.08592	0.000	<b>-0.22700</b>
constante		-0.10933	0.870		-3.36957	0.000	
<b>Number of obs</b>	512690			512690			
<b>Number of strata</b>	2219			2219			
<b>Number of PSUs</b>	25528			25528			
<b>Population size</b>	2.31E+08			2.31E+08			
<b>Design df</b>	23309			23309			
<b>F(37, 23273)</b>	61.49			4974.95			
<b>Prob &gt; F</b>	0.0000			0.0000			

Fonte: elaboração própria a partir de dados da PNAD.

**Tab. A4** – Resultados das regressões do modelo IPC de pobreza relativa, com uso de *dummies*

<i>Dummies</i>	Pobreza relativa						
	<i>Total</i>			<i>Crônica</i>			<i>Transitória</i>
	ef. marg.	coeficiente	P>  t	ef. marg.	coeficiente	P>  t	ef. marg.
idade 31-32	<b>-0.00483</b>	-0.03280	0.521	<b>-0.00273</b>	-0.01927	0.470	<b>-0.00211</b>
idade 33-34	<b>-0.01101</b>	-0.07552	0.371	<b>-0.01194</b>	-0.08437	0.056	<b>0.00094</b>
idade 35-36	<b>-0.02014</b>	-0.14052	0.239	<b>-0.01742</b>	-0.12304	0.048	<b>-0.00272</b>
idade 37-38	<b>-0.03181</b>	-0.22724	0.140	<b>-0.01897</b>	-0.13401	0.096	<b>-0.01283</b>
idade 39-40	<b>-0.04330</b>	-0.31719	0.096	<b>-0.02069</b>	-0.14610	0.142	<b>-0.02261</b>
idade 41-42	<b>-0.05733</b>	-0.43477	0.055	<b>0.02775</b>	0.19601	0.098	<b>-0.08509</b>
idade 43-44	<b>-0.06891</b>	-0.53916	0.040	<b>-0.00691</b>	-0.04880	0.722	<b>-0.06200</b>
idade 45-46	<b>-0.08807</b>	-0.72988	0.015	<b>-0.00787</b>	-0.05558	0.722	<b>-0.08020</b>
idade 47-48	<b>-0.09694</b>	-0.82949	0.013	<b>-0.00765</b>	-0.05400	0.758	<b>-0.08930</b>
idade 49-50	<b>-0.10509</b>	-0.92872	0.012	<b>0.00822</b>	0.05803	0.765	<b>-0.11331</b>
idade 51-52	<b>-0.11585</b>	-1.07437	0.008	<b>-0.01060</b>	-0.07485	0.725	<b>-0.10525</b>
idade 53-54	<b>-0.12254</b>	-1.17602	0.008	<b>-0.01246</b>	-0.08803	0.703	<b>-0.11008</b>
idade 55-56	<b>-0.12817</b>	-1.27051	0.008	<b>-0.01494</b>	-0.10552	0.673	<b>-0.11322</b>
idade 57-58	<b>-0.13864</b>	-1.46428	0.004	<b>-0.01959</b>	-0.13837	0.607	<b>-0.11905</b>
idade 59-60	<b>-0.14397</b>	-1.59945	0.004	<b>-0.02202</b>	-0.15556	0.590	<b>-0.12195</b>
idade 61-62	<b>-0.15080</b>	-1.80282	0.002	<b>-0.01953</b>	-0.13792	0.654	<b>-0.13127</b>
idade 63-64	<b>-0.15767</b>	-2.05686	0.001	<b>-0.02075</b>	-0.14654	0.654	<b>-0.13692</b>
idade 65-66	<b>-0.16023</b>	-2.22808	0.001	<b>-0.02257</b>	-0.15944	0.645	<b>-0.13765</b>
ano 1995	<b>-0.04273</b>	-0.30481	0.035	<b>0.07758</b>	0.54799	0.000	<b>-0.12032</b>
ano 1997	<b>-0.03192</b>	-0.22411	0.049	<b>0.23404</b>	1.65304	0.000	<b>-0.26595</b>
ano 1999	<b>-0.02174</b>	-0.15053	0.048	<b>0.16180</b>	1.14284	0.000	<b>-0.18355</b>
ano 2001	<b>-0.00639</b>	-0.04330	0.312	<b>0.14087</b>	0.99501	0.000	<b>-0.14726</b>
coorte 1939-40	<b>-0.00882</b>	-0.06038	0.245	<b>-0.00520</b>	-0.03673	0.127	<b>-0.00362</b>
coorte 1941-42	<b>-0.02759</b>	-0.19672	0.017	<b>-0.01900</b>	-0.13423	0.001	<b>-0.00859</b>
coorte 1943-44	<b>-0.04511</b>	-0.33534	0.004	<b>-0.02448</b>	-0.17294	0.004	<b>-0.02063</b>
coorte 1945-46	<b>-0.06189</b>	-0.48040	0.001	<b>-0.05451</b>	-0.38504	0.000	<b>-0.00738</b>
coorte 1947-48	<b>-0.07239</b>	-0.57739	0.002	<b>-0.06383</b>	-0.45085	0.000	<b>-0.00856</b>
coorte 1949-50	<b>-0.08247</b>	-0.67568	0.002	<b>-0.07091</b>	-0.50088	0.000	<b>-0.01155</b>
coorte 1951-52	<b>-0.08931</b>	-0.74623	0.004	<b>-0.08098</b>	-0.57194	0.000	<b>-0.00833</b>
coorte 1953-54	<b>-0.09851</b>	-0.84377	0.004	<b>-0.08199</b>	-0.57909	0.000	<b>-0.01653</b>
coorte 1955-56	<b>-0.10611</b>	-0.92838	0.005	<b>-0.02324</b>	-0.16414	0.340	<b>-0.08287</b>
coorte 1957-58	<b>-0.10937</b>	-0.96299	0.008	<b>-0.02321</b>	-0.16394	0.390	<b>-0.08616</b>
coorte 1959-60	<b>-0.11305</b>	-1.00354	0.012	<b>-0.02496</b>	-0.17627	0.400	<b>-0.08809</b>
coorte 1961-62	<b>-0.11276</b>	-0.99850	0.022	<b>0.01696</b>	0.11976	0.600	<b>-0.12971</b>
coorte 1963-64	<b>-0.11700</b>	-1.04352	0.027	<b>0.19341</b>	1.36611	0.000	<b>-0.31041</b>
coorte 1965-66	<b>-0.11739</b>	-1.04756	0.039	<b>0.18875</b>	1.33319	0.000	<b>-0.30614</b>
coorte 1967-68	<b>-0.11966</b>	-1.07793	0.046	<b>0.18693</b>	1.32034	0.000	<b>-0.30659</b>
constante		0.06415	0.922		-3.39463	0.000	
<b>Number of obs</b>	512690			512690			
<b>Number of strata</b>	2219			2219			
<b>Number of PSUs</b>	25528			25528			
<b>Population size</b>	2.31E+08			2.31E+08			
<b>Design df</b>	23309			23309			
<b>F(37, 23273)</b>	61.23			3038.76			
<b>Prob &gt; F</b>	0.0000			0.0000			

Fonte: elaboração própria a partir de dados da PNAD.