

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

Rafael Perez Ribas**

Ana Flavia Machado***

André Braz Gogher****

Apesar dos diversos estudos sobre a pobreza no Brasil, poucos analisaram a dinâmica da pobreza. Este artigo busca preencher essa lacuna usando um pseudopainel obtido da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). As probabilidades de entrada e permanência na pobreza são estimadas através de um *probit* bivariado para cada grupo. Nossa análise distingue entre persistência e componentes observados que podem afetar a probabilidade de ser pobre e ajuda a identificar os grupos particularmente afetados seja pela pobreza transitória seja pela crônica. Entre 1995 e 2003, 69% da pobreza urbana no Brasil era crônica e parcela expressiva dessa proporção foi explicada pelas condições iniciais na pobreza. Finalmente, uma vez que há maior disponibilidade de dados de pseudocoorte do que longitudinais, pesquisas futuras podem recorrer ao método aqui proposto para analisar a pobreza crônica e transitória.

1 INTRODUÇÃO

Estudos sobre a pobreza na América Latina revelam que, no conjunto da população mais propensa a ser pobre, estão os negros e os indígenas, os menos escolarizados, os trabalhadores informais, principalmente crianças e jovens, e as famílias com um maior número de dependentes e chefiadas por indivíduos de pouca ou nenhuma formação escolar (IADB, 1998; WORLD BANK, 2003).

No caso específico do Brasil, a pobreza não é distribuída uniformemente entre as grandes regiões. Independentemente dos indicadores utilizados, sua incidência é maior no Norte e no Nordeste. No espaço urbano-rural, apesar da incidência ser ainda mais elevada nas áreas rurais, o processo de urbanização brasileira, nos últimos 30 anos, tornou-a um fenômeno essencialmente urbano e metropolitano. Segundo Rocha (2003), ao final dos anos 1990, os pobres urbanos eram cerca de 78% do total no Brasil.

Estes resultados são apontados por trabalhos que buscaram desenhar um perfil da pobreza brasileira, como o de Rocha (2003) e o de Ferreira, Lanjouw e

* Os autores agradecem aos pareceristas de *Pesquisa e Planejamento Econômico*, edição especial, e os comentários de Armando Barrientos, Sergei Soares, Phillipe Leite, Valéria Pero, Terry McKinley, Ana Maria Hermeto de Oliveira e Simone Wajnman. Contudo, opiniões e possíveis erros são de responsabilidade somente dos autores.

** Doutorando na University of Illinois at Urbana Champaign (UIUC), Department of Economics.

*** Professora-associada do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar) da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG).

**** Professor adjunto do Cedeplar/UFMG.

Neri (2000), por meio de análises estáticas das famílias. 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.

Assim como em outros países em desenvolvimento (DEATON, 1985), a dificuldade de estudos sobre a dinâmica da pobreza se deve à escassez de dados em painel.¹ Considerando essa restrição, o principal objetivo deste artigo é identificar as características dos grupos que contribuem para essa permanência na pobreza ou para a entrada nessa condição. O estado de permanência na pobreza para um mesmo grupo é determinado pela sua proporção mínima de pobres entre dois períodos. A taxa de transição para pobreza é definida como o aumento percentual de pobres entre dois períodos para um mesmo grupo. De modo a analisar tais transições, o artigo recorre a um modelo de Markov. Esse modelo envolve a estimação de probabilidades individuais de transição para um estado ou de permanência, usando um Modelo *Probit* Bivariado com Seleção Endógena. Tal metodologia é similar à aplicada por Stewart e Swaffield (1999) e Cappellari e Jenkins (2002). A diferença é que utilizamos dados de pseudopainel, enquanto esses outros estudos usam dados em painel. Baseados nos parâmetros estimados nesse modelo de regressão, buscamos distinguir a pobreza crônica da pobreza transitória.

Bourguignon, Goh e Kim (2004), Suryahadi e Sumarto (2001) utilizam vários métodos para estimar os aspectos dinâmicos da pobreza sem dados em painel. Entretanto, o primeiro trata da vulnerabilidade à pobreza *ex ante*; não analisa os determinantes das transições *ex post*. Os outros dois artigos decompõem pobreza observada em proporções crônica e transitória por meio de método de dados *cross-section*. Além da informação *cross-section*, o método de Gibson requer ainda um subconjunto de observações em painel, enquanto o de Suryahadi e Sumarto não faz nenhuma decomposição longitudinal.

Para atenuar o problema da escassez de painel, optamos pela análise de pseudopainel. Embora a Pesquisa Nacional por Amostragem de Domicílios (PNAD), do IBGE, não possibilite uma análise dinâmica da condição de vida do indivíduo, é possível construir grupos sociais homogêneos, segundo algumas características individuais, e analisar o comportamento destes ao longo do tempo. Desse modo, recorrem-se às PNADs dos anos de 1993, 1995, 1997, 1999, 2001 e 2003. Essa abordagem foi sugerida por Browning, Deaton e Irish (1985) e Verbeek e Nijman

1. A Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) é um exemplo de pesquisa domiciliar no formato de painel no Brasil. Entretanto, ela cobre um curto período de tempo, dificultando análises de longo prazo, e traz apenas informações de rendimentos do trabalho, não considerando outras fontes de renda. Para analisar a dinâmica da pobreza em regiões metropolitanas (RMs) no Brasil, Ribas e Machado (2009) sugerem o uso de um método de imputação para outras fontes de renda. Machado e Ribas (2010) analisam a dinâmica de curto prazo da pobreza nas RMs usando a renda domiciliar imputada.

(1992). Para tal investigação, construímos um pseudopainel com 180 grupos homogêneos de adultos residentes em áreas urbanas baseados na data de nascimento, sexo, raça, escolaridade e localização. Usando seis anos da PNAD, estimamos a verossimilhança combinada de indivíduos em uma coorte particular permanecerem na pobreza ou entrarem nesse estado.

Entre 1995 e 2003, os resultados mostram que 69% da pobreza urbana no Brasil é crônica e a maior parte desse nível é devida ao efeito de dependência estacionária, a qual sugere que a maior parte dos pobres na área urbana permanece pobre porque eles já eram pobres. Entre os mais sujeitos à pobreza crônica estão os não brancos, os menos escolarizados, os residentes na região Nordeste e os trabalhadores informais. Pobreza transitória é mais evidente entre mulheres e em domicílios chefiados por elas. Indivíduos residindo em domicílios chefiados por desempregados estão, também, mais sujeitos à pobreza transitória.

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

2 CARACTERIZAÇÃO DAS POBREZAS CRÔNICA E TRANSITÓRIA

Pobreza crônica pode ser definida como a experiência individual de privações por um longo período, diferenciando-se da pobreza transitória pela sua extensa duração (HULME; SHEPHERD, 2003). Segundo Barrientos, Hulme e Shepherd (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 está associada à flutuação da renda observada em torno da linha de pobreza (GAIHA; DEOLALIKAR, 1993). A segunda definição, denominada abordagem de componentes, prioriza a deficiência de renda ao longo do tempo. Assumindo a hipótese de renda permanente, ela distingue o componente constante da renda/consumo, determinante da pobreza crônica, do componente de flutuação, determinante da pobreza transitória (JALAN; RAVALLION, 1998, 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; SURYAHADI; SUMARTO, 2000; BOURGUIGNON; GOH; KIM, 2004).

Desde a publicação do artigo de Ravallion (1988), muitas técnicas de análise de dinâmica foram propostas na literatura sobre o tema. Entretanto, poucas enfatizaram o problema da escassez de dados organizados em painéis. Entre elas, estão os estudos de Bourguignon, Goh e Kim (2004), Suryahadi e Sumarto (2001), já mencionados na introdução deste artigo.

Segundo McKay e Lawson (2002), as características mais comumente associadas à pobreza crônica incluem (entre outras):² estar numa situação de desvantagem com relação aos aspectos de capital humano, composição demográfica do domicílio, localização, escassez de ativos físicos e baixa remuneração do trabalho. Em relação à pobreza transitória, devido à sua natureza temporária, pode-se esperar que os fatores associados sejam diferentes dos anteriores. Entre os fatores que contribuem para a pobreza transitória, estão: tamanho da família, transferências governamentais de renda, sazonalidade de atividades econômicas, migração e eventos de ciclo de vida. No entanto, alguns fatores como capital humano e presença de ativos são importantes para ambos os tipos de privação.

Além das características dos indivíduos e das famílias, a condição de pobreza pode ser ainda causada por uma dependência de estado. Segundo Giraldo, Rettore e Trivellato (2002), há dois processos distintos que geram essa persistência de estado na pobreza. O primeiro deles é a heterogeneidade entre indivíduos, já que cada um possui um diferente conjunto de características. O segundo processo está associado ao fato de que a experiência na pobreza, em um período específico do tempo, torna o indivíduo mais propenso à pobreza em períodos subsequentes. A partir do trabalho de Heckman (1978), esse segundo processo passou a ser chamado de Dependência de Estado Verdadeira – True State Dependence (TSD) – ou Dependência de Estado Genuína – Genuine State Dependence (GSD) – como sugerido por Arulampalam, Booth e Taylor (2000) e Cappellari e Jenkins (2004). O nível observado de estado de dependência que resulta de ambos os processos é denominado Dependência de Estado Agregada – Aggregate State Dependence (ASD). Desde que GSD é uma medida de imobilidade que controla para a heterogeneidade individual observada e não observada, a diferença entre os níveis de ASD e GSD decorre das características individuais.

