

FLUTUAÇÕES E PERSISTÊNCIA NA POBREZA: UMA ANÁLISE DE DECOMPOSIÇÃO TRANSITÓRIA-CRÔNICA PARA O BRASIL

Rafael Perez Ribas
Cedeplar/UFMG

Ana Flávia Machado
Cedeplar/UFMG

André Braz Golgher
Cedeplar/UFMG

Resumo

Apesar dos diversos estudos sobre a pobreza no Brasil, uma pergunta ainda não foi respondida: para quais indivíduos a pobreza é um fenômeno persistente ou simplesmente um episódio temporário? Incentivado por essa carência de análises da pobreza brasileira como um fenômeno dinâmico, o objetivo deste artigo é avaliar quais são as características dos indivíduos que determinam a condição e a dinâmica de seu estado de privação. Em decorrência da limitação das pesquisas em painel no Brasil, opta-se pela análise em pseudopainel, com o uso da PNAD. Com essas informações, estimam-se as probabilidades de permanência e transição de estados numa matriz de Markov, por intermédio de um modelo probit bivariado com seleção endógena para dados agrupados. A medida de bem-estar escolhida foi de renda familiar per capita dos indivíduos avaliada em uma linha de pobreza relativa. No entanto, variações nas transformações dessa renda, assumindo outras suposições de economias de escala e custos intrafamiliares, e na linha de referência utilizada são feitas para verificar a sensibilidade dos parâmetros estimados. A análise transitória-crônica é feita na distinção entre o componente estacionário e o componente de transição na propensão intertemporal à pobreza. A partir dos resultados obtidos é possível identificar em alguns grupos onde os componentes crônico e transitório da pobreza se concentram.

Palavras-chave: Pobreza Crônica e Transitória; Persistência e Transição de Estado, Modelo Probit Bivariado com Seleção Endógena; Pseudopainel.

Abstract

Although many studies were done in Brazil about poverty, very few of them did analyze the transient or persistent nature of this phenomenon. Encouraged by the lack of poverty analyses as a dynamic phenomenon in Brazil, the objective of this paper is to evaluate which characteristics determine the personal relative position and the dynamics of the destitution state of the individual. Due to the scarcity of panel surveys in Brazil, it was used in this paper a pseudo-panel obtained from the PNAD database. With these data, were estimated the state permanence and the state transience probabilities in a Markov matrix with the application of a bivariate probit model with endogenous switching for grouped data. It was chosen as the welfare indicator the per capita family income, which was analyzed in relation to a relative poverty line. However, in order to verify the sensibility of the estimated parameters obtained in the econometric analysis, different assumptions of household scale economies and of intrahousehold relative costs were made and also distinct poverty lines were used. The transient-chronic analysis is based on the distinction between stationary and the transient components of the intertemporal propensity to poverty. The results enabled to identify which groups in the population were specially sensitive to the chronic and to the transient types of poverty.

Keywords: Chronic Poverty and Transient Poverty; State Persistence and State Transition, Endogenous Switching Probit Model; Pseudo-panel.

Área 11 – Economia Social e Demografia Econômica

Classificação JEL – I30, I32

Flutuações e Persistência na Pobreza: Uma Análise de Decomposição Transitória-Crônica para o Brasil

1. Introdução

Estudos sobre a pobreza na América Latina revelam que, entre a população mais propensa a ser pobre, estão os negros e os indígenas, os menos escolarizados, os trabalhadores informais, principalmente crianças e jovens, as famílias com um maior número de dependentes e chefiadas por indivíduos de pouca ou nenhuma formação escolar (IADB, 1998; WORLD BANK, 2003).

Ademais, no caso específico do Brasil, a pobreza sempre foi regionalmente concentrada, uma vez que, independente dos indicadores utilizados, sua incidência é maior no Norte e no Nordeste. No espaço urbano-rural, apesar da incidência ser ainda relativamente mais alta nas áreas rurais, nos últimos 30 anos, com a urbanização brasileira, a pobreza tornou-se essencialmente urbana e metropolitana. Segundo Rocha (2003), ao final dos anos noventa, os pobres urbanos são cerca de 78% do total no Brasil.

Estes resultados são apontados por trabalhos que buscaram desenhar um perfil da pobreza brasileira, como de Rocha (2003) e Ferreira *et al.* (2000), por meio de análises estáticas ao nível familiar. No entanto, se a pobreza é vista também como um fenômeno dinâmico, esses estudos fornecem um registro incompleto de sua incidência na população. Sabendo-se que, em torno de 35% da população são pobres atualmente (ROCHA, 2003), pergunta-se para quais indivíduos a pobreza é um fenômeno persistente ou simplesmente um episódio temporário.

Incentivado por essa carência de estudos, o objetivo deste artigo é avaliar, para o Brasil, quais são as características dos indivíduos e de suas famílias que determinam a condição e a dinâmica de seu estado de pobreza. Pretende-se, assim, distinguir os grupos caracterizados pela freqüente transição à pobreza dos persistentemente pobres, caracterizados pela pobreza crônica. Para tal, estimam-se as probabilidades de permanência e de transição de estados, por intermédio de um modelo probit bivariado com seleção endógena.

A princípio, tal estimativa requereria dados em painel. Em decorrência justamente da carência de pesquisas longitudinais no Brasil¹, opta-se pela análise em pseudopainel. Com o uso de um *survey* como a Pesquisa Nacional de Amostras de Domicílios (PNAD), torna-se impossível uma análise dinâmica da condição de vida a nível individual, porém é possível agregar indivíduos em grupos sociais supostamente homogêneos. A fim de analisar os processos dinâmicos da pobreza nos últimos dez anos, recorre-se às PNADs dos anos de 1993, 1995, 1997, 1999, 2001 e 2003.

O artigo está dividido em seis seções. Na segunda, é apresentada uma revisão da literatura sobre a distinção entre a pobreza crônica e a pobreza transitória. Em seguida, definem-se as medidas de bem-estar base, utilizadas no objeto de estudo. Na quarta parte, são apresentadas a especificação do modelo, com descrição da estrutura teórica e o método de análise empírica, e a descrição da fonte e do tratamento das informações utilizadas. Os resultados da aplicação deste modelo – regressão e preditos – são analisados na quinta seção. Por fim, na sexta seção, são tecidas algumas considerações.

2. Caracterização das Pobrezas Crônica e Transitória

Num conceito padrão, pobreza crônica pode ser vista como ocorrendo quando um indivíduo experimenta significantes privações de capacitações por um longo período, diferenciando da pobreza transitória pela sua extensa duração (HULME & SHEPHERD, 2003). Pobres crônicos são aqueles que se mantêm na pobreza durante muito tempo ao longo do ciclo de vida e que podem transmitir-la a gerações subsequentes, como é o caso apontado por Harper *et al.* (2003).

¹ Uma pesquisa realizada em forma de painel no Brasil é Pesquisa Mensal de Emprego (PME), porém essa pesquisa faz acompanhamento apenas por um curto período de tempo, não sendo possível analisar dinâmicas de mais longo prazo, além de se restringir a informações dos indivíduos e, em maior profundidade, dos desempregados.

Segundo Barrientos *et al.* (2005), são três as principais definições operacionais de identificação da pobreza crônica na literatura. A primeira abordagem enfatiza a duração da pobreza, identificando os pobres crônicos como aqueles com renda (ou consumo) per capita persistentemente abaixo da linha de pobreza ao longo do tempo, enquanto a pobreza transitória é identificada com a variação da renda observada acima e abaixo da linha de pobreza (GAIHA & DEOLALIKAR, 1993). A segunda abordagem, chamada de abordagem de componentes, prioriza a deficiência de renda ao longo do tempo. Assumindo a hipótese de renda permanente, busca distinguir o componente constante da renda/consumo, determinante da pobreza crônica, do componente de flutuação, determinante da pobreza transitória (JALAN & RAVALLION, 1998 e 2000). E, por fim, a terceira abordagem considera a probabilidade de deficiência futura, combinando as informações de renda corrente com sua variância entre indivíduos ou famílias para estimar essa probabilidade (PRITCHETT *et al.*, 2000; BOURGUIGNON *et al.*, 2004).

O conjunto específico de privações que é usado para identificar pobreza crônica varia de estudo para estudo. Uma importante distinção apontada por Hulme e Shepherd (2003) é entre a análise de indivíduos e análise de famílias. Nesse caso, os autores recomendam a primeira delas, pois consideram factível que, em uma família não-pobre, certos membros sofram de pobreza crônica por causa de seu sexo, idade ou status social e, mutuamente, indivíduos específicos em famílias cronicamente pobres poderiam não ser privados persistentemente. Ao longo do tempo, torna-se possível identificar grupos sociais, comunidades ou populações de determinadas áreas espaciais onde a pobreza crônica é concentrada.

A pobreza crônica pode ainda ser analisada em termos das privações absoluta e/ou relativa. Apesar da maioria dos trabalhos na literatura tratarem de pobreza crônica absoluta, Yaqub (2003) argumenta que, referente ao indivíduo que está sempre no mesmo quantil de distribuição de renda, a pobreza crônica relativa seria de tão difícil saída, ou mais, quando comparada ao caso absoluto. No Brasil, essa opção seria justificável pelos próprios problemas de desigualdade de renda, e conseqüente exclusão social, existentes no País, fazendo com que a pobreza não seja somente um problema relacionado às condições mínimas de sobrevivência e reprodução das famílias, mas um problema de segregação social. Seguindo esse princípio, Sen (1981) argumenta que uma privação relativa em termos de bens, renda ou recursos estaria relacionada à privação absoluta em termos de capacitações das pessoas.

Com a necessidade de dados longitudinais para distinguir pobreza crônica de pobreza transitória, McKay e Lawson (2002) sugerem algumas alternativas. Segundo os autores é possível diferenciar os tipos de pobreza a partir de informações estáticas e/ou avaliar aspectos de dinâmica, baseando-se em repetidas pesquisas domiciliares, desde que assumindo certas suposições e limitações. Uma das abordagens alternativas consideradas é a de repetidas *cross-section*, ou pseudopainel (DEATON, 1985; VERBEEK & NIJMAN, 1992), usada para considerar mudanças no agregado de coortes ou subconjuntos da população, diferenciados pela localização geográfica, gênero, cor, etc., identificando a direção e magnitude da mudança como um todo na pobreza experimentada por diferentes grupos sociais. A vantagem desse método é a maior exatidão das medidas de mudanças no agregado dos grupos do que para indivíduos em um painel. Os problemas são que essas comparações dizem nada sobre a dinâmica intragrupos, não captando a distinção entre pobreza crônica e pobreza transitória dentro deles.