A distinção entre pobreza crônica e pobreza transitória, e de seus determinantes, implica que políticas públicas não são uniformemente aplicadas (GAIHA;

2. Os pesquisadores do Centro de Pesquisas sobre Pobreza Crônica – Chronic Poverty Research Centre (CPRC) – identificaram, em seus trabalhos, um conjunto de categorias de indivíduos, famílias e grupos sociais que são particularmente mais propensos a ser cronicamente pobres. Nessas categorias, incluem-se: aqueles com privação decorrente de seu estágio no ciclo de vida (BARRIENTOS; GORMAN; HESLOP, 2003; HARPER; MARCUS; MOORE, 2003); aqueles discriminados em decorrência de sua posição social em níveis local, regional ou nacional, como castas, etnias, raças, grupos religiosos marginalizados, foragidos, nômades e migrantes (MEHTA; SHAH, 2003; SEN, 2003); membros discriminados dentro da família, como meninas, crianças vivendo no meio de muitas outras, enteados etc.; aqueles com problemas de longa duração ou de saúde (YEO; MOORE, 2003; LWANGA NTALE; NDAZIBONEYE; NALUGO, 2002); pessoas vivendo em áreas rurais remotas, guetos urbanos e regiões violentas e inseguras (AMIS, 2002; BIRD; SHEPHERD, 2003; GOODHAND, 2003).

DEOLALIKAR, 1993; BARRIENTOS; HULME; SHEPHERD, 2005). A análise das flutuações no estado de privação é de vital importância na formulação de políticas sociais mais eficientes de combate à pobreza. Nesse aspecto, 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. Além disso, a heterogeneidade de experiências de pobreza crônica e os diversos fatores que contribuem para isso sugerem que as políticas devem considerar os contextos específicos. Giraldo, Rettore e Trivellato (2002) mostram que a diferença entre ASD e GSD é crítica. Se a persistência na pobreza é causada principalmente pela GSD, por exemplo, programas de transferências são mais efetivos para ampliar a renda das famílias pobres. Por outro lado, se a persistência na pobreza é causada por características individuais, transferências monetárias não devem ser efetivas porque não alteram características adversas de indivíduos e domicílios (como baixo nível de escolaridade e escassez de ativos).

3 RENDA E LINHA DE POBREZA

Pobreza pode ser definida por meio de um parâmetro monetário, como renda e consumo, ou não monetário, como educação, antropometria e mortalidade, em uma ou mais dimensões (SAHN; STIFFEL, 2000; BAULCH; MASSET, 2003). Neste artigo, o foco são as mudanças nas privações monetárias de curto e médio prazo, que podem ou não persistir no longo prazo.³

Quando um indicador monetário é utilizado como medida de bem-estar, duas variáveis são usuais: despesas com consumo e renda disponível (DEATON, 1985). Embora dispêndios possam mais diretamente captar o nível de bem-estar corrente da família, há uma carência de informações de acesso a serviços ou bens. Esse é o caso da PNAD. Consequentemente, renda é utilizada com maior frequência como indicador de bem-estar. Dessa maneira, este artigo considera a renda familiar *per capita* como uma medida de privação individual.⁴

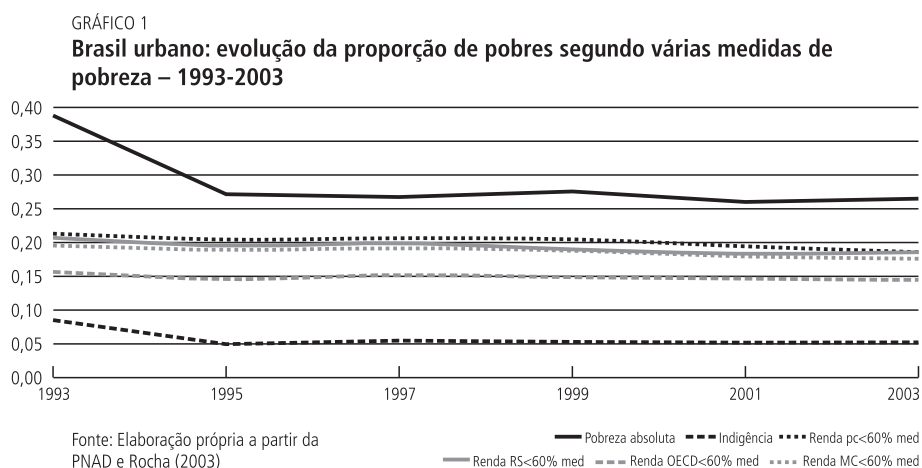
Assim, pobreza é definida para aqueles indivíduos com renda *per capita* abaixo de uma determinada linha de pobreza e os não pobres são aqueles indivíduos com renda maior ou igual a essa linha. Neste artigo, opta-se pelo uso das linhas absolutas de pobreza e indigência propostas por Rocha (2003).⁵

3. Dimensões não monetárias são menos utilizadas no curto prazo, mas são significativamente correlacionadas com parâmetros monetários no longo prazo.

4. Versões preliminares deste trabalho apresentam estimativas usando outras definições para renda equivalente que não somente renda *per capita*. Contudo, resultados não são sensíveis a essas mudanças.

5. Versões preliminares deste trabalho incluem estimativas usando diferentes linhas de pobreza relativa. Todos os resultados são, contudo, muito próximos.

O gráfico 1 mostra a evolução da proporção de pobres no Brasil, segundo várias medidas de renda equivalente individual, que não somente a renda *per capita*, e pobreza, no período 1993-2003. Observa-se que a participação destes apresenta comportamento estável, quando utilizadas medidas de privação relativa. Quando se recorrem às medidas de privação absoluta, verifica-se que a participação de pobres diminui no período logo após o Plano Real, mantendo-se praticamente constante a seguir.



Segundo Rocha (2003), a estabilização macroeconômica, em 1994, serviu como uma fronteira entre dois patamares distintos da incidência do problema de privação absoluta.⁶ Os trabalhos de Ferreira e Litchfield (2000), Ramos e Vieira (2000), Barros, Henriques e Mendonça (2000) evidenciam que a distribuição de renda no Brasil caracteriza-se pela persistência das relações de desigualdade, inclusive com uma leve tendência não monotônica de aumento nas últimas duas décadas. Dessa forma, presume-se que, no Brasil, a pobreza relativa tenha um maior grau de persistência que a pobreza absoluta.

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,

6. Essa mudança no patamar é justificada por três fatores derivados da estabilização, que são: o moderado comportamento dos preços de alimentos, a elevação dos preços dos *non-tradeables* que elevou o rendimento dos trabalhadores no comércio e nos serviços e o aumento do salário mínimo (SM) em 42%, em maio de 1995, com impacto sobre os benefícios previdenciários e assistenciais (ROCHA, 2003).

2000), neste trabalho, esses dois componentes não são identificados na avaliação da pobreza por intermédio do indicador base de bem-estar (renda ou consumo). Por meio da propensão à pobreza identificada, calculada a partir da duração estimada de cada estado, pobreza e não pobreza, condicionada às características inerentes aos indivíduos, estimamos os componentes T-C.

Na subseção 4.1, apresentamos o modelo de decomposição T-C, no qual a pobreza crônica é função do componente de renda estacionária e a pobreza transitória ocorre devido ao desvio em relação ao valor estacionário. Entretanto, não precisamos observar a renda passada para estimar a pobreza estacionária (crônica). Transformando o processo dinâmico da renda em processo discreto de Markov, precisamos apenas observar o índice de pobreza passado. Em uma análise de pseudopainel, é mais fácil lidar com medidas de pobreza por coortes do que com distribuição de renda dentro das coortes. A estratégia empírica para estimar o processo de Markov para as coortes é apresentada nas subseções 4.2 e 4.3 e a descrição da fonte de dados e variáveis na subseção 4.4.

4.1 Estrutura teórica

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

$$y_j = \vartheta(x_j, \eta), \quad \vartheta_x > 0 \text{ e } \vartheta_\eta > 0 \quad (1)$$

onde a função ϑ é ao menos duas vezes diferenciável e x_j e η são os fatores determinantes da renda equivalente.

A função ϑ pode ser interpretada como uma função de utilidade indireta em x_j , o vetor de atributos individuais invariantes no tempo; e η , uma variável aleatória com média zero. De acordo com Ravallion (1988), a renda permanente ou estacionária (ou consumo), \bar{y}_{jd} , é determinada somente pelo vetor x_j , de tal forma que $\bar{y}_{jd} = E_d [y_{jd}] = \vartheta(x_j)$.

Apesar disso, podemos assumir que a renda equivalente é determinada em um processo dinâmico de tal forma que:

$$y_{jd} = bx_j + \varphi y_{jd-1} + v\varepsilon_{jd-1} + \varepsilon_{jd}$$

onde b é o vetor de coeficientes relacionados a x_j ; φ é um parâmetro autorregressivo; v é um parâmetro de média móvel; e ε_{jd} é o erro com média zero. Os parâmetros autorregressivo e de média móvel são incluídos na equação porque consideramos

que a renda é condicionada não somente a determinantes estáticos como também a dinâmicos.

Dessa forma, se a renda esperada no período d é dada por $E_d[y_{jd}] = bx_j + \varphi y_{jd-1} + v\varepsilon_{jd-1}$, a renda estacionária nesse período deverá ser:

$$\bar{y}_{jd} = (1 - \varphi)^{-1} (bx_j + v\varepsilon_{jd-1}) \quad (2)$$

Dada a equação (1), a pobreza observada em d , P_{jd} pode ser avaliada como:

$$P_{jd} = p(y_{jd}) = p(\bar{y}_{jd} + \tilde{y}_{jd}) \quad (3)$$

onde $p(\cdot)$ é a função de pobreza e $\tilde{y}_{jd} = \varphi(y_{jd-1} - (1 - \varphi)^{-1}(bx_j + v\varepsilon_{jd-1})) + \varepsilon_{jd}$ é a renda transitória proveniente de diferença entre a renda observada e a renda estacionária ou permanente no período d .

A medida de pobreza crônica é definida pela componente C_{jd} da pobreza observada, P_{jd} , a qual é função somente da renda permanente, como a seguir:

$$C_{jd} = p(\bar{y}_{jd}) = p((1 - \varphi)^{-1}(bx_j + v\varepsilon_{jd-1})) \quad (4)$$

Em contraste à abordagem de Jalan e Ravallion (1998, 2000), essa medida é também determinada por choques passados, ε_{jd-1} , os quais estabelecem dependência de estado para o componente crônico da pobreza. A hipótese é que o j -indivíduo ajusta sua expectativa de renda de longo prazo depois de cada choque, e esse ajuste afeta o nível de pobreza crônica. Ou seja, um efeito de histerese na pobreza crônica é assumido.

Sem choques no período d , isto é, $y_{jd} = \bar{y}_{jd}$, o nível de pobreza observada deve ser igual à medida de pobreza crônica. De outra forma, existe um componente residual atribuível à diferença entre P_{jd} e C_{jd} . Esse componente é definido como a medida de pobreza transitória,

$$T_{jd} = P_{jd} - C_{jd} = p(\bar{y}_{jd} + \tilde{y}_{jd}) - p(\bar{y}_{jd}) \quad (5)$$

Segundo Cruces (2005), o uso de T-C está de acordo com a literatura de aversão ao risco, que propõe que os indivíduos preferem um estado estável de renda a flutuação sobre a média da mesma. 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. Desse modo, a medida média de pobreza transitória pode ser considerada como indicador *ex post* de vulnerabilidade do domicílio. Os valores compreendidos da equação (5) podem ser resumidos nas três seguintes situações:

- quando $T_{jd} > 0$ há perdas de bem-estar devido a choques negativos na renda;
- quando $T_{jd} = 0$ não há perdas devido à variabilidade da renda; e
- quando $T_{jd} < 0$ há ganhos transitórios devido a choques positivos na renda.

Se não há informações sobre a renda individual passada, y_{jd-1} um substituto para cálculo das equações (4) e (5) pode ser o indicador de pobreza passado, P_{jd-1} . Uma vez que pobreza é obtida por algum índice do tipo Foster-Greer-Thorbecke (FGT) (ver FOSTER; GREER; THORBECKE, 1984), a pobreza corrente esperada pode ser escrita como:

$$E_d [P_{jd}] = s_{jd} P_{jd-1} + e_{jd} (1 - P_{jd-1}) \quad (6)$$

onde $s_{jd} = E [P_{jd} | P_{jd-1}]$ é a taxa de permanência na pobreza e $e_{jd} = E [P_{jd} | 1 - P_{jd-1}]$ é a taxa de entrada na pobreza. Esta última é a proporção de indivíduos que não eram pobres em $t - 1$, mas se tornaram em t . Cabe enfatizar que esse termo não pode ser confundido com o de pobreza transitória.

A expressão (6) caracteriza um processo de Markov. De acordo com Boskin e Nold (1975), se conhecemos as taxas s_{jd} e e_{jd} , podemos calcular a condição estacionária desse processo. Então, em uma condição estacionária, a propensão à pobreza que representa o estado de pobreza crônica é dada por:

$$C_{jd} = \frac{e_{jd}}{1 - s_{jd} + e_{jd}} \quad (7)$$

Dado que $P_{jd} = C_{jd} + T_{jd}$, o componente transitório de pobreza no período d é definido como:

$$T_{jd} = p(y_{jd}) - \frac{e_{jd}}{1 - s_{jd} + e_{jd}} \quad (8)$$

Desde que estejamos trabalhando com proporção de pobres (P0), é possível calcular os componentes T-C da pobreza corrente estimando as taxas s_{jd} e e_{jd} . O modelo empírico usado para o cálculo dessas taxas é apresentado na próxima seção.

4.2 Modelo empírico

Para estimar o processo de Markov, expresso na equação (6), adotamos modelo similar ao proposto por Cappellari e Jenkins (2002, 2004). Nesse modelo, a mobilidade na pobreza entre dois períodos consecutivos ($d - 1$ e d) é analisada por um modelo bivariado caracterizado por três termos: *i*) a pobreza no período $d - 1$ (problema de condição inicial); *ii*) a pobreza no período d ; e *iii*) a correlação entre efeitos não observáveis afetando esses dois processos. Abaixo apresentamos os três componentes que, em combinação, determinam as taxas de mobilidade, s_{jd} e e_{jd} , das equações (6), (7) e (8).

No período inicial, $d - 1$, pode ser assumido que o indivíduo j é caracterizado pela variável latente de pobreza na seguinte forma:

$$P_{jd-1}^* = z_j' \beta + \mu_{d-1} + u_{jd-1} \quad (9)$$

onde z_j é o vetor de variáveis exógenas que descrevem o indivíduo j ; β é o vetor de coeficientes; μ_{d-1} representa efeitos conjunturais; e u_{jd-1} é o erro com distribuição normal com a média zero.

A pobreza latente no período em d , P_{jd}^* , condicionada à pobreza em $d - 1$, pode ser caracterizada como um modelo de permutação, como a seguir:

$$P_{jd}^* = P_{jd-1} (x_j' \gamma_1 + \omega_{1,d-1}) + (1 - P_{jd-1}) (x_j' \gamma_2 + \omega_{2,d-1}) + u_{jd} \quad (10)$$

onde x_j é um vetor de variáveis, γ_1 e γ_2 são vetores de coeficientes e $\omega_{1,d-1}$ e $\omega_{2,d-1}$ representam efeitos conjunturais.

Desde que a equação (10) se refira ao *status* de pobreza condicionada à 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 μ_{jd-1} e μ_{jd} é padrão normal bivariada e caracterizada por uma correlação estimável. Dadas tais suposições, essa correlação é descrita na forma: $\rho = \text{corr}(u_{jd-1}, u_{jd})$. 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, ou seja, com $\rho \neq 0$, ocorre um problema na identificação no modelo de acordo com a utilização das variáveis exógenas. Para não ocorrer problemas na identificação, algumas dessas variáveis que afetam a pobreza inicial devem estar condicionadas a não ter efeito sobre a transição, ou seja, deve 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 , Per_{jd} , como sendo o nível mínimo de pobreza em dois períodos subsequentes, $Per_{jd} = \min(P_{jd-1}, P_{jd})$. O aumento de pobreza no período d , $Tran_{jd}$, é dado por $Tran_{jd} = \max(0, P_{jd} - P_{jd-1})$, ou simplesmente $Tran_{jd} = P_{jd} - Per_{jd}$.

Assim, a dinâmica entre os estados de pobreza e de não pobreza é dada pelo conjunto de expressões que caracterizam a probabilidade bivariada, $\alpha_k \in [0, 1]$, de quatro regimes distintos, representados pela seguinte matriz de Markov:

Período	d		
	Estado	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:

$$\begin{aligned}
 \alpha_1 &= E \left[Per_{jd} | z_j, x_j, d-1 \right] = \Phi_2 (z'_j \beta + \mu_{d-1}, x'_j \gamma_1 + \omega_{1,d-1}; \rho) \\
 \alpha_2 &= E \left[P_{jd-1} - Per_{jd} | z_j, x_j, d-1 \right] = \Phi_2 (z'_j \beta + \mu_{d-1}, -x'_j \gamma_1 - \omega_{1,d-1}; -\rho) \\
 \alpha_3 &= E \left[Tran_{jd} | z_j, x_j, d-1 \right] = \Phi_2 (-z'_j \beta - \mu_{d-1}, x'_j \gamma_2 + \omega_{2,d-1}; -\rho) \\
 \alpha_4 &= E \left[1 - P_{jd-1} - Tran_{jd} | z_j, x_j, d-1 \right] = \Phi_2 (-z'_j \beta - \mu_{d-1}, -x'_j \gamma_2 - \omega_{2,d-1}; \rho) \quad (11)
 \end{aligned}$$

onde $\Phi_2(\cdot)$ é uma função acumulada de probabilidade bivariada.