Segundo McKay e Lawson (2002), as características mais comumente associadas com pobreza crônica incluem estar numa situação de desvantagem com relação aos aspectos de capital humano, composição demográfica, localização, ativos físicos, categoria ocupacional, entre outros. Em relação à pobreza transitória, devido à sua natureza temporária, pode-se esperar que os fatores associados sejam diferentes dos anteriores. No entanto, alguns fatores, como capital humano, são importantes para ambos. Entre os fatores determinantes desse componente de pobreza, há o tamanho da família, recebimento de transferências do governo, sazonalidade das atividades econômicas, escassez na posse de ativos físicos, migração e eventos no ciclo de vida.

Além das características dos indivíduos e das famílias, a condição de pobreza pode ser ainda causada por uma dependência de estado. Segundo Giraldo *et al.* (2002), há dois processos distintos que geram essa persistência de estado na pobreza: a heterogeneidade entre indivíduos e o fato de experimentar pobreza em um período específico provoca mais pobreza em períodos subseqüentes. A partir do trabalho de Heckman (1978), esse segundo processo é chamado de Dependência de Estado Verdadeira (TSD), ou

Dependência de Estado Genuína (GSD), como colocado por Arulampalam *et al.* (2000) e Cappellari e Jenkins (2002a).

De acordo com Souza (2000), as oportunidades de bem-estar variam de acordo com as estruturas familiares, onde as peculiaridades de cada família indicam, de fato, uma potencial vulnerabilidade. Porém, no Brasil, esse tipo de diagnóstico é limitado pela própria ausência de informações. A análise de flutuações no bem-estar de indivíduos e famílias é de vital importância na formulação de políticas sociais mais eficientes de combate à pobreza. Nesse aspecto, a identificação destes dois tipos de pobreza, e de seus determinantes, implica políticas distintas, mais apropriadas para cada caso (GAIHA & DEOLALIKAR, 1993; BARRIENTOS *et al.*, 2005). Hulme e Shepherd (2003) argumentam que políticas baseadas em intervenções de curto prazo, cuja ênfase é a criação de oportunidades para aqueles que são capazes de escapar da precária condição e de se sustentar acima da linha de pobreza, não são suficientes para combater a pobreza crônica.

3. Renda Equivalente e Linha de Pobreza

Como a pobreza pode se expressar por meio de um parâmetro monetário, a escolha de uma medida de bem-estar varia de acordo com o estudo, havendo particularmente uma distinção entre análises pautadas nos gastos com consumo e na renda disponível, como é o exemplo de Meng *et al.* (2005). No Brasil, devido à carência de informações de acesso/consumo de bens e serviços em pesquisas amostrais, é usual que se considere a renda como um indicador de bem-estar.

O indicador base de bem-estar do indivíduo é uma transformação da renda total bruta de sua família, equivalente a cada membro dela. Essa transformação fornece uma renda familiar *per capita* ponderada de acordo com parâmetros de escala equivalente para cada membro da família, a chamada “renda familiar equivalente” ou simplesmente “renda equivalente”. Segundo Lanjouw e Ravallion (1995), os parâmetros de escala equivalente são úteis para testar a sensibilidade do índice de pobreza sobre diferentes suposições de economias de escala.

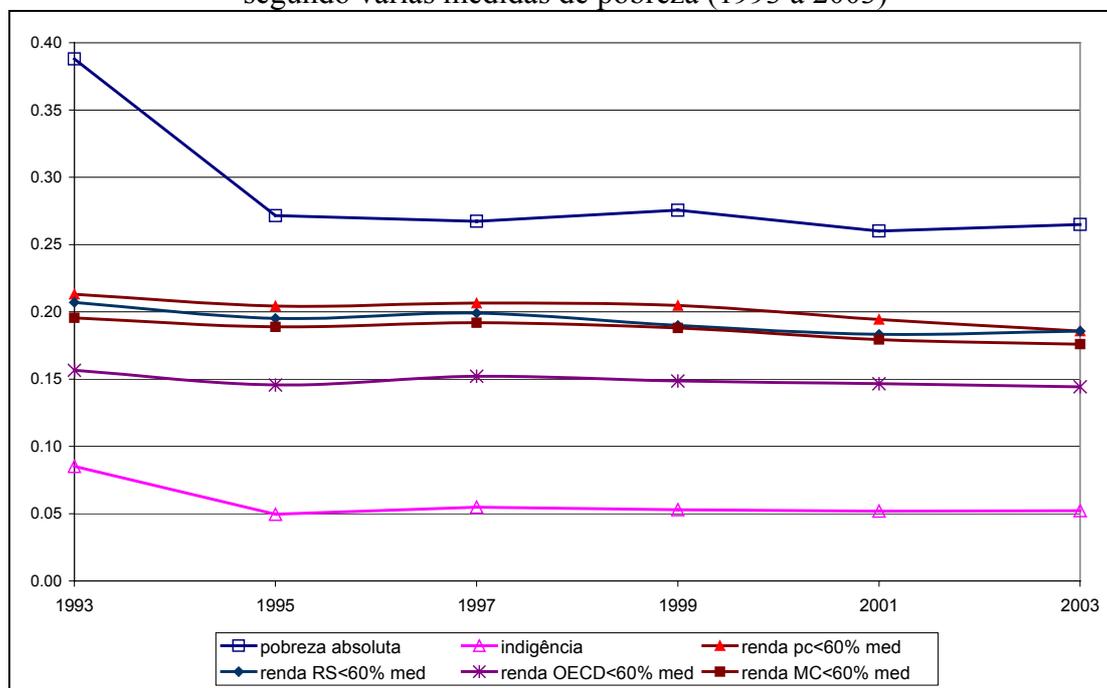
Este artigo considera a renda familiar *per capita* simples, que é uma medida de escala unitária, ou seja, todos os membros da família apresentam o mesmo peso. Outras escalas para unidade de renda comumente usadas, que são também utilizadas neste trabalho como forma de comparação, são: a escala de raiz quadrada que atribui a cada membro da família uma renda equivalente, dividindo a renda total familiar pela raiz quadrada do número de membros dessa (semelhante à idéia de BUHMANN *et al.*, 1988); a escala da OECD que aplica diferentes pesos a adultos e crianças, sendo que o primeiro adulto recebe peso 1, aos demais adultos são atribuídos peso 0.7 e a cada criança, menor de 16 anos, peso 0.5; e a escala de McClements que atribui peso 1 para adultos, 0.9 para crianças e 0.6 para idosos. A comparação da renda *per capita* familiar com renda aplicada à escala da raiz quadrada busca justamente relaxar as suposições relacionadas às economias de escala no tamanho das famílias. A comparação com as duas últimas busca, por sua vez, relaxar a suposição de solidariedade intrafamiliar de distribuição da renda, imposta pela medida padrão de renda familiar *per capita*, levando em consideração os custos relativos de cada indivíduo dentro da família.

Com o indicador base de bem-estar estabelecido, a pobreza é definida para aqueles indivíduos com renda equivalente abaixo de uma determinada linha de pobreza. Por outro lado, define-se como não-pobres aqueles indivíduos com renda maior ou igual à linha. Na definição dessa determinada linha de referência, um dos aspectos a ser considerado é a relação entre pobreza e privações absoluta ou relativa (FOSTER, 1998). Nesse artigo, opta-se pelo uso de uma linha baseada no conceito de pobreza relativa, assim como Nicoletti (2003), Cappellari e Jenkins (2002a, 2002b), Galloway (2004), entre outros, sendo estabelecida como um percentual da mediana, para cada ano, das rendas familiares equivalentes de todos os indivíduos. Com o intuito de verificar a sensibilidade dos parâmetros estimados segundo essa linha, pretende-se considerar percentuais diferentes dessa mesma mediana assim como as linhas de pobreza absoluta e de indigência de Rocha (2003) para efeitos de comparação.

Considerando a evolução da proporção de pobres no Brasil segundo várias medidas de renda equivalente e pobreza, no Gráfico 1, observa-se que a participação destes apresenta comportamento estável, quando utilizadas medidas de privação relativa, no período de 1993 a 2003, ao passo que, com

medidas de privação absoluta, a participação de pobres diminui no período imediatamente após o Plano Real, mantendo-se praticamente constante posteriormente. Dessa forma, presume-se que, no Brasil, a pobreza relativa tenha um maior grau de persistência que a pobreza absoluta. Reconhecendo esse aspecto, opta-se neste artigo por utilizar medidas de privação relativa na definição da população pobre.

Graf. 1 – Evolução da proporção de pobres no Brasil urbano segundo várias medidas de pobreza (1993 a 2003)



Fonte: elaboração própria a partir da PNAD/IBGE e Rocha (2003).

No que tange às medidas de renda equivalente, a avaliação da pobreza pela renda equivalente de escala *root square* tende a subestimar a pobreza em relação à renda de escala unitária, pois as mais baixas rendas per capita estão entre as maiores famílias. Desse modo, parte da pobreza pode ser superestimada se não consideradas economias de escala nas famílias. Em relação à diferenciação de custos intrafamiliares, as rendas com escala OECD e McClements subestimam ainda mais a pobreza, possivelmente porque as famílias com baixa renda per capita possuem maior número de crianças.

4. Especificação do Modelo e Fonte de Dados

Com base na abordagem de componentes, a análise transitória-crônica (doravante T-C) é feita a partir da distinção entre o componente de persistência e o componente de transição na pobreza ao longo do tempo. No entanto, ao contrário da análise empírica proposta nos trabalhos de Ravallion (1988) e Jalan e Ravallion (1998, 2000), esses dois componentes não são identificados na avaliação da pobreza por intermédio do indicador base de bem-estar (renda ou consumo), mas sim através da propensão à pobreza identificada, calculada a partir da duração estimada de cada estado, pobreza e não-pobreza, condicionada às características inerentes aos indivíduos.