Então, a taxa ou a probabilidade de persistência na pobreza condicionada em P_{jd-1} na equação (6) pode ser calculada como se segue:

$$s_{jd} = \Pr \left[P_{jd} > 0 | P_{jd-1} = 1 \right] = \frac{\Phi_2 (z'_j \beta + \mu_{d-1}, x'_j \gamma_1 + \omega_{1,d-1}; \rho)}{\Phi (z'_j \beta + \mu_{d-1})} \quad (12)$$

e taxa de mobilidade descendente pode ser obtida por:

$$e_{jd} = \Pr \left[P_{jd} > 0 | (1 - P_{jd-1}) = 1 \right] = \frac{\Phi_2(-z'_j\beta - \mu_{d-1}, x'_j\gamma_2 + \omega_{2,d-1}; -\rho)}{\Phi(-z'_j\beta - \mu_{d-1})} \quad (13)$$

Nesse modelo de Markov, pobreza crônica, identificada na equação (7), depende não somente de características individuais, representadas pelos vetores z_j e v_j , mas também do componente de dependência de estado. Esta dependência é pronunciada quando a probabilidade de ser pobre em d é maior simplesmente pelo fato de essas pessoas estarem na pobreza.

A diferença entre as taxas de permanência e transição representa o quanto há de dependência de estado na probabilidade de permanecer na pobreza (STEWART; SWAFFIELD, 1999). De acordo com Arulampalam, Booth e Taylor (2000), é possível identificar a GSD na pobreza, se não há diferenças notáveis entre os vetores γ_1 e γ_2 da expressão (10). Na seção 2, já explicamos o significado de GSD e ASD. No apêndice A, explicamos como medi-las e testá-las empiricamente.

4.3 Estimação do método de pseudopainel

Uma análise dinâmica de pobreza requer dados longitudinais para distinguir o componente crônico do componente transitório. Pesquisas cujos dados são organizados desta maneira são escassas em alguns países, como o Brasil. Por essa razão, McKay e Lawson (2002) sugerem algumas alternativas para superar esse problema da escassez de bases assim organizadas. 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 é analisar a magnitude da pobreza experimentada por diferentes grupos sociais, consideradas em pseudopainel (DEATON, 1985; VERBEEK; NIJMAN, 1992). Esses grupos, supostamente homogêneos, podem ser obtidos ao agregar coortes ou subconjuntos da população, diferenciados pela localização geográfica, sexo, cor etc. A vantagem desse método é a maior exatidão das medidas de mudanças no agregado dos grupos do que para indivíduos em um painel, além da ausência de atrito se uma mesma coorte é sempre observada. O fato de trabalharmos com mudanças nas médias reduz o erro de medida. Os problemas são que essas comparações nada dizem sobre a dinâmica intragrupos. Portanto, não captam a distinção entre pobreza crônica e pobreza transitória dentro de cada coorte.

No pseudopainel desenvolvido neste trabalho, a avaliação da pobreza de cada coorte é dada pela média das avaliações dos indivíduos a ela pertencentes. Contudo,

se a renda da coorte j fosse avaliada na média, $\bar{y}_j = \sum_{ij=1}^{I_j} y_{ij} / I_j$, a probabilidade de ser pobre dentro da coorte poderia ser ignorada, quando a média é suficientemente alta. Por isso, escolhemos usar explicitamente um índice de pobreza médio como variável dependente. Portanto, a variável dependente a ser estimada para cada coorte j é uma proporção de pobres: $P_j = \sum_{ij=1}^{I_j} P_{ij} / I_j$, onde $P_{ij} \in \{0,1\}$.

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 todos os membros da coorte com o mesmo vetor de características x_j . Com isso, uma observação é estabelecida como $[I_j, P_j, x_j]$, $j = 1, \dots, N$.

Dada a proporção observada, P_j , a probabilidade de as pessoas na coorte serem pobres, $\pi_j = \Phi(x_j'\beta)$, é estimada. Para estimar de forma consistente o modelo de Markov nessa abordagem, é necessário utilizar a função de verossimilhança que incorpora componentes de distribuição bivariada e aplica estimação com permutação endógena para *probit* sobre dados agrupados. Cabe salientar que, para estimar a probabilidade de pobreza para aqueles que foram pobres e para aqueles que não foram pobres no passado, a condição prévia de pobreza é também endógena. Usando dados agregados, e dada a probabilidade de cada regime definida na equação (11), a função de verossimilhança proposta é representada por:

$$\ln L = \sum_{j=1}^J I_{jd-1} \left[\begin{array}{l} Per_{jd} \ln \alpha_1 + (P_{jd-1} - Per_{jd}) \ln \alpha_2 \\ + (Tran_{jd}) \ln \alpha_3 + (1 - P_{jd-1} - Tran_{jd}) \ln \alpha_4 \end{array} \right] \quad (14)$$

Os estimadores de $\gamma_1, \omega_{1d-1}, \gamma_2, \omega_{2d-1}, \beta, \mu_{d-1}$ e ρ da equação (11) são obtidos pela maximização da função (14). As técnicas para maximizá-la são, respectivamente, os algoritmos de Newton-Raphson e de Davidon-Fletcher-Powell. Os efeitos marginais são calculados pela estimativa dos parâmetros mostrados no apêndice B. Para verificar a existência de correlação entre os resíduos, $\rho \neq 0$, um teste de razão de verossimilhança é feito, assumindo a hipótese nula de ρ igual a zero.

Embora P_{jd} seja observado a partir de I_{jd} indivíduos, um número equivalente de indivíduos em d igual a I_{jd-1} é considerado para estimação da proporção. Essa suposição de equivalência é necessária para que as equações (9) e (10) sejam estimadas sob o mesmo tamanho de grupo I_{jd-1} . Outra premissa de estimação é que a persistência na pobreza observada, Per_{jd} , e a mobilidade descendente, $Tran_{jd}$, são dadas pelas taxas brutas de transição em cada coorte. Isto é, para dado período, a mobilidade de cada coorte é assumida ocorrer em uma única direção. Isso implica que os resultados desse estudo devem ser interpretados principalmente na perspectiva de coorte, não na perspectiva individual.

Resumindo, a equação (10) é estimada pela maximização da função de verossimilhança (14). Assim, os coeficientes que determinam a persistência na pobreza, γ_1 e ω_{1d-1} , e mobilidade descendente, γ_2 e ω_{2d-1} , são obtidos com base na especificação das condições iniciais – equação (9). Os resultados dessa regressão são apresentados na subseção 5.1. Depois de estimar todos esses coeficientes, calculamos a taxa de persistência na pobreza S_{jd} – equação (12) – e a taxa de mobilidade descendente e_{jd} – equação (13) –, assim como o nível de pobreza crônica C_{jd} de cada coorte – equação (7).

4.4 Fonte de dados e definição de coortes

Buscando analisar os processos dinâmicos da pobreza nos últimos 10 anos, optou-se pelo uso das PNADs dos anos de 1993, 1995, 1997, 1999, 2001 e 2003. As transições são analisadas em períodos de dois em dois anos, captando cinco transições para cada grupo dentro desse intervalo de tempo. A análise de mobilidade pode ser afetada pela escolha do período de referência. Nesse sentido, o ano de 1993 representa o fim de um período de instabilidade macroeconômica e o pico da desigualdade brasileira (FERREIRA; LEITE; LITCHFIELD, 2006). Entretanto, não consideramos um intervalo maior, devido à ausência de dados para 1991, nem um menor, porque tal opção reduziria o já pequeno número de transições.

Em cada ano, consideram-se os indivíduos nascidos entre determinados anos (por exemplo, de 1945 a 1968, que estavam na faixa de 35 a 58 anos de idade em 2003), residentes em áreas urbanas⁷ e com declaração de renda familiar não negativa.⁸ Deste universo foram selecionados os chefes de família e seus filhos, cônjuges, outros parentes e agregados. Foram, portanto, excluídos da análise os indivíduos que se declararam pensionistas, empregados ou parentes de empregado dentro da família, segundo a classificação da PNAD.

A partir deste contingente, constroem-se os grupos homogêneos por intermédio do 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.⁹ Considerando

7. 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 a pobreza no Brasil tornou-se, nos últimos anos, predominantemente urbana e metropolitana.

8. A renda familiar informada na PNAD foi deflacionada espacialmente, de acordo com o índice proposto por Ferreira, Lanjouw e Neri (2000), e temporalmente, de acordo com o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC).

9. Dada a idade dos indivíduos da amostra, a grande maioria já terminou seu processo de formação escolar (GOLGHER, 2004). Aproximadamente 10% da população brasileira é considerada migrante segundo o quesito "data-fixa". Entretanto, a grande maioria dos migrantes troca de município de residência dentro de uma mesma região, como definido neste estudo (GOLGHER, 2006).

uma representatividade amostral de no mínimo 50 observações por célula para a PNAD, a construção destes grupos tem por referência as seguintes desagregações:

- Período de nascimento (3): nascidos entre 1945 e 1952, entre 1953 e 1960 ou entre 1961 e 1968.
- Cor (2): brancos (incluindo amarelos) ou não brancos (pretos, pardos e índios).
- Sexo (2): homens ou mulheres.
- Escolaridade (5): sem escolaridade (zero 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 (3): residentes nas regiões Sul e Sudeste, regiões Centro-Oeste e Norte ou na região Nordeste.

Com essas subdivisões, foram construídas 180 coortes que, acompanhadas em cinco transições, geram 900 observações no total, ponderadas pelo tamanho da coorte.

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 prévias dos indivíduos à entrada no mercado de trabalho, como as condições socioeconômicas de seus pais. Considerando plausível a hipótese que o *background* familiar, por se tratar de um fator de herança, afete somente o ponto de partida da dinâmica de pobreza, utiliza-se a escolaridade dos pais de cada coorte estabelecida. Cabe considerar que muito poucos adultos continuam a residir com seus pais. Portanto, as condições dos pais não afetam tanto a dos filhos adultos.

Dessa forma, o estudo recorre a uma variável instrumental, que é a escolaridade média dos pais em cada coorte. Os dados provêm da PNAD de 1996, que reporta informação para essa variável. Importante salientar que a seleção desse conjunto de instrumentos foi realizada somente após compará-lo a outros conjuntos possíveis, em relação a sua exclusão da regressão de condição inicial e inclusão na equação de transição.

A tabela 1 traz a média das variáveis envolvidas no modelo. Nos cinco períodos de transição, cerca de 20% da amostra são obtidos a partir de cada uma das PNADs. Os nascidos entre 1961 e 1968 nessa condição representam 41%, enquanto os nascidos entre 1953 e 1960 representam 34% e os nascidos entre 1945 e 1952, 24%. Os não brancos perfazem 44%, sendo minoria frente aos 56% de brancos.

Por sua vez, as mulheres formam a maioria, 52,7%, da amostra. A faixa modal de escolaridade é de primário completo (31,29%), seguido pelo médio completo (29,92%). Indivíduos sem escolaridade são 10,68% da amostra, com formação primária incompleta são 13,26% e com formação fundamental completa, 14,84%. As regiões Sul/Sudeste são de maior participação na amostra, com 55% do total, vindo em seguida a região Nordeste, com 25,84%, e, por fim, o agregado Norte/Centro-Oeste, com 18,9%. As variáveis instrumentais referentes à escolaridade dos pais em 1996 representam proporções na amostra. Ou seja, dentre outros resultados, 36,11% dos indivíduos provêm de famílias de pai sem escolaridade e 41,96% de mães sem escolaridade, indicando a baixa escolaridade dos pais, com valores muito inferiores aos dos filhos.

TABELA 1
Estatísticas descritivas das variáveis

Variável	Média
<i>d</i> - 1 = 1993	0.199304
<i>d</i> - 1 = 1995	0.198738
<i>d</i> - 1 = 1997	0.199599
<i>d</i> - 1 = 1999	0.194433
<i>d</i> - 1 = 2001	0.207926
Nascidos entre 1961 e 1968	0.412383
Nascidos entre 1953 e 1960	0.343854
Nascidos entre 1945 e 1952	0.243763
Não branco	0.443298
Mulher	0.527015
Sem escolaridade	0.106805
Primário incompleto	0.132580
Primário completo	0.312907
Fundamental completo	0.148434
Médio completo	0.299274
Regiões Sul e Sudeste	0.552645
Região Nordeste	0.258377
Regiões Norte e Centro-Oeste	0.188978
Pai sem escolaridade	0.361146
Pai com primário incompleto	0.283844
Pai com primário completo	0.239466
Pai com fundamental completo	0.046173
Pai com médio completo	0.069372
Mãe sem escolaridade	0.419639
Mãe com primário incompleto	0.253908
Mãe com primário completo	0.224921
Mãe com fundamental completo	0.044987
Mãe com médio completo	0.056545

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD.

5 RESULTADOS

Nesta seção são apresentados os resultados obtidos a partir do modelo proposto nas seções anteriores. São duas as subseções. Na primeira, são descritos os resultados obtidos a partir das regressões. Em seguida, são feitas simulações, tendo como base esses resultados.

5.1 Resultados das regressões

A tabela 2 mostra os resultados obtidos com a utilização de uma linha de pobreza de Rocha (2003) para cada período analisado. Tabelas semelhantes estão no anexo A (da tabela A.4 à tabela A.10), apresentando resultados com base em outras definições de renda equivalente e linha de pobreza. Essas tabelas apresentam os efeitos marginais e os 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 dada pelo parâmetro ρ que, no caso desse modelo, é significativa e com sinal negativo. Tal sinal indica que a maior propensão à pobreza no período subsequente está entre aqueles agentes que eram menos propensos à pobreza inicial.

Na tabela 2, com relação aos parâmetros de condição inicial (probabilidade de estar ou não estar na pobreza), os efeitos marginais dos anos, tendo-se por referência 2001, revelam que fatores conjunturais não observados são mais “perversos” em 1993, ano que antecede a implantação do Plano Real. Esses efeitos são pouco sensíveis à variação no patamar da linha (ver tabela A.2, do anexo A), mas mudam consideravelmente no uso da escala Organisation for Economic Co-operation and Development (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 2001-2003, sendo todos os parâmetros pouco sensíveis. No caso da probabilidade de transição, os efeitos marginais apresentaram nenhuma robustez, evidenciando, 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. O atributo de cor é determinante para explicar as condições iniciais e de permanência, mas não de transição. Ser mulher torna o indivíduo mais sujeito a estar e permanecer na pobreza, porém transitando menos. Ou seja, sendo pobre, a condição feminina auxilia as mulheres a permanecerem na pobreza, não sendo pobre, ser mulher reduz as chances de transição para a pobreza.

TABELA 2
Resultados da regressão, linha de pobreza absoluta da renda familiar *per capita*

Covariáveis	Condição inicial			Permanência			Transição		
	Ef. marg.	Coef.	P > z	Ef. marg.	Coef.	P > z	Ef. Marg.	Coef.	P > z
$d-1 = 1993$	0.142239	0.416230	0.000	0.247858	-1.145951	0.000	-0.010383	-1.714273	0.000
$d-1 = 1995$	0.007853	0.024557	0.000	0.230159	-0.046066	0.000	-0.001272	-0.107883	0.000
$d-1 = 1997$	0.000147	0.000461	0.436	0.236495	0.384443	0.000	0.002994	0.227161	0.000
$d-1 = 1999$	0.015462	0.048118	0.000	0.231977	-0.147516	0.000	-0.002457	-0.242915	0.000
Nascido entre 1961 e 1968	0.199951	0.612812	0.000	0.356836	0.314025	0.000	0.001762	0.175903	0.000
Nascido entre 1953 e 1960	0.104501	0.318800	0.000	0.296572	0.085762	0.000	-0.000523	-0.027823	0.000
Não branco	0.026670	0.083556	0.000	0.242059	0.072437	0.000	0.000593	0.063661	0.000
Mulher	0.013977	0.043959	0.000	0.231413	-0.040697	0.000	-0.000724	-0.050278	0.000
Sem escolaridade	-0.015553	-0.049530	0.000	0.215738	0.087586	0.000	0.000861	0.079009	0.000
Primário incompleto	0.011392	0.035492	0.000	0.236203	0.026512	0.000	0.001204	0.106775	0.000
Primário completo	0.004717	0.014796	0.000	0.231411	0.086947	0.000	-0.000906	-0.069351	0.000
Regiões Sul e Sudeste	-0.059735	-0.186640	0.000	0.200849	0.013116	0.000	-0.001167	-0.089550	0.000
Região Nordeste	0.059491	0.181833	0.000	0.271747	0.093899	0.000	0.000704	0.074478	0.000
Constante	-	-3.528164	0.000	-	1.676462	0.000	-	-2.323219	0.000
Variáveis instrumentais									
Pai sem escolaridade	-0.033663	-0.119868	0.000						
Pai com primário incompleto	0.165183	0.588184	0.000						
Pai com primário completo	-0.286566	-1.020406	0.000						
Pai com fundamental completo	0.829074	2.952175	0.000						
Mãe sem escolaridade	0.460176	1.638598	0.000						
Mãe com primário incompleto	0.414646	1.476476	0.000						
Mãe com primário completo	0.133826	0.476530	0.000						
Mãe com fundamental completo	0.142239	0.416230	0.000						
Rho		-0.355987				$p < 0.000$			
Log likelihood		-268021.87				Número de observações		427658	
Wald chi2(29)		75179.81				$p < 0.000$			
Teste GSD chi2(13)		236.78				$p < 0.000$			
ASD		0.872143		GSD		0.859438 (0.1194)			
Probabilidades previstas	alfa1+alfa2	0.259441 (0.1871)		alfa1		0.161386 (0.1595)	alfa3		0.008640(0.0070)
Probabilidades condicionadas				s		0.872897 (0.1273)	e		0.013459(0.0133)
Pobreza crônica (estacionária)		0.200402 (0.2201)							

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD e de Rocha (2003).