4.1. Estrutura teórica

Partindo do modelo de Ravallion (1988), o bem-estar de um indivíduo j é dado por

$$y_j = \phi(x_j, \eta), \quad \phi_x > 0 \text{ e } \phi_\eta > 0, \quad (1)$$

onde a função ϕ é ao menos duas vezes diferenciável, sendo x_j e η os fatores determinantes da renda equivalente. A função ϕ pode ser interpretada como uma função de utilidade indireta com uma quase-

concavidade em x_j e η . A variável aleatória η , comum a todos, tem valores realizados em cada intervalo de tempo. Além disso, dada cada realização de η , esse bem-estar depende de outro fator x que, apesar de variar entre indivíduos, é constante no tempo.

Um possível formato para ϕ é o caso quando x_j representa os fatores determinantes da renda, ou consumo, de *steady state* de cada indivíduo j e o valor de η determina os desvios dela ao longo do tempo. Dessa forma, (1) pode ser reescrito como

$$y_j = \phi(x_j) + v_j(\eta) \quad (2)$$

onde ϕ é uma função de transformação de x_j em um valor real não-negativo da renda, $\phi: x \rightarrow \mathfrak{R}_+$, e v_j representa uma função crescente com média zero.

De acordo com Jalan e Ravallion (1998 e 2000), a pobreza pode ser avaliada, intertemporalmente, como uma função da seqüência de y_{id} observados ao longo do tempo, representada por

$$P_j = P(y_{j1}, y_{j2}, \dots, y_{jD}). \quad (3)$$

Essa medida reflete o nível médio de renda e sua variabilidade ao longo do tempo. A pobreza crônica é definida pelo componente C_j de P_j , igual à propensão à pobreza em determinado período, se o valor y_{jd} não variar em torno da média \bar{y}_j ,

$$C_j = P(\bar{y}_j, \bar{y}_j, \dots, \bar{y}_j) = P(\bar{y}_j). \quad (4)$$

Já o componente transitório é definido como

$$T_j = P(y_{j1}, y_{j2}, \dots, y_{jD}) - C_j(\bar{y}_j). \quad (5)$$

Uma suposição necessária para essa medida é que seja intertemporalmente aditiva, tal que a pobreza para um dado indivíduo é o valor esperado ao longo do tempo da propensão individual em uma data específica, denotada por $p(y_{id})$. Logo, a medida de pobreza ao longo do tempo, expressa em (3), pode ser reescrita como

$$P_j = \frac{1}{D} \sum_{d=1}^D p(y_{jd}) = E[p(y_{jd})]. \quad (6)$$

Supondo um indicador de bem-estar como em (2), as equações (4) e (5) são reescritas da seguinte forma:

$$C_j(x_j) = p(\phi(x_j)) \quad (7)$$

e

$$T_j(x_j, \eta) = E[p(\phi(x_j) + v_j(\eta))] - p(\phi(x_j)), \quad (8)$$

onde $\eta = (\eta_1, \eta_2, \dots, \eta_D)$ é o conjunto de estados da natureza nos D períodos, que tem efeitos sobre o bem-estar do indivíduo a partir de sua função v_j e x_j é o conjunto de fatores constantes que determina o indicador de *steady state*. Dessa forma, a pobreza crônica é avaliada como uma propensão estacionária à pobreza, mantidas constantes as características dos indivíduos, enquanto a pobreza transitória é vista como um resíduo da pobreza intertemporal observada que não advém dessa propensão estacionária.

Embora a variável aleatória η , causadora de flutuações no bem-estar dos indivíduos, apresente uma neutralidade na avaliação da pobreza crônica, não impede uma aversão à sua variabilidade do ponto de vista de seu efeito sobre a pobreza esperada. Segundo Cruces (2005), essa idéia de avaliação intertemporal se aproxima da intuição, derivada da literatura de aversão ao risco, dado que é preferível para os indivíduos um estado estável de renda ao invés da flutuação sobre a média da mesma no critério de bem-estar. A conexão entre as transições da pobreza e o risco das famílias está na consideração de que esse é a própria fonte de flutuações na renda. Não havendo riscos, a distribuição de y_{jd} seria um valor fixo ao longo do tempo.

Em um paralelo com a teoria da aversão ao risco, a função $P(\cdot)$ pode ser vista como uma utilidade esperada do indivíduo j , enquanto sua propensão $p(\cdot)$ é análoga a uma função de utilidade Bernoulli. Nesse caso, pela desigualdade de Jensen, se $E[p(y_{jd})] > p(E[y_{jd}])$, ou seja $T_j > 0$, o indivíduo j tem uma perda de bem-estar decorrente da flutuação. No entanto, com o uso de um índice do tipo Foster-Greer-

Thorbecke (FGT)² para avaliar a pobreza intertemporal a partir da distribuição de y_{jd} , $p(\cdot)$ assume uma forma funcional onde o grau de aversão à flutuação é arbitrário³. A estimação de $p(\cdot)$ a partir do modelo de probabilidade, descrito posteriormente, busca justamente relaxar essa arbitrariedade, possibilitando a ocorrência de três situações:

1. quando $T_j > 0$, havendo uma aversão à flutuação de estado;
2. quando $T_j = 0$, não havendo perdas de transição de estado;
3. quando $T_j < 0$, havendo ganhos transitórios de bem-estar para o indivíduo.

Enquanto a pobreza crônica é colocada como uma propensão persistente/permanente de pobreza, a pobreza transitória acaba sendo vista como a perda de bem-estar decorrente da vulnerabilidade dos indivíduos frente às mudanças de estado ao longo do tempo. Apesar da realização dos estados serem comuns a todos, essa vulnerabilidade depende de um conjunto de fatores, variável entre indivíduos, que não precisa ser necessariamente igual ao conjunto que determina a situação crônica.

4.2. Modelo de probabilidade de persistência e transição

Interessado na medida de pobreza crônica, expressada em (7), o modelo de análise empírica consiste em uma matriz de Markov de transição de estados entre dois períodos. Segundo Boskin e Nold (1975), esse modelo caracteriza-se pela possibilidade de se obter medidas estacionárias. No entanto, algumas suposições são implicitamente introduzidas: (1) as probabilidades de transição não dependem do tempo de duração de cada estado; (2) as probabilidades de transição não dependem dos estados anteriores à $d - 1$; (3) d é discreto e (4) somente um movimento pode ocorrer por unidade de tempo.

Em um modelo de transição e permanência na pobreza entre dois períodos consecutivos, $d - 1$ e d , pode ser utilizado um modelo bivariado, semelhante ao de Cappellari e Jenkins (2002a, 2002b), com três partes a serem estimadas: (1) a determinação do *status* de pobreza no período $d - 1$ (problema de condição inicial); (2) a determinação do *status* de pobreza no período d ; (3) a correlação entre efeitos não observáveis afetando esses processos. A combinação desses três componentes caracteriza os determinantes das taxas de persistência na pobreza e de entrada na pobreza.

Em $d - 1$, pode ser assumido que o indivíduo j é caracterizado pela propensão à pobreza latente p_{jd-1}^* na forma

$$p_{jd-1}^* = \beta'z_j + \mu_j + \delta_{jd-1} \quad (9)$$

onde z_j é um vetor de variáveis explicativas que descrevem o indivíduo j , β é um vetor de parâmetros, e o termo de erro u_{jd-1} é a soma de um efeito específico de cada indivíduo com um ruído branco ortogonal, $u_{jd-1} = \mu_j + \delta_{jd-1}$, que segue uma distribuição normal com média zero. Assumindo valores de 0 ou 1, a pobreza observada de j em $d - 1$, P_{jd-1} , é expressa como

$$P_{jd-1} = \begin{cases} 0 & \text{se } p_{jd-1}^* \leq 0 \\ 1 & \text{se } p_{jd-1}^* > 0 \end{cases}$$

Um outro componente do modelo é a especificação para o *status* de pobreza no período d , condicionado à pobreza em $d - 1$. A função de propensão latente à pobreza p_{jd}^* pode ser separada em dois componentes caracterizando um modelo de mudança/permuta (*switching model*) da seguinte forma:

$$\begin{aligned} p_{jd}^* &= \gamma_1'x_j + \tau_{1j} + \zeta_{1jd} & \text{se } p_{jd-1}^* > 0 \\ p_{jd}^* &= \gamma_2'x_j + \tau_{2j} + \zeta_{2jd} & \text{se } p_{jd-1}^* \leq 0 \end{aligned} \quad (10)$$

² Ver Foster *et al.* (1984).

³ O coeficiente de Arrow-Pratt de aversão absoluta ao risco para o índice FGT é definido como $r(y_i) = \frac{\alpha - 1}{z - y_i}$. Ou seja, quanto maior o coeficiente α , maior a aversão à flutuações na renda.

onde γ_1 , γ_2 e z_j são vetores e o termo de erro ε_{jd} é a soma de um efeito específico, $\tau_j = \tau_{1j} + \tau_{2j}$, e um ruído branco ortogonal, $\zeta_{jd} = \zeta_{1jd} + \zeta_{2jd}$, seguindo uma distribuição normal com esperança igual a zero. Assim como P_{jd-1} , a pobreza no período d , P_{jd} , é definida de tal forma que

$$P_{jd-1} = \begin{cases} 0 & \text{se } p_{jd-1}^* \leq 0 \\ 1 & \text{se } p_{jd-1}^* > 0 \end{cases}$$

Desde que a equação (10) se refira ao *status* de pobreza condicional sobre a pobreza defasada, o termo de erro nessa equação está correlacionado ao termo de erro na expressão (9) para o *status* de pobreza incondicional. De acordo com Maddala (1983), é assumido que a distribuição conjunta dos termos de erro u_{jd-1} e ε_{jd} é padrão normal bivariada e caracterizada por uma correlação estimável. Dado tais suposições, essa correlação é descrita como

$$\rho \equiv \text{corr}(u_{jd-1}, \varepsilon_{jd}) = \text{cov}(\mu_j, \tau_j). \quad (11)$$

Dessa forma, a distribuição de heterogeneidade não-observada é parametrizada (além das normalizações necessárias) por intermédio de uma correlação *cross-section*. O parâmetro ρ sumariza a associação entre fatores específicos não-observáveis, determinando o *status* de pobreza do ano base e a transição da pobreza. Um sinal positivo (ou negativo) indica que uma maior propensão à pobreza no período subsequente está entre aqueles agentes que eram mais (ou menos) propensos à pobreza inicial. Se $\rho = 0$, então não há o problema de condição inicial no modelo: o *status* de pobreza em $d - 1$ seria tratado como exógeno e as equações de entrada e saída da pobreza seriam estimadas usando modelos univariados. Ou seja, supondo a existência, ou não-existência, de uma correlação entre os dois distúrbios estruturais, a separação na expressão (10) pode ser dada de forma endógena (*endogenous switching model*), ou exógena (*exogenous switching model*).