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 *square root*). Em certa medida, sexo pode ter um efeito de maior propensão à pobreza do que cor, porque indivíduos não brancos podem estar inseridos em famílias maiores, com maior presença de crianças.

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 auxilia 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 A.3 do anexo A, identifica-se que nenhum dos conjuntos de parâmetros apresenta plena robustez a diferentes formas de avaliação, decorrência da própria eficiência do método de estimação. No entanto, a maioria dos parâmetros estimados pode ser considerada pouco sensível a essas diferenças, pela tabela A.2 do anexo A, apesar de serem significativamente diferentes. A maior sensibilidade é identificada na mudança dos indicadores de privação absoluta para os de privação relativa, 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), 86% decorrem 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% são fruto de características adversas entre os indivíduos, enquanto 96% decorrem 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; RETTORE; TRIVELLATO, 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 2), 69% decorrem de um problema crônico (propensão estacionária à pobreza de 0.20) e 31% surgem da vulnerabilidade dos indivíduos à mudança de estado (pobreza transitória de 0.09). 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 A.2 do anexo A).

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 destacados, sendo o nível de pobreza condicional (crônico) relativamente maior que o patamar observado.

TABELA 3

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

	Probabilidades s	condicionadas e	Pobreza			Transitória/ observada
			Observada	Crônica	Transitória	
Região						
Sudeste	0.886042	0.005574	0.115211	0.074987	0.040223	0.3491
Sul	0.883308	0.005536	0.114300	0.071552	0.042748	0.3740
Nordeste	0.932478	0.021454	0.407015	0.290789	0.116226	0.2856
Centro-Oeste	0.896284	0.014958	0.171764	0.172823	-0.001059	-0.0062
Norte	0.902962	0.016082	0.307629	0.189867	0.117761	0.3828
Escolaridade						
Sem formação	0.923615	0.025012	0.476701	0.286145	0.190557	0.3997
Primário incompleto	0.914135	0.017618	0.324938	0.217027	0.107912	0.3321
Primário completo	0.924598	0.006500	0.202526	0.123299	0.079227	0.3912
Fundamental completo	0.865007	0.006741	0.069556	0.075308	-0.005752	-0.0827
Cor/sexo						
Homem não branco	0.930886	0.014898	0.280198	0.218123	0.062075	0.2215
Mulher não branca	0.923427	0.013744	0.319462	0.192499	0.126963	0.3974
Homem branco	0.882867	0.007580	0.108306	0.090435	0.017871	0.1650
Mulher branca	0.871190	0.006903	0.121101	0.076873	0.044228	0.3652

Fonte: Elaboração própria a partir da PNAD.

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 expressivo entre os sem formação escolar e os com formação primária completa, no qual quase 40% da pobreza observada decorrem da vulnerabilidade dos indivíduos nos dois níveis de escolaridade. 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 à pobreza estacionária, são os que não apresentam perdas decorrentes de flutuação na pobreza.

A respeito da diferença de cor dos indivíduos, os não brancos apresentam os piores indicadores de pobreza, independentemente do sexo. Já as tendências que diferenciam homens e mulheres são semelhantes entre as cores. Os homens apresentam taxas de permanência e de transição mais elevadas, tendo, por consequência, maior propensão à pobreza crônica. No caso das mulheres, a pobreza observada é maior, em virtude do elevado componente transitório. Assim como na avaliação de Rocha (2003), verifica-se que as mulheres sofrem uma desvantagem pouco significativa em relação à pobreza observada. No entanto, identifica-se, também, que os componentes dessa pobreza são muito distintos entre homens e mulheres. Esse resultado pode ser decorrência da maior descontinuidade da inserção feminina no mercado de trabalho.

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 uniparentais e sem crianças presentes, além de deterem taxa de transição baixa, possuem elevado ganho transitório de bem-estar, apontando para a existência de um *trade-off* na decisão de constituir família.

Por outro lado, indivíduos em famílias com crianças, sendo o chefe mulher e solteira, estão sujeitos a maior vulnerabilidade do que em famílias idênticas, porém 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.¹⁰

10. Barros, Fox e Mendonça (1993) apontam que a desigualdade existente no mercado de trabalho entre homens e mulheres acaba se refletindo nas diferentes condições de vida das famílias que esses dois tipos de trabalhadores chefiavam. Leme e Wajzman (2000), por sua vez, evidenciam que muito dessa desigualdade é explicada por um efeito da discriminação entre os sexos.

TABELA 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					Não branco					
	s	E	C	T	T/(C+T)	s	e	C	T	T/(C+T)	
(1). Ocupado, sem ensino fundamental, casado, com crianças (0-15 anos) na família	0.9141	0.0093	0.1266	0.0647	0.3382	0.9382	0.0173	0.2493	0.1547	0.3829	
(2). (1) Não casado e sem crianças na família	0.8953	0.0078	0.0966	-0.052	-1.1757	0.9271	0.0139	0.1960	-0.1030	-1.1053	
(3). (2) Chefe homem com crianças na família	0.9151	0.0107	0.1405	0.0507	0.2652	0.9387	0.017	0.2483	0.1146	0.3158	
(4). (2) Chefe mulher com crianças na família	0.9098	0.0092	0.1203	0.1692	0.5845	0.9373	0.0167	0.2405	0.2723	0.5310	
(5). (1) Com fundamental completo	0.8656	0.0062	0.0654	-0.032	-0.9640	0.9105	0.0097	0.1379	-0.0260	-0.2269	
(6). (1) Desocupado	0.9027	0.0092	0.1177	0.3696	0.7585	0.9305	0.0161	0.2242	0.4321	0.6584	
(7). (1) Ocupado sem carteira e/ou não remunerado	0.918	0.0118	0.1573	0.1777	0.5304	0.9416	0.0214	0.2961	0.2866	0.4918	
(8). (1) Ocupado por conta própria	0.9123	0.0101	0.1335	0.0839	0.3859	0.9374	0.0191	0.2653	0.1754	0.3980	
(9). (1) Ocupado com carteira ou no setor público ¹	0.9142	0.0081	0.1137	0.0200	0.1496	0.9373	0.0141	0.2158	0.0764	0.2615	
(10). (1) Somente chefe mulher com emprego doméstico	0.9056	0.0096	0.1224	0.0677	0.3561	0.9320	0.0142	0.2071	0.2134	0.5075	

Fonte: Elaboração própria a partir da PNAD.

Nota: ¹ Não inclui empregado doméstico.

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, devido a sua favorecida inserção no mercado de trabalho. A discrepância evidenciada nos indicadores aponta que a educação é um fator de amplo poder explicativo para a posição relativa dos indivíduos na distribuição de renda como um todo, como sugerem Ferreira (2000), Ramos e Vieira (2000) e Menezes-Filho (2001).

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 (ver MACHADO; RIBAS, 2010). Tal resultado é esperado porque se trata de uma condição de ocupação transitória relacionada ao desempenho de curto prazo da economia. Isso leva a crer, como apontado por Ramos e Santana (1999), que a eliminação do desemprego na economia teria um efeito muito marginal sobre a redução do problema (crônico).

Nas posições de conta-própria ou de empregado sem carteira assinada, consideradas de caráter informal, dos chefes de família, identifica-se uma elevada participação do componente transitório na pobreza observada. Essa evidência ressalta a importância de não só proteger trabalhadores formais que perdem seu posto de trabalho com políticas compensatórias, como o seguro-desemprego, por exemplo. O efeito de queda na demanda agregada e na demanda por trabalho sobre empregos informais, enfatizada por Ferreira, Lanjouw e Neri (2000), também deve ser considerado.

Além dessa elevada perda de vulnerabilidade, os chefes nessa situação apresentam expressivo caráter crônico na pobreza dos membros de sua família. 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.

No que tange à empregada doméstica, nota-se uma situação um pouco melhor do que as acima descritas, tanto em relação à pobreza crônica quanto à pobreza transitória. Entretanto, para as não brancas, o componente transitório se sobressai ao crônico.

Por último, a taxa de persistência dos indivíduos em famílias chefiadas por não brancos é maior do que a dos 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 CONCLUSÃO

Com o intuito de decompor a pobreza em dois componentes, crônico e transitório, enfatizando esse problema como um fenômeno dinâmico, o método de estimação baseado em uma matriz de transição mostrou-se adequado para a aplicação em informações agregadas por coortes, embora limitações do método sejam assumidas. A extensão do intervalo de transição – dois em dois anos – e a agregação por grupos homogêneos ignoram a dinâmica intraperíodo e intragrupos, levando a uma possível superestimação da taxa de persistência e a uma subestimação da taxa de transição. 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.

Em relação aos resultados das regressões, 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. Nos demais períodos, esses efeitos foram mais próximos, com exceção da condição inicial, mais “perversa” no ano de 1993. Entretanto, composições familiares distintas sofreram impactos conjunturais distintos.

Nestes três regimes, o efeito relacionado ao período de nascimento indica que indivíduos mais velhos possuem menor propensão à pobreza, controlando as demais características. Da mesma forma, a cor do indivíduo é um fator determinante para explicar as condições iniciais e de permanência, porém não de transição, enquanto o efeito sexo aumenta a probabilidade de permanência na pobreza das mulheres e reduz as chances de transição delas, em caso de não pobreza.

Para os efeitos de escolaridade das pessoas, identifica-se que essa é a característica menos determinante da condição inicial. No entanto, seu efeito subsequente de permanência ou transição é considerado relativamente elevado. Entre os fatores não controlados no período de transição, evidencia-se que uma propensão maior à pobreza no futuro ocorre entre os menos propensos à pobreza no presente (inicial).

Analisando a dependência de estado na pobreza, corrobora-se a maior dificuldade de saída da situação de privação relativa quando comparada à de privação absoluta, apontada por Yaqub (2003). Logo, utilizando a primeira dessas definições, os resultados mostram que, de maneira geral, a pobreza no Brasil é essencialmente crônica.

Assim como sugerido pelo *Relatório sobre Pobreza Crônica 2004-2005* (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. Outro grupo identificado pelo modelo, também mais sujeito à pobreza crônica, é o de famílias chefiadas por ocupados no setor informal.

A maior pobreza observada entre mulheres, em comparação aos homens, decorre do caráter transitório. No âmbito familiar, indivíduos em famílias chefiadas por mulheres solteiras e com crianças são fortemente influenciados pelo componente transitório da pobreza, assim como aqueles chefiados por desocupados ou de ocupação informal.

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 maior atenção na acumulação de ativos por parte das famílias, como ganhos educacionais, condicionada a programas de redistribuição e de transferência de renda. Os grupos mais sujeitos à pobreza transitória carecem de melhores oportunidades de inserção e proteção no mercado de trabalho por meio de políticas de geração de emprego e renda e de seguridade social.

ABSTRACT

Although many studies have addressed poverty in Brazil, very few of them have analyzed its dynamic nature. This paper seeks to fill this gap using a pseudo-panel obtained from PNAD. The probabilities of falling to poverty and staying poor are estimated with a bivariate probit for grouped data. Our analysis distinguishes between persistent and observed components that can condition the probability of being poor and helps identify the groups that are particularly affected by either transient or chronic poverty. We find that between 1995 and 2003, 69% of urban poverty in Brazil was chronic and most of this level was simply due to an initial condition of poverty. Finally, since the availability of pseudo-panels is larger than that of panel data, future research can use our proposed method to analyze chronic and transient poverty in a larger number of countries.

REFERÊNCIAS

- AMIS, P. **Thinking about chronic urban poverty**. IDPM, University of Manchester, 2002 (CPRC Working Paper n.12).
- ARULAMPALAM, W.; BOOTH, A. L.; TAYLOR, M. P. Unemployment persistence. **Oxford Economic Papers**, v. 52, n. 1, p. 24-50, 2000.
- BARRIENTOS, A.; GORMAN, M.; HESLOP, M. Old age poverty in developing countries: contribution and dependence in later life. **World Development**, v. 31, n. 3, p. 555-570, Mar. 2003.
- _____; HULME, D.; SHEPHERD, A. Can social protection tackle chronic poverty? **The European Journal of Development Research**, v. 17, n. 1, p. 8-23, 2005.
- BARROS, R. P.; FOX, L.; MENDONÇA, R. **Poverty among female-headed households in Brazil**. Rio de Janeiro: Ipea, 1993 (Texto para Discussão, n. 310).
- _____; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil. In: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2000. p. 21-47.

BAULCH, B.; MASSET, E. Do monetary and nonmonetary indicators tell the same story about chronic poverty? A study of Vietnam in the 1990s. **World Development**, v. 31, n. 3, p. 441-453, Mar. 2003.

BIRD, K.; SHEPHERD, A. Livelihoods and chronic poverty in semi-arid Zimbabwe. **World Development**, v. 31, n. 3, p. 591-611, Mar. 2003.

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, n. 3.375).

BROWNING, M.; DEATON, A.; IRISH, M. A profitable approach to labor supply and commodity demands over the life-cycle. **Econometrica**, n. 53, p. 503-543, 1985.

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, Mar. 2002.

_____. **Modelling low pay transition probabilities, accounting for panel attrition, non-response, and initial conditions**. CESifo Group Munich, 2004 (CESifo Working Paper Series, n. 1232).

CPRC. Chronic Poverty Research Centre. **The Chronic Poverty Report 2004-2005**. Manchester: IDPM, University of Manchester, 2004.

CRUCES, G. **Income fluctuations, poverty and well-being over time: theory and application to Argentina**. Archive at WUSTL, Economics, Labor and Demography, 2005 (Working Paper, n. 0502007).

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. Os determinantes da desigualdade de renda no Brasil: luta de classes ou heterogeneidade educacional? In: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2000. p. 131-158.

_____; 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, n. 418).

_____; LITCHFIELD, J. A. Desigualdade, pobreza e bem-estar social no Brasil – 1981/95. In: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2000. p. 49-80.

_____; LEITE, P.; LITCHFIELD, J. **The rise and fall of Brazilian inequality, 1981-2004**. The World Bank, 2006 (Policy Research Working Paper Series 3867).

FOSTER, J. E ; 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.

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**. Berlin: 10th International Conference on Panel Data, July 2002.

GOODHAND, J. Enduring disorder and persistent poverty: a review of the linkages between war and chronic poverty. **World Development**, v. 31, n. 3, p. 631-648, 2003.

GOLGHER, A. B. Modelo profluo e indicadores derivados. In: RIOS-NETO, E. L. G.; RIANI, J. L. R. (Org.). **Introdução à demografia da educação**. Campinas: ABER, 2004. p. 159-208.

_____. **Diagnóstico do processo migratório no Brasil 2**: migração entre os estados brasileiros. Belo Horizonte: Cedeplar, 2006 (Texto para discussão, n. 283).

HARPER, C.; MARCUS, R.; MOORE, K. Enduring poverty and the conditions of childhood: lifecycle and intergenerational poverty transmissions. **World Development**, v. 31, n. 3, p. 535-554, Mar. 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, 1978. p. 227-269.

_____. Statistical models for discrete panel data. In: MANSKI, C. F.; McFADDEN, D. (Ed.). **Structural analysis of discrete data with econometric applications**. Cambridge, MA: MIT Press, 1981. cap. 3. p. 114-178.

HENRIQUES, R. **Desigualdade racial no Brasil**: evolução das condições de vida na década de 90. Rio de Janeiro: Ipea, 2001 (Texto para Discussão, n. 807).

HULME, D.; SHEPHERD, A. Conceptualizing chronic poverty. **World Development**, v. 31, n. 3, p. 403-423, Mar. 2003.

IADB. The Inter-American Development Banks. **The path out of poverty**: The Inter-American Development Bank's approach to reducing poverty. Washington, DC: Sustainable Development Department of IADB, 1998.

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

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

LEME, M. C. S.; WAJNMAN, S. Tendências de coorte nos diferenciais de rendimentos por sexo. In: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2000. p. 251-270.

LWANGA NTALE, C.; NDAZIBONEYE, B.; NALUGO, J. **Chronic poverty and disability in Uganda**. Manchester: IDPM, University of Manchester, 2002 (CPRC Working Paper).

MACHADO, A. F.; RIBAS, R. P. Do changes in the labour market take families out of poverty? Determinants of exiting poverty in Brazilian metropolitan regions. **Journal of Development Studies**, v. 46, p. 1.503-1.522, 2010.

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, n. 15).

MEHTA, A. K.; SHAH, A. Chronic poverty in India: incidence, causes and policies. **World Development**, v. 31, n. 3, p. 491-511, Mar. 2003.

MENEZES-FILHO, N. A. Educação e desigualdade. In: LISBOA, M. B.; MENEZES-FILHO, N. A. **Microeconomia e sociedade no Brasil**. Rio de Janeiro: Contra Capa, 2001. p. 13-49.

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

PRITCHETT, L.; SURYAHADI, A.; SUMARTO, S. **Quantifying vulnerability to poverty: a proposed measure, applied to Indonesia**. Washington, DC: World Bank, 2000 (Working Paper Series, n. 2.437).

RAMOS, C. A.; SANTANA, R. Desemprego, pobreza e desigualdade. **Conjuntura e Análise**, Rio de Janeiro: Ipea/MTb, v. 4, n. 11, p. 23-27, 1999.

RAMOS, L.; VIEIRA, M. L. Determinantes da desigualdade de rendimentos no Brasil nos anos 90: discriminação, segmentação e heterogeneidade dos trabalhadores. In: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2000. p. 159-176.

RAVALLION, M. Expected poverty under risk-induced welfare variability. **Economic Journal**, v. 98, p. 1.171-1.182, Dec. 1988.

RIBAS, R. P.; MACHADO, A. F. A imputação da renda não-trabalho na Pesquisa Mensal de Emprego. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 39, p. 365-396, 2009.

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

SAHN, D.; STIFFEL, D. Poverty comparisons over time and across countries in Africa. **World Development**, v. 28, p. 2.123-2.155, 2000.

SEN, B. Drivers of escape and descent: changing household fortunes in rural Bangladesh. **World Development**, v. 31, n. 3, p. 513-534, 2003.

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, n. 21).