Importante salientar que, na presença de duas variáveis endógenas, $\rho \neq 0$, ocorre um problema na identificação no modelo de acordo com a utilização das variáveis exógenas. Para haver identificação, algumas dessas variáveis que afetam a pobreza inicial devem estar condicionadas a não ter efeito sobre a transição, ou seja, devem haver variáveis pertencentes ao vetor z_j que não estejam contidas no vetor x_j , as chamadas variáveis instrumentais.

Para estimar as equações em (10), define-se um índice de pobreza persistente observada em d , C_{jd} , como sendo o limite inferior de dois valores, P_{jd-1} e P_{jd} , ou seja, o grau mínimo de pobreza que se manteve entre os dois períodos,

$$C_{jd} = \min(P_{jd-1}, P_{jd}). \quad (12)$$

Enquanto a pobreza transitória observada em d , T_{jd} , pode ser caracterizada no aumento ocorrido de P_{jd-1} para P_{jd} ,

$$T_{jd} = \max(0, P_{jd} - P_{jd-1}), \quad (13)$$

ou simplesmente $T_{jd} = P_{jd} - C_{jd}$.

Assim, a dinâmica entre os estados de pobreza e de não-pobreza é dada pelo conjunto de expressões sumarizando a probabilidade de ocorrência, $\alpha_k \in [0,1]$, de quatro regimes distintos, representado pela matriz de Markov:

período	d		
	propensão	pobreza	não-pobreza
$d - 1$	pobreza	α_1	α_2
	não-pobreza	α_3	α_4

onde $\sum_k \alpha_k = 1$. As probabilidades de cada regime k são representadas da seguinte forma:

$$\begin{aligned}
\alpha_1 &= E[C_{jd} | z_j, x_j] = \Phi_2(\gamma'_1 x_j, \beta' z_j; \rho) \\
\alpha_2 &= E[P_{jd-1} - C_{jd} | z_j, x_j] = \Phi_2(-\gamma'_1 x_j, \beta' z_j; -\rho) \\
\alpha_3 &= E[T_{jd} | z_j, x_j] = \Phi_2(\gamma'_2 x_j, -\beta' z_j; -\rho) \\
\alpha_4 &= E[1 - P_{jd-1} - T_{jd} | z_j, x_j] = \Phi_2(-\gamma'_2 x_j, -\beta' z_j; \rho).
\end{aligned} \tag{14}$$

Com essa matriz de transição, a taxa, ou probabilidade de persistência na pobreza, dado P_{jd-1} , pode ser representada por

$$s_j = \Pr[P_{jd} > 0 | P_{jd-1} = 1] = \frac{\Phi_2(\gamma'_1 x_j, \beta' z_j; \rho)}{\Phi(\beta' z_j)}, \tag{15}$$

e a taxa de transição, dado $(1 - P_{jd-1})$, pode ser representada por

$$e_j = \Pr[P_{jd} > 0 | (1 - P_{jd-1}) = 1] = \frac{\Phi_2(\gamma'_2 x_j, -\beta' z_j; -\rho)}{\Phi(-\beta' z_j)}. \tag{16}$$

De acordo com Boskin e Nold (1975), considerando essas taxas, a probabilidade de estar na pobreza é

$$P_{jd} = s_j P_{jd-1} + e_j (1 - P_{jd-1}). \tag{17}$$

Supondo a condição inicial em que o indivíduo é pobre ou não-pobre com probabilidade 1, a solução para essa equação de diferença é

$$P_{jd} = (s_j - e_j)^d + \frac{e_j}{1 - s_j + e_j}. \tag{18}$$

Sendo R_{jd} o tempo de duração da pobreza até o período d , define-se $\Delta R_{jd} = R_{jd} - R_{jd-1}$. Dessa forma,

$$\Pr[\Delta R_{jd} = 1] = s_j P_{jd-1} + e_j (1 - P_{jd-1}).$$

Com a equação (18), a solução para a duração estimada da pobreza é obtida pelo seguinte somatório:

$$\hat{R}_{jd} = \sum_{d=1}^D [s_j P_{jd-1} + e_j (1 - P_{jd-1})] = \frac{(s_j - e_j)^D + D \cdot e_j}{1 - s_j + e_j}.$$

Para grandes valores de D , o percentual de pobreza esperado no tempo do indivíduo j é expresso como

$$\lim_{D \rightarrow \infty} P_{jD} = \lim_{D \rightarrow \infty} \frac{\hat{R}_{jD}}{D} = \frac{e_j}{1 - s_j + e_j}.$$

Ou seja, num ambiente estacionário, a propensão à pobreza que representaria um *status* intertemporal de pobreza crônica é definido por:

$$C_j = e_j / (1 - s_j + e_j). \tag{19}$$

Dessa forma, partindo da pobreza crônica, o componente transitório da pobreza intertemporal é representado por

$$T_j = \frac{1}{D} \sum_{d=1}^D P_{jd} - C_j, \tag{20}$$

onde o primeiro dos termos do lado direito da equação representa a pobreza intertemporal observada nos D períodos. Essa forma de decomposição T-C é semelhante ao método utilizado por Suryahadi e Sumarto (2001). No trabalho desses autores, a pobreza crônica é tratada justamente a partir um valor estimado e a pobreza transitória como um resíduo observado, porém em uma análise no formato *cross-section*.

Por este modelo de transição, a pobreza crônica, avaliada pela expressão (19), não depende apenas das características inerentes aos indivíduos, representadas nos vetores x e z , mas também de uma dependência de estado. Em relação à pobreza, essa dependência é evidenciada quando a probabilidade de ser pobre em d é consideravelmente maior entre aqueles que eram pobres do que entre os não-pobres em $d - 1$. A diferença entre as taxas de permanência e transição representa o quanto de dependência de estado há na probabilidade de permanecer na pobreza (STEWART & SWAFFIELD, 1999).

De acordo com Arulampalam *et al.* (2000), testando a igualdade entre os vetores γ_1 e γ_2 da expressão (12), é possível identificar uma Dependência de Estado Genuína (GSD) na pobreza, se constatado uma diferença entre os dois vetores. Para medir a Dependência de Estado Agregada (ASD) observada, Cappellari e Jenkins (2002a) propõem o cálculo da diferença entre as médias da taxa de persistência na pobreza e a taxa de transição para a pobreza, ponderadas pelo *status* de pobreza inicial observado dos indivíduos, da seguinte forma

$$ASD = \left(\frac{\sum_{j=1}^J P_{jt-1} s_{jt}}{\sum_{j=1}^J P_{jt-1}} \right) - \left(\frac{\sum_{j=1}^J (1 - P_{jt-1}) e_{jt}}{\sum_{j=1}^J (1 - P_{jt-1})} \right).$$

Por sua vez, a medida de GSD, proposta pelos autores, é derivada do cálculo da diferença entre as taxas, para cada indivíduo. A média entre J indivíduos representada por

$$GSD = \left(\frac{1}{J} \right) \sum_{j=1}^J (s_{jt} - e_{jt}).$$

O cálculo, tendo por referência a unidade de análise individual, assegura que a heterogeneidade (observada e não-observada) está sendo controlada.

4.3. Método de estimação por pseudopainel

No pseudopainel desenvolvido neste trabalho, a avaliação da pobreza de cada coorte é dada pela média das avaliações dos indivíduos a ela pertencentes. Se a pobreza da coorte j fosse avaliada na média $\bar{y}_j = \sum_{ij=1}^{I_j} y_{ij} / I_j$, a presença de pobres dentro delas poderia ser ignorada se essa média for suficientemente elevada. Logo, a variável dependente a ser estimada para cada coorte j é uma proporção de pobres $P_j = \sum_{ij=1}^{I_j} P_{ij} / I_j \in [0,1]$.

Se a variável dependente observada consiste numa proporção P_j dos n_j indivíduos ij que respondem $P_{ij} = 1$, é possível fazer uma análise de regressão probit, considerando que todos membros da coorte com o mesmo vetor de características \mathbf{x}_j . Com isso, uma observação é estabelecida como $[n_j, P_j, \mathbf{x}_j]$, $j = 1, \dots, N$. Da proporção P_j observada, é estimada a probabilidade da população, $\pi_j = \Phi(\beta' \mathbf{x}_j)$. Uma forma de estimação consistente é por maximização de uma função de verossimilhança, representada por

$$\ln L_j = n_j [P_j \ln \Phi(\beta' \mathbf{x}_j) + (1 - P_j) \ln \Phi(-\beta' \mathbf{x}_j)],$$

onde $\Phi(\beta' \mathbf{x}_j)$ denota a função de distribuição normal acumulada. O termo é contado como contribuindo n_j graus de liberdade à estimação.

Para estimar o modelo de transição é necessário trabalhar com uma função de log-verossimilhança com componentes de distribuição bivariada, construindo um modelo de estimação com mudança/permuta endógena para probit sobre dados agrupados (*endogenous switching model for probit on grouped data*). Com as probabilidades de cada regime, definidas na expressão (14), a função de verossimilhança proposta é representada por

$$\ln L = \sum_{j=1}^J n_{jd-1} [C_{jd} \ln \alpha_1 + (P_{jd-1} - C_{jd}) \ln \alpha_2 + (P_{jd} - C_{jd}) \ln \alpha_3 + (1 - P_{jd-1} - P_{jd} + C_{jd}) \ln \alpha_4], \quad (21)$$

onde $C_{jd} = \min(P_{jd-1}, P_{jd})$. Nesse caso, para definir os estimadores é necessário avaliar essa função no seu valor máximo, através da condição da derivada de primeira ordem. Ou seja, os estimadores são obtidos igualando simultaneamente as derivadas parciais da função, em relação a $\gamma_1, \gamma_2, \beta$ e ρ , a zero.

Os efeitos marginais, calculados a partir dos parâmetros estimados, são obtidos da seguinte forma:

$$\frac{\partial E[P_{jd-1} | z_j]}{\partial w_j} = \Phi(\beta'z_j | w_j = 1) - \Phi_2(\beta'z_j | w_j = 0) \quad \text{efeito na condição inicial,}$$

$$\frac{\partial E[C_{jd} | z_j, x_j]}{\partial w_j} = \Phi_2(\gamma'x_j, \beta'z_j, \rho | w_j = 1) - \Phi_2(\gamma'x_j, \beta'z_j, \rho | w_j = 0) \quad \text{efeito na permanência,}$$

$$\frac{\partial E[T_{jd} | z_j, x_j]}{\partial w_j} = \Phi_2(\gamma'x_j, -\beta'z_j, -\rho | w_j = 1) - \Phi_2(\gamma'x_j, -\beta'z_j, -\rho | w_j = 0) \quad \text{efeito na transição,}$$

onde w_j é uma variável binária contida em z_j e x_j .

Importante salientar que, apesar de P_{jd} ser observado a partir de n_{jd} indivíduos, a estimação dessa proporção é feita considerando um número equivalente de indivíduos em d igual a n_{jd-1} . Essa suposição de equivalência é necessária para que as equações (9)-(10) sejam estimadas sob o mesmo tamanho de grupo, ou sob a mesma ponderação, n_{jd-1} .

4. 4. Fonte dos dados e definição das coortes

Em decorrência da carência de pesquisas longitudinais no Brasil, de natureza mais apropriada para este tipo de estudo, opta-se neste pela análise em pseudopainel.

A fim de analisar os processos dinâmicos da pobreza nos últimos dez anos, optou-se pelo uso das PNADs dos anos de 1993, 1995, 1997, 1999, 2001 e 2003. Ou seja, as transições são analisadas em períodos de dois em dois anos. Dessa forma, são captadas cinco transições para cada grupo dentro desse intervalo de tempo. Em cada ano, consideram-se os indivíduos nascidos entre os anos de 1945 e 1968, residentes em áreas urbanas⁴, que não se declaram pensionistas, empregados ou parentes de empregado dentro da família, segundo a classificação da PNAD, e com declaração de renda familiar não-negativa⁵. Ou seja, a amostra inclui chefes de família e seus filhos, cônjuges, outros parentes e agregados, entre 25 e 48 anos de idade em 1993 e entre 35 e 58 anos de idade em 2003.

A partir deste contingente, constroem-se os grupos homogêneos pelo cruzamento de informações referentes a período de nascimento, cor, sexo, escolaridade e região de residência dos indivíduos, atributos que não são passíveis, ou pouco prováveis, de alteração durante o ciclo de vida. Considerando que, na PNAD, a representatividade amostral é dada por células com mais de 50 observações, a construção destes grupos tem por referência as seguintes desagregações:

- Período de nascimento: nascidos entre 1945 e 1952, entre 1953 e 1960 ou entre 1961 e 1968;
- Cor: brancos (incluindo amarelos) ou negros (pretos, pardos e índios);
- Sexo: homens ou mulheres;
- Escolaridade: sem escolaridade (0 ou menos de 1 ano de estudo completo), escolaridade primária incompleta (entre 1 e 3 anos de estudo completos), escolaridade primária completa (entre 4 e 7 anos de estudo completos), ensino fundamental completo (entre 8 e 10 anos de estudo completos) ou ensino médio completo (acima de 11 anos de estudo completos);
- Região: residentes nas regiões Sul e Sudeste, regiões Centro-Oeste e Norte ou na região Nordeste.

Foram formados 180 grupos que, acompanhados em 5 transições, geram 900 observações no total. Salientando que, para fins de estimação, esses 180 grupos são ponderados de acordo com o número de indivíduos que cada um representa na amostra, como sugerido por Betti e Chelli (1999).

Com o problema relacionado à identificação do modelo, é necessário ainda selecionar algumas variáveis que afetam a pobreza inicial, mas que não tenham efeito sobre a transição. Heckman (1981) sugere que a condição inicial pode ser instrumentalizada por meio de informações dos indivíduos prévias

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 de domicílio rurais na amostra da PNAD; e porque a pobreza no Brasil tornou-se, nos últimos anos, essencialmente urbana e metropolitana.

⁵ A renda familiar informada na PNAD foi deflacionada 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).

à entrada no mercado de trabalho, como as condições socioeconômicas de seus pais. Sendo assim, utiliza-se neste trabalho, a escolaridade dos pais de cada coorte estabelecida, informada na PNAD de 1996.

A Tabela 1 traz as principais estatísticas das variáveis envolvidas no modelo. Nos cinco períodos de transição, cerca de 20% da amostra é constituída pelos grupos formados. Os nascidos entre 1961-68 nessa condição representam 41% e os nascidos em 1945-52, 24%. Os negros perfazem 44% e as mulheres formam a maioria 52,7%. A faixa modal de escolaridade é de primário completo (31,29%), seguido pelo médio completo (29,92%). A Região Sudeste-Sul é a de maior participação destes grupos, 55%. As variáveis instrumentais referentes à escolaridade dos pais em 1996 representam proporções no grupo, ou seja, no grupo, 36,11% dos indivíduos provêm de famílias de pai sem escolaridade e 41,96% de mães sem escolaridade.

Tab. 1 – Estatísticas descritivas das variáveis

Variável	Média	Variável	Média	Variável	Média
t-1=1993	0.199304	Mulher	0.527015	pai s/ escol.	0.361146
t-1=1995	0.198738	sem escolaridade	0.106805	pai c/ primario incomp.	0.283844
t-1=1997	0.199599	Primário incompleto	0.132580	pai c/ primario comp.	0.239466
t-1=1999	0.194433	Primário completo	0.312907	pai c/ fundamental comp.	0.046173
t-1=2001	0.207926	fundamental completo	0.148434	pai c/ médio comp.	0.069372
nasc. 1961-1968	0.412383	medio completo	0.299274	mãe s/ escol.	0.419639
nasc. 1953-1960	0.343854	regiao S e SE	0.552645	mãe c/ primario incomp.	0.253908
nasc. 1945-1952	0.243763	regiao NE	0.258377	mãe c/ primario comp.	0.224921
Negro	0.443298	regiao N e CO	0.188978	mãe c/ fundamental comp.	0.044987
				mãe c/ médio comp.	0.056545

Fonte: elaboração própria a partir de dados da PNAD.

5. Resultados

5.1. Resultados da regressão do modelo

Com a utilização de uma linha de pobreza de 60% da mediana da renda familiar per capita para cada período analisado, a Tabela 2 apresenta os efeitos marginais e coeficientes estimados, com seu valor de significância, das covariadas do modelo para avaliação da pobreza nas três condições em foco: **inicial** (estática), **permanência** e **transição**. A associação entre os fatores específicos não-observáveis entre a condição inicial e as demais é dado pelo parâmetro ρ , que, no caso desse modelo, é significativo e com sinal negativo. Tal sinal indica que uma maior propensão à pobreza no período subsequente está entre aqueles agentes que eram menos propensos à pobreza inicial.

Os efeitos marginais dos anos revelam que fatores conjunturais não-observados são mais “perversos” à condição inicial (probabilidade de estar ou não estar na pobreza) em 1993, período prévio à implantação do Plano Real, tendo-se por referência o ano de 2001, de menores efeitos sobre a propensão à pobreza. Esses efeitos são robustos à variação no patamar da linha, ver Tab. A1, em anexo, mas sensíveis no uso da escala OECD, evidenciando que composições familiares distintas sofreram impactos conjunturais distintos.

Na probabilidade de permanência, não há distinção entre a contribuição marginal dos cinco períodos iniciais quando comparados ao período de 2001-2003, sendo todos os parâmetros robustos. Já para a probabilidade de transição, os efeitos marginais não apresentaram robustez, evidenciado, novamente, que o último período é o de menor efeito sobre a transição para a pobreza.

No que tange ao período de nascimento, quanto mais velho o indivíduo menor o efeito sobre as três condições. A covariada cor é determinante e robusta para explicar as condições iniciais e de permanência, mas não de transição. O efeito de ser mulher torna-as mais sujeitas a estar e permanecer na pobreza, porém transitando menos. Ou seja, sendo pobre, o efeito sexo auxilia as mulheres a permanecer na pobreza, não sendo pobre, essa covariada reduz as chances de transição para a pobreza.

Na sensibilidade dos parâmetros relacionados ao sexo e à cor dos indivíduos, verifica-se que, para a condição inicial, o efeito da primeira característica é maior que o da segunda, se são consideradas

mudanças nas escalas de equivalência (OECD e *Root Square*). Em certa medida, sexo pode ter um efeito de maior propensão à pobreza do que cor, porque indivíduos negros podem estar inseridos em famílias maiores, com maior presença de crianças.

Tab. 2 – Resultados da regressão, linha de pobreza 60% da mediana da renda familiar per capita

Covariáveis	Condição inicial			Permanência			Transição			
	(Robust Std. Err)	Ef. Marg.	Coef.	P>z	Ef. Marg.	Coef.	P>z	Ef. Marg.	Coef.	P>z
t-1=1993		0.018851	0.077934	0.000	0.155759	0.232352	0.000	0.003795	0.192178	0.000
t-1=1995		0.008405	0.035199	0.000	0.149774	0.392453	0.000	0.007558	0.333203	0.000
t-1=1997		0.007378	0.030939	0.000	0.150021	0.484468	0.000	0.008777	0.373412	0.000
t-1=1999		0.009783	0.040894	0.000	0.148248	0.205080	0.000	0.003564	0.181264	0.000
nasc. 1961-1968		0.147327	0.592759	0.000	0.237628	0.413539	0.000	0.003980	0.230896	0.000
nasc. 1953-1960		0.073314	0.296382	0.000	0.187301	0.089590	0.000	0.000421	0.035796	0.000
Negro		0.016025	0.067578	0.000	0.147178	0.100312	0.000	-0.000086	0.003693	0.242
Mulher		0.012162	0.051562	0.000	0.141664	-0.080036	0.000	-0.001013	-0.047945	0.000
sem escolaridade		0.004458	0.018733	0.000	0.140180	-0.023261	0.000	0.006392	0.278604	0.000
primario incompleto		0.020010	0.082173	0.000	0.153471	-0.001437	0.793	0.005402	0.249102	0.000
primario completo		0.009057	0.038066	0.000	0.145297	0.141798	0.000	-0.001177	-0.059084	0.000
regiao S e SE		-0.082197	-0.341671	0.000	0.104079	0.083233	0.000	-0.005833	-0.298993	0.000
regiao NE		0.094891	0.368452	0.000	0.209735	0.101045	0.000	-0.000057	0.011860	0.001
constante		-	-3.230803	0.000	-	1.239791	0.000	-	-2.664327	0.000
Variáveis Instrumentais										
pai s/ escol.		0.124290	0.551496	0.000						
pai c/ primario incomp.		-0.136351	-0.605012	0.000						
pai c/ primario comp.		-0.036498	-0.161949	0.000						
pai c/ fundamental comp.		-0.364212	-1.616069	0.000						
mãe s/ escol.		0.611922	2.715203	0.000						
mãe c/ primario incomp.		0.342938	1.521674	0.000						
mãe c/ primario comp.		0.396289	1.758403	0.000						
mãe c/ fundamental comp.		0.001794	0.007963	0.806						
Rho			-0.321840				p < 0.000			
Log likelihood			210092.03				Number of obs		427658	
Wald chi2(29)			71972.36				p < 0.000			
Teste GSD chi2(13)			829.16				p < 0.000			
ASD			0.922346		GSD	0.888567	(0.0585)			
Probab. preditas		alfa1+alfa2	0.205955	(0.1867)	alfa1	0.191822	(0.1789)	alfa3	0.007265	(0.0048)
Probab. condicionadas					s	0.899765	(0.0635)	e	0.011197	(0.0113)
Pob. crônica (estacion.)			0.146837	(0.1655)						

Fonte: elaboração própria a partir de dados da PNAD.

A escolaridade é a característica menos determinante da condição inicial, porém seu efeito sobre a dinâmica (permanência e transição) é considerado relativamente elevado a certos níveis de formação escolar. Na probabilidade de permanência, o efeito escolaridade é significativamente distinto somente na comparação entre os indivíduos que têm o ensino fundamental completo e os que não possuem essa formação. Já na transição para a pobreza, a diferença está entre ter cursado ou não o ensino primário completo.

Em relação aos fatores regionais não controlados, o agregado Sul/Sudeste possuiu efeito negativo sobre a condição inicial e a transição, quando comparado ao bloco regional Norte/Centro-Oeste, mas auxiliam na permanência de sua massa de pobres. De fato, evidencia-se a existência de efeitos regionais não observados que contribuem para a estabilidade da composição da cauda inferior da distribuição de renda. No caso da região Nordeste, como esperado, os efeitos de estar na pobreza e permanecer nela são maiores, em virtude da própria distribuição geográfica da pobreza no Brasil. No entanto, para o processo de transição, o efeito marginal da região Nordeste é sensível à definição da linha de pobreza, não sendo, portanto, significativamente diferente do efeito do agregado Norte/Centro-Oeste.

Na tabela A1, identifica-se que a maioria dos parâmetros estimados é robusta, apesar dos vetores como um todo serem significativamente diferentes. A maior sensibilidade é identificada na mudança dos indicadores de privação relativa para os de privação absoluta, como esperado, e nos parâmetros relacionados aos fatores conjunturais não-observados.

Nos indicadores de relevância para o modelo T-C, verifica-se que, em 90% de probabilidade de permanência na pobreza (s), 89% é decorrente de uma verdadeira, ou genuína, dependência de estado (GSD). Considerando a diferença entre a dependência de estado observada no agregado (ASD) e a GSD, observa-se que, da pobreza permanente, apenas 4% é fruto de características adversas entre os indivíduos, enquanto 96% é decorrente da GSD. Essa distinção entre ASD e GSD é de crucial importância, pois as implicações políticas são diferenciadas. Se a persistência provém da GSD, então ações para retirar as famílias da pobreza, em determinado período, devem reduzir a chance de experimentar pobreza no futuro. Por outro lado, se a persistência é causada por uma heterogeneidade entre os indivíduos, políticas que busquem quebrar o “círculo vicioso”, por intermédio de transferências monetárias podem ser ineficientes, pois não possuem efeitos sobre as características adversas (GIRALDO *et al.*, 2002).

Com a variação na linha de pobreza de referência, a dependência de estado se reduz significativamente quando utilizadas definições de privação absoluta. Tal resultado corrobora Yaqub (2003), por evidenciar a maior dificuldade de saída da situação de privação relativa quando comparada à de privação absoluta. Como esperado, quanto mais elevado o valor crítico da linha de pobreza relativa, maior é a dependência de estado identificada.

Por fim, da pobreza observada no período 1993-2003 (0.2013 na Tabela A1), 73% decorre de um problema crônico (propensão estacionária à pobreza de 0.1468) e 27% surge da vulnerabilidade dos indivíduos à mudança de estado (pobreza transitória de 0.0545). A privação com maior participação do componente crônico é justamente a situação de indigência absoluta, onde quase não há probabilidade de transição e a vulnerabilidade a este estado é também relativamente baixa (Tabela A1).

5.2. Predição do modelo

Buscando identificar os pobres crônicos e os transitórios, num exercício de simulação, calculam-se os valores preditos para cada indivíduo que compõe a amostra, de acordo com os coeficientes estimados no modelo para as coortes selecionadas. Na tabela 3, nota-se que as taxas de persistência (s) e de transição (e) são mais elevadas na região Nordeste. Ou seja, na área onde as piores condições são identificadas, a precariedade tende a se propagar. Na região Centro-Oeste, ganhos transitórios no bem-estar dos indivíduos são identificados, sendo o nível de pobreza condicional (crônico) relativamente maior que o patamar observado.

Em relação ao nível de escolaridade, a probabilidade de persistência é semelhante entre aqueles que não possuem o ensino fundamental completo. No que tange à taxa de transição, essa igualdade se manifesta acima da formação primária. Os efeitos marginais calculados estimados no modelo já apontavam nesta direção. Cabe salientar que o componente transitório da pobreza é relativamente mais representado entre os sem formação escolar e os com formação até o primário completo, no qual 40% da pobreza observada decorre da vulnerabilidade dos indivíduos nos dois níveis de escolaridade citados. Provavelmente, esses indivíduos estão mais sujeitos à rotatividade no mercado de trabalho e, portanto, mais vulneráveis à mudança de estado na pobreza. Por fim, os indivíduos com fundamental completo, além de apresentarem a menor propensão a pobreza estacionária, são os que não apresentam perdas decorrentes de flutuação na pobreza.

Entre homens e mulheres, não há diferenças expressivas a respeito da cor. Os homens apresentam taxas de permanência e de transição mais elevadas, tendo, por consequência, uma maior propensão à pobreza crônica. No caso das mulheres, a pobreza observada é maior, em virtude do elevado componente transitório. Esse resultado pode ser decorrência da maior descontinuidade da inserção feminina no mercado de trabalho.

Tab. 3 – Valores preditos para probabilidades condicionadas e componentes da pobreza dos indivíduos de acordo com sua região, escolaridade, cor e sexo

	Probabilidades Condicionadas		Observada	Pobreza	
	s	e		Crônica	Transitória
Região					
Sudeste	0.886042	0.005574	0.115211	0.074987	0.040223
Sul	0.883308	0.005536	0.114300	0.071552	0.042748
Nordeste	0.932478	0.021454	0.407015	0.290789	0.116226
Centro-Oeste	0.896284	0.014958	0.171764	0.172823	-0.001059
Norte	0.902962	0.016082	0.307629	0.189867	0.117761
Escolaridade					
sem formação	0.923615	0.025012	0.476701	0.286145	0.190557
primário incompleto	0.914135	0.017618	0.324938	0.217027	0.107912
primário completo	0.924598	0.006500	0.202526	0.123299	0.079227
fundamental completo	0.865007	0.006741	0.069556	0.075308	-0.005752
Cor/Sexo					
homem negro	0.930886	0.014898	0.280198	0.218123	0.062075
mulher negra	0.923427	0.013744	0.319462	0.192499	0.126963
homem branco	0.882867	0.007580	0.108306	0.090435	0.017871
mulher branca	0.871190	0.006903	0.121101	0.076873	0.044228

Fonte: elaboração própria a partir da PNAD.

A Tabela 4 reporta os resultados para indivíduos de família cujo chefe apresenta determinadas condições de inserção no mercado de trabalho e com determinada estrutura familiar, desagregando pela cor do chefe. De uma maneira geral, observa-se que indivíduos em famílias com chefes solteiros e sem crianças presentes, além de deterem taxa de transição baixa, possuem elevado ganho transitório de bem-estar, ratificando a existência de um *trade-off* na decisão de constituir família. Por outro lado, indivíduos em famílias com crianças, sendo a chefe do sexo feminino solteira, estão sujeitos a maior vulnerabilidade do que em famílias chefiadas por homens solteiros. Provavelmente, a participação dessas mulheres no mercado de trabalho, marcada por componentes discriminatórios e de segregação, torna-as mais suscetíveis à inserção em ocupações precárias e ao desemprego, gerando maior vulnerabilidade para as famílias chefiadas por elas.

Assim como para o indivíduo, a conclusão do nível de ensino fundamental do chefe de sua família diminui a incidência na pobreza crônica e gera significativos ganhos transitórios, dado a sua favorecida inserção no mercado de trabalho. A desocupação no mercado de trabalho é uma condição mais associada à vulnerabilidade à pobreza do que ao seu estado crônico quando comparada às demais situações. Tal resultado é esperado, porque se trata de uma condição de ocupação transitória relacionada ao desempenho de curto prazo da economia. Os trabalhadores na posição de conta-própria e assalariados sem carteira assinada apresentam, além de uma elevada perda de vulnerabilidade decorrente de sua própria posição na ocupação, expressivo caráter crônico da pobreza. Ou seja, ser um pobre crônico contribui para uma inserção produtiva informal que, por sua vez, eleva a sua perda transitória. Este resultado é interessante, porque ao relacionar parte da informalidade no mercado de trabalho à pobreza crônica, as chamadas estratégias de sobrevivência, como é o caso de “bicos” no mercado de trabalho, tornam-se algo mais estrutural do que circunstancial, retirando do indivíduo a capacidade de melhorar seu bem-estar. Em outras palavras, a inserção informal torna o indivíduo ainda mais estigmatizado no mercado de trabalho e, portanto, permanentemente pobre. A posição empregada doméstica é um pouco melhor do que as acima descritas, tanto em relação à pobreza crônica quanto à pobreza transitória. Entretanto, para chefes negras, o componente transitório sobressai ao crônico.

Tab. 4 – Valores preditos para probabilidades condicionadas e componentes da pobreza dos indivíduos de acordo com as características da família e de seu chefe

	Chefe de família							
	Branco				Negro			
	s	e	C	T	s	e	C	T
(1). Ocupado, s/ ens. fundamental, casado, c/ crianças (0-15 anos) na família	0.9141	0.0093	0.1266	0.0647	0.9382	0.0173	0.2493	0.1547
(2). (1) não casado e s/ crianças na família	0.8953	0.0078	0.0966	-0.0522	0.9271	0.0139	0.1960	-0.1029
(3). (2) chefe homem c/ crianças na família	0.9151	0.0107	0.1405	0.0507	0.9387	0.0170	0.2483	0.1146
(4). (2) chefe mulher c/ crianças na família	0.9098	0.0092	0.1203	0.1692	0.9373	0.0167	0.2405	0.2723
(5). (1) com fundamental completo	0.8656	0.0062	0.0654	-0.0321	0.9105	0.0097	0.1379	-0.0255
(6). (1) descoupado	0.9027	0.0092	0.1177	0.3696	0.9305	0.0161	0.2242	0.4321
(7). (1) ocupado s/ carteira e/ou não-remunerado*	0.9180	0.0118	0.1573	0.1777	0.9416	0.0214	0.2961	0.2866
(8). (1) ocupado por conta própria	0.9123	0.0101	0.1335	0.0839	0.9374	0.0191	0.2653	0.1754
(9). (1) ocupado c/ carteira ou no setor público*	0.9142	0.0081	0.1137	0.0200	0.9373	0.0141	0.2158	0.0764
(10). (1) somente chefe mulher com emprego doméstico	0.9056	0.0096	0.1224	0.0677	0.9320	0.0142	0.2071	0.2134

* Não inclui empregado doméstico

Fonte: elaboração própria a partir da PNAD.

Por último, a taxa de persistência dos indivíduos em famílias chefiadas por negros é praticamente constante, independente do grupo selecionado. Ou seja, na persistência da pobreza, o efeito cor é mais evidente do que os demais. Esse aspecto já foi apontado por Henriques (2001), quando mostra que os negros estão sobre-representados na pobreza, além de apresentarem-se com ampla e estável desvantagem em relação aos brancos, resistindo à melhoria observada nos indicadores de condição de vida do País.

6. Considerações Finais

Com o intuito de decompor a pobreza em dois componentes, crônico e transitório, enfatizando esse problema como um fenômeno dinâmico, o método de estimação proposto, baseado em uma matriz de transição, mostrou-se adequado para a aplicação em informações agregadas em coortes. Contudo, algumas limitações devem ser assumidas. A extensão do intervalo de transição, dois em dois anos, e agregação por grupos homogêneos ignora a dinâmica intra-período e intra-grupos, levando a uma possível superestimação da taxa de persistência. Por outro lado, os resultados tendem a captar mais a tendência de longo prazo do que a de curto prazo e a contextualizar a pobreza como um fenômeno mais coletivo do que individual.

De acordo com os resultados da regressão, o último período analisado (2001-2003) apresentou-se com efeitos conjunturais mais favoráveis à redução da pobreza nos três regimes em foco: inicial, de persistência e de transição.

Os resultados mostram que a pobreza é essencialmente crônica no Brasil. Assim como sugerido pelo Relatório sobre Pobreza Crônica 2004-05 (CPRC, 2004), os achados deste artigo evidenciam que estão mais sujeitos à pobreza crônica os indivíduos não-brancos, com baixos níveis de escolaridade e residentes na Região Nordeste. Outros grupos também mais sujeitos à pobreza crônica identificados pelo modelo são indivíduos do sexo masculino em relação aos do sexo feminino e os ocupados no setor informal.

Ao contrário dos homens, a maior pobreza observada entre mulheres decorre do caráter transitório. Ademais, indivíduos em famílias chefiadas por mulheres solteiras e com crianças, em famílias chefiadas por desocupados ou ocupado no setor informal apresentam elevado componente de pobreza transitória.

Os resultados da decomposição da pobreza podem subsidiar a formulação de políticas sociais mais eficientes de combate ao problema. No caso do componente crônico, os grupos mais atingidos requerem uma maior atenção na acumulação de ativos por parte das famílias, como ganhos nutricionais e educacionais condicionados a programas de redistribuição e de transferência de renda. Os grupos mais sujeitos à pobreza transitória carecem de melhores oportunidades de inserção no mercado de trabalho por meio de políticas de geração de emprego e renda e de seguridade social.

Referência Bibliográfica

- ARULAMPALAM, W.; BOOTH, A. L.; TAYLOR, M. P. Unemployment Persistence. **Oxford Economic Papers**, v. 52, n. 1, p. 24-50, 2000.
- BARRIENTOS, A.; HULME, D.; SHEPHERD, A. Can Social Protection Tackle Chronic Poverty?. **The European Journal of Development Research**, v. 17, n. 1, p. 8-23, 2005.
- BETTI, G. & CHELI, B. Fuzzy Analysis of Poverty on an Italian Pseudo Panel, 1985-1994. **Metron**, v. 57, n. 1-2, p. 83-103, 1999.
- BOSKIN, M. J. & NOLD, F. C. A Markov Model of Turnover in Aid to Families with Dependent Children. **Journal of Human Resources**, v. 10, n. 4, p. 467-481, 1975.
- BOURGUIGNON, F.; GOH, C.; KIM, D. I. **Estimating individual vulnerability to poverty with pseudo-panel data**. World Bank Policy Research, 2004 (Working Paper 3375).
- BUHMANN, B.; RAINWATER, L.; SCHMAUSS, G.; SMEEDING, T. M. Equivalence Scales, Well-Being, Inequality and Poverty: Sensitivity Estimates across Ten Countries Using the Luxembourg Income Study Database, **Review of Income and Wealth**, v. 34, p. 115-142, 1988.
- CAPPELLARI, L. & JENKINS, S. P. **Modelling Low Income Transitions**. Colchester: ISER, 2002a (Working Paper, 2002-8).
- CAPPELLARI, L. & JENKINS, S. P. Who Stays Poor? Who Becomes Poor? Evidence From the British Household Panel Survey. **The Economic Journal**, v. 112, p. C60-C67, March 2002b.
- CPRC, **the Chronic Poverty Report 2004-05**. Manchester: IDPM, University of Manchester, 2004.
- CRUCES, G. **Income Fluctuations, Poverty and Well-Being Over Time: Theory and Application to Argentina**. Economics Working Paper Archive at WUSTL, Labor and Demography 0502007, 2005.
- DEATON, A. Panel data from time series of cross-sections, **Journal of Econometrics**, v. 30, n. 1-2, p. 109-127, 1985.
- FERREIRA, F. H. G.; LANJOUW, P.; NERI, M. **A New Poverty Profile for Brazil using PPV, PNAD and Census Data**. Rio de Janeiro: PUC-Rio, 2000. (Texto para Discussão, 418)
- FOSTER, J. E. What is poverty and who are the poor? Redefinition for the United States in the 1990's: Absolute versus Relative Poverty. **The American Economic Review**, v. 88, n. 2, p. 335-341, may, 1998.
- FOSTER, J.; GREER, J.; THORBECKE, E. A Class of Decomposable Poverty Measures. **Econometrica**, v. 52, n. 3, p. 761-766, 1984.
- 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.
- GALLOWAY, T. A. **To What Extent Is a Transition into Employment Associated with an Exit from Poverty?**. Oslo: Department of Economics, University of Oslo, 2004 (Memorandum, 01/2004).
- GIRALDO, A.; RETTORE, E.; TRIVELLATO, U. The persistence of poverty: true state dependence or unobserved heterogeneity? Some evidence from the Italian Survey on Household Income and Wealth. **10th International Conference on Panel Data**. Berlin: International Conference on Panel Data, July 2002.
- HARPER, C.; MARCUS, R.; MOORE, K. Enduring Poverty and the Conditions of Childhood: Lifecourse and Intergenerational Poverty Transmissions. **World Development**, v. 31, n. 3, p.535-554, March 2003.

- HECKMAN, J. J. Simple Statistical Models for Discrete Panel Data Developed and Applied to Test the Hypothesis of True State Dependence against the Hypothesis of Spurious State Dependence. **Annals de INSEE**, Paris, p. 227-269, 1978.
- HECKMAN, J. J. Statistical models for discrete panel data. In: MANSKI, C. F. & MCFADDEN, D. (eds.) **Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications**, Cambridge MA: MIT Press, cap. 3, p. 114-178, 1981.
- HENRIQUES, R. **Desigualdade Racial no Brasil: Evolução das Condições de Vida na Década de 90**. Rio de Janeiro: IPEA, 2001 (Texto para Discussão, 807).
- HULME, D. & SHEPHERD, A. Conceptualizing Chronic Poverty. **World Development**, v. 31, n. 3, p. 403-423, March 2003.
- IADB, **The Path Out of Poverty: The Inter-American Development Bank's Approach to Reducing Poverty**. Washington, DC: Sustainable Development Department of IADB, 1998.
- JALAN, Jyotsna & RAVALLION, Martin. Transient Poverty in Postreform Rural China. **Journal of Comparative Economics**, v. 26, n. 2, p. 338-357, 1998.
- JALAN, Jyotsna & RAVALLION, Martin. Is Transient Poverty Different? Evidence for Rural China. **Journal of Development Studies**, v. 36, n. 6, p. 82-98, 2000.
- LANJOUW, P. & RAVALLION, M. Poverty and Household Size. **The Economic Journal**, v. 105, p. 1415-1434, November 1995.
- MADDALA, G. **Limited dependent and qualitative variables in econometrics**. Cambridge: Cambridge University Press, 1983.
- MCKAY, A. & LAWSON, D. **Chronic Poverty: A Review of Current Quantitative Evidence**. Chronic Poverty Research Centre (CPRC), 2002 (Working Paper, 15).
- MENG, X.; GREGORY, R.; WANG, Y. **Poverty, Inequality, and Growth in Urban China, 1986-2000**. Bonn: IZA, 2005 (Discussion Paper, 1452).
- NICOLETTI, C. **Poverty Analysis with Unit and Item Nonresponses: Alternative Estimators Compared**. Colchester: ISER, 2003 (Working Paper, 2003-20).
- PRITCHETT, L.; SURYAHADI, A.; SUMARTO, S. **Quantifying Vulnerability to Poverty: A Proposed Measure, Applied to Indonesia**. Washington DC: World Bank, 2000 (Working Paper Series 2437).
- RAVALLION, Martin. Expected Poverty Under Risk-Induced Welfare Variability. **Economic Journal**, v. 98, December 1988, p. 1171-1182.
- ROCHA, S. **Pobreza no Brasil: Afinal, de que se trata?**. Rio de Janeiro: Editora FGV, 2003.
- SEN, A. K. **Poverty and Famine: An Essay on Entitlement and Deprivation**. Oxford: Oxford University Press, 1981.
- SOUZA, M. M. C. **A importância de se conhecer melhor as famílias para a elaboração de políticas sociais na América Latina**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000 (Texto para Discussão, 699).
- STEWART, M. B. & SWAFFIELD, J. K. Low Pay Dynamics and Transition Probabilities. **Economica**, v. 66, n. 261, p. 23-42, 1999.
- SURYAHADI, A. & SUMARTO, S. **The Chronic Poor, The Transient Poor, And the Vulnerable in Indonesia Before and After Crisis**. SMERU Research Institute, 2001 (SMERU working paper).
- VERBEEK, M. & NIJMAN, T. Can Cohort Data be Treated as Genuine Panel Data?. **Empirical Economics**, v. 17, n. 1, p. 9-23, 1992.
- WORLD BANK, **Inequality in Latin America and the Caribbean – Breaking with History?**, 2003.
- YAQUB, S. **Chronic poverty: scrutinizing patterns, correlates and explorations**. Manchester: IDPM, University of Manchester, 2003 (CPRC Working Paper, 21).

Anexo

Tab. A1 – Efeitos marginais e indicadores agregados estimados para diferentes linhas de pobreza

Inicial / Ef. Marg.	60% pc	50% pc	70% pc	80% pc	60% RS	60% OECD	60% MC	indigência	pob. abs.
t-1=1993	0.01885	0.01326	0.02079	0.02799	0.02417	0.00821	0.01579	0.02724	0.14224
t-1=1995	0.00840	0.00583	0.00544	0.00587	0.01092	-0.00233	0.00814	-0.00245	0.00785
t-1=1997	0.00738	0.00722	0.00760	0.00396	0.01135	0.00105	0.00786	0.00141	0.00015
t-1=1999	0.00978	0.00278	0.00943	0.00948	0.00594	0.00095	0.00763	0.00079	0.01546
nasc. 1961-1968	0.14733	0.11636	0.17626	0.19888	0.13532	0.11226	0.13380	0.04617	0.19995
nasc. 1953-1960	0.07331	0.05821	0.09034	0.10373	0.06159	0.05263	0.06627	0.02308	0.10450
negro	0.01603	0.01343	0.01945	0.02208	0.01312	0.00798	0.01503	0.00550	0.02667
mulher	0.01216	0.00987	0.01323	0.01409	0.01833	0.05434	0.01151	0.00561	0.01398
sem escolaridade	0.00446	-0.00004	0.00679	0.00837	0.01683	0.01151	-0.00210	-0.00166	-0.01555
primario incompleto	0.02001	0.01127	0.02679	0.03214	0.02167	0.01690	0.01539	0.00022	0.01139
primario completo	0.00906	0.00510	0.01116	0.01425	0.00922	0.00759	0.00662	-0.00134	0.00472
regiao S e SE	-0.08220	-0.06561	-0.09681	-0.11163	-0.07227	-0.04321	-0.07736	-0.00523	-0.05974
regiao NE	0.09489	0.07535	0.11215	0.12278	0.09844	0.06608	0.08539	0.02675	0.05949
pai s/ escol.	0.12429	0.05633	0.23116	0.32418	0.16007	0.06150	0.12531	0.02085	0.24877
pai c/ primario incomp.	-0.13635	-0.17733	-0.05753	0.01583	-0.11034	-0.14118	-0.12740	-0.11179	-0.03366
pai c/ primario comp.	-0.03650	-0.08790	0.05679	0.12652	0.01156	-0.04080	-0.03099	-0.02414	0.16518
pai c/ fundamental comp.	-0.36421	-0.38536	-0.31343	-0.27247	-0.29773	-0.29680	-0.33919	-0.17341	-0.28657
mãe s/ escol.	0.61192	0.52345	0.67960	0.69933	0.53167	0.48274	0.54932	0.19710	0.82907
mãe c/ primario incomp.	0.34294	0.30947	0.37246	0.36081	0.34037	0.26491	0.29200	0.13382	0.46018
mãe c/ primario comp.	0.39629	0.34771	0.42845	0.43781	0.32957	0.26649	0.34323	0.12588	0.41465
mãe c/ fundamental comp.	0.00179	-0.01663	0.10030	0.09606	0.00443	-0.00717	-0.06792	-0.04205	0.13383
test b = [60pc]b	chi2(22) =	9300000	8300000	16000000	380000	6800000	3000000	28000000	15000000
Permanência									
t-1=1993	0.15576	0.11025	0.19776	0.24473	0.14507	0.09667	0.13679	0.03256	0.24786
t-1=1995	0.14977	0.10721	0.19114	0.23433	0.13999	0.09344	0.13322	0.03026	0.23016
t-1=1997	0.15002	0.10610	0.19274	0.23445	0.13927	0.09551	0.13352	0.03164	0.23650
t-1=1999	0.14825	0.10338	0.19053	0.23372	0.13455	0.09508	0.13066	0.03100	0.23198
nasc. 1961-1968	0.23763	0.17852	0.29819	0.35462	0.22069	0.16782	0.21479	0.06241	0.35684
nasc. 1953-1960	0.18730	0.13801	0.24139	0.29319	0.17186	0.12713	0.16832	0.04656	0.29657
negro	0.14718	0.10657	0.19130	0.23560	0.13836	0.09645	0.13173	0.03430	0.24206
mulher	0.14166	0.10228	0.18560	0.22811	0.13898	0.11879	0.12701	0.03293	0.23141
sem escolaridade	0.14018	0.09857	0.18366	0.22825	0.14349	0.09817	0.12004	0.03015	0.21574
primario incompleto	0.15347	0.10786	0.20057	0.24643	0.14685	0.10390	0.13521	0.03114	0.23620
primario completo	0.14530	0.10383	0.18890	0.23219	0.13797	0.09756	0.12914	0.03107	0.23141
regiao S e SE	0.10408	0.07268	0.13993	0.17454	0.10111	0.07451	0.09095	0.02952	0.20085
regiao NE	0.20974	0.15573	0.26395	0.31593	0.20586	0.14180	0.18799	0.04907	0.27175
test b = [60pc]b	chi2(14) =	29392	13667	20135	56396	37958	18224	160000	330000
Transição									
t-1=1993	0.00379	0.00283	0.00064	0.00061	-0.00077	-0.00023	0.00319	-0.00457	-0.01038
t-1=1995	0.00756	0.00675	0.00571	0.00407	0.00425	0.00579	0.00528	0.00255	-0.00127
t-1=1997	0.00878	0.00327	0.00538	0.00864	-0.00027	0.00270	0.00374	0.00065	0.00299
t-1=1999	0.00356	0.00450	0.00206	0.00345	0.00067	0.00314	0.00161	0.00076	-0.00246
nasc. 1961-1968	0.00398	0.00380	0.00450	0.00461	0.00094	0.00217	0.00410	0.00116	0.00176
nasc. 1953-1960	0.00042	0.00116	0.00028	-0.00019	-0.00071	0.00082	0.00087	0.00031	-0.00052
negro	-0.00009	0.00056	0.00046	-0.00038	0.00022	0.00117	0.00035	0.00035	0.00059
mulher	-0.00101	-0.00134	-0.00210	-0.00227	-0.00077	-0.00021	-0.00127	-0.00013	-0.00072
sem escolaridade	0.00639	0.00691	0.00672	0.00310	0.00767	0.00815	0.00605	0.00543	0.00086
primario incompleto	0.00540	0.00691	0.00572	0.00382	0.00661	0.00637	0.00571	0.00366	0.00120
primario completo	-0.00118	-0.00003	-0.00106	-0.00136	-0.00054	0.00050	-0.00074	0.00096	-0.00091
regiao S e SE	-0.00583	-0.00458	-0.00577	-0.00557	-0.00574	-0.00437	-0.00531	-0.00134	-0.00117
regiao NE	-0.00006	0.00064	0.00005	0.00085	-0.00006	0.00039	0.00055	0.00184	0.00070
test b = [60pc]b	chi2(14) =	22885	20960	17736	38396	27437	19971	55384	81227

rho	-0.32184	-0.29312	-0.41100	-0.42747	-0.38188	-0.47381	-0.33875	-0.23771	-0.35599
test rho = [60pc]rho	chi2(1) =	70.4	953.8	974.1	303.8	772.9	66.2	117.0	76.1
ASD	0.9223	0.9179	0.9287	0.9318	0.9254	0.9172	0.9246	0.7952	0.8721
GSD	0.8886	0.8853	0.8965	0.8986	0.8963	0.8843	0.8925	0.7986	0.8594
Pt-1 (alfa1+alfa2)	0.2060	0.1614	0.2490	0.2903	0.1962	0.1508	0.1901	0.0590	0.2932
alfa1	0.1918	0.1495	0.2341	0.2738	0.1834	0.1397	0.1775	0.0473	0.2594
alfa2	0.0073	0.0070	0.0085	0.0082	0.0074	0.0078	0.0074	0.0050	0.0086
Taxa de persistência s	0.8998	0.8952	0.9111	0.9138	0.9075	0.8949	0.9035	0.8041	0.8729
Taxa de transição e	0.0112	0.0098	0.0146	0.0152	0.0112	0.0106	0.0110	0.0055	0.0135
Pob. crônica (estacionária)	0.1468	0.1194	0.1916	0.2120	0.1317	0.1233	0.1431	0.0472	0.2004
Pobreza obs.	0.2013	0.1582	0.2450	0.2855	0.1933	0.1489	0.1866	0.0577	0.2879

Fonte: elaboração própria a partir da PNAD e Rocha (2003).