YEO, R.; MOORE, K. Including disabled people in poverty reduction work: “nothing about us, without us”. **World Development**, v. 31, n. 3, p. 571-590, Mar. 2003.

(Originais submetidos em outubro de 2010. Última versão recebido em junho de 2011.
Aprovada em junho de 2011.)

APÊNDICE A

MEDIDAS DE DEPENDÊNCIA DE ESTADO

Para medir a ASD observada, Cappellari e Jenkins (2002) propõem o cálculo da diferença entre a probabilidade de estar pobre para aqueles que foram pobres no período anterior e a probabilidade de estar pobre para aqueles que não eram pobres. ASD é representada por:

$$ASD = \left(\frac{\sum_{j \in \{P_{jd-1}=1\}} \Pr(P_{jd} = 1 | P_{jd-1} = 1)}{\sum_j P_{jd-1}} \right) - \left(\frac{\sum_{j \in \{P_{jd-1}=0\}} \Pr(P_{jd} = 1 | P_{jd-1} = 0)}{\sum_j (1 - P_{jd-1})} \right)$$

A medida da GSD, também proposta pelos autores, é a diferença média entre a probabilidade predita de estar pobre condicionado à pobreza no período *d* e a probabilidade predita de estar pobre condicionado à não pobreza no período anterior. GSD é representada por:

$$GSD = \left(\frac{1}{J} \right) \sum_{j=1}^J \Pr(P_{jd} = 1 | P_{jd-1} = 1) - \Pr(P_{jd} = 1 | P_{jd-1} = 0)$$

Este artigo propõe uma forma geral para essas duas medidas, válidas somente para casos de pobreza medida de forma individual e discreta. A medida proposta para a ASD é dada pela 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:

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

Por sua vez, a medida de GSD é derivada do cálculo da diferença entre as taxas, para cada indivíduo e representada por:

$$GSD = \left(\frac{1}{J} \right) \sum_{j=1}^J (s_j - e_j) \tag{A.2}$$

O cálculo dessa GSD, que tem por referência o indivíduo como unidade de análise, assegura que tanto a heterogeneidade observada como a não observada estão sendo controladas.

As expressões (A.1) e (A.2) podem ser utilizadas para medir dependência de estado tanto em casos de avaliação discreta individual quanto em casos de avaliação contínua e/ou de proporções, como realizada neste estudo.

APÊNDICE B

CÁLCULO DOS EFEITOS MARGINAIS

Os efeitos marginais das variáveis sobre a probabilidade em cada regime, na expressão (14) são obtidos da seguinte forma:

$$\begin{aligned} \frac{\partial E [P_{jd-1} | z_j]}{\partial h_j} &= \phi(z'_j \beta + \mu_{d-1}) \cdot \beta_b \\ \frac{\partial E [Per_{jd} | z_j, x_j]}{\partial h_j} &= \phi(x'_j \gamma_1 + \omega_{1,d-1}) \cdot \Phi \left[\frac{(z'_j \beta + \mu_{d-1} - \rho \cdot (x'_j \gamma_1 + \omega_{1,d-1})) / \sqrt{1 - \rho^2}}{+ \omega_{1,d-1}} \right] \cdot \gamma_{1b} \\ \frac{\partial E [Tran_{jd} | z_j, x_j]}{\partial h_j} &= \phi(x'_j \gamma_2 + \omega_{2,d-1}) \cdot \Phi \left[\frac{(-z'_j \beta - \mu_{d-1} + \rho \cdot (x'_j \gamma_2 + \omega_{2,d-1})) / \sqrt{1 - \rho^2}}{+ \omega_{2,d-1}} \right] \cdot \gamma_{2b} \quad (B.1) \end{aligned}$$

onde h_j é a variável contida em z_j e x_j . Ou, no caso de variáveis discretas, os efeitos marginais podem ser calculados da seguinte forma:

$$\begin{aligned} \frac{\partial E [P_{jd-1} | z_j]}{\partial h_j} &= \Phi(z'_j \beta + \mu_{d-1} | h_j = 1) - \Phi(z'_j \beta + \mu_{d-1} | h_j = 0), \\ \frac{\partial E [Per_{jd} | z_j, x_j]}{\partial h_j} &= \Phi_2(z'_j \beta + \mu_{d-1}, x'_j \gamma_1 + \omega_{1,d-1}; \rho | h_j = 1) \\ &\quad - \Phi_2(z'_j \beta + \mu_{d-1}, x'_j \gamma_1 + \omega_{1,d-1}; \rho | h_j = 0), \\ \frac{\partial E [Tran_{jd} | z_j, x_j]}{\partial h_j} &= \Phi_2(-z'_j \beta - \mu_{d-1}, x'_j \gamma_2 + \omega_{2,d-1}; -\rho | h_j = 1) \\ &\quad - \Phi_2(-z'_j \beta - \mu_{d-1}, x'_j \gamma_2 + \omega_{2,d-1}; -\rho | h_j = 0) \quad (B.2) \end{aligned}$$

onde h_j é uma variável binária.

ANEXO A

TABELA A.1

Brasil: valor, em R\$, das linhas de pobreza relativa baseadas na distribuição de renda equivalente entre indivíduos - 1993, 1995, 1997, 1999, 2001 e 2003

Ano 1993	<i>Per capita</i>	<i>Square root</i>	OECD	McClements
50% da mediana	72.85	147.04	68.98	72.29
60% da mediana	87.42	176.45	82.78	86.74
70% da mediana	101.99	205.85	96.57	101.20
80% da mediana	116.56	235.26	110.37	115.66
Ano 1995				
Mediana	193.06	380.07	182.65	192.17
50% da mediana	96.53	190.03	91.32	96.08
60% da mediana	115.84	228.04	109.59	115.30
70% da mediana	135.14	266.05	127.85	134.52
80% da mediana	154.45	304.05	146.12	153.73
Ano 1997				
Mediana	194.20	379.11	184.70	193.42
50% da mediana	97.10	189.56	92.35	96.71
60% da mediana	116.52	227.47	110.82	116.05
70% da mediana	135.94	265.38	129.29	135.39
80% da mediana	155.36	303.29	147.76	154.74
Ano 1999				
Mediana	190.50	363.80	179.42	188.53
50% da mediana	95.25	181.90	89.71	94.27
60% da mediana	114.30	218.28	107.65	113.12
70% da mediana	133.35	254.66	125.60	131.97
80% da mediana	152.40	291.04	143.54	150.82
Ano 2001				
Mediana	188.59	358.20	181.08	187.16
50% da mediana	94.30	179.10	90.54	93.58
60% da mediana	113.15	214.92	108.65	112.29
70% da mediana	132.01	250.74	126.76	131.01
80% da mediana	150.87	286.56	144.87	149.73
Ano 2003				
Mediana	180.80	342.57	175.00	180.00
50% da mediana	90.40	171.29	87.50	90.00
60% da mediana	108.48	205.54	105.00	108.00
70% da mediana	126.56	239.80	122.50	126.00
80% da mediana	144.64	274.06	140.00	144.00
80% da mediana	144.64	274.06	140.00	144.00
80% da mediana	144.64	274.06	140.00	144.00

Fonte: Elaboração própria a partir da PNAD.

Nota: A renda familiar foi deflacionada espacialmente pelo índice de Ferreira, Lanjouw e Neri (2000), com área metropolitana de SP como referência, e temporalmente pelo INPC/IBGE, com ano base 2003.

TABELA A.2
Efeitos marginais e indicadores agregados estimados para diferentes linhas de pobreza

Inicial/efeito marginal	60% per capita	50% per capita	70% per capita	80% per capita	60% square root	60% OECD	60% McClements	Indigência	Pobreza absoluta
$d-1 = 1993$	0.01885	0.01326	0.02079	0.02799	0.02417	0.00821	0.01579	0.02724	0.14224
$d-1 = 1995$	0.00840	0.00583	0.00544	0.00587	0.01092	-0.00233	0.00814	-0.00245	0.00785
$d-1 = 1997$	0.00738	0.00722	0.00760	0.00396	0.01135	0.00105	0.00786	0.00141	0.00015
$d-1 = 1999$	0.00978	0.00278	0.00943	0.00948	0.00594	0.00095	0.00763	0.00079	0.01546
Nascidos entre 1961 e 1968	0.14733	0.11636	0.17626	0.19888	0.13532	0.11226	0.13380	0.04617	0.19995
Nascidos entre 1953 e 1960	0.07331	0.05821	0.09034	0.10373	0.06159	0.05263	0.06627	0.02308	0.10450
Não branco	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
Primário incompleto	0.02001	0.01127	0.02679	0.03214	0.02167	0.01690	0.01539	0.00022	0.01139
Primário completo	0.00906	0.00510	0.01116	0.01425	0.00922	0.00759	0.00662	-0.00134	0.00472
Regiões Sul e Sudeste	-0.08220	-0.06561	-0.09681	-0.11163	-0.07227	-0.04321	-0.07736	-0.00523	-0.05974
Região Nordeste	0.09489	0.07535	0.11215	0.12278	0.09844	0.06608	0.08539	0.02675	0.05949
Pai sem escolaridade	0.12429	0.05633	0.23116	0.32418	0.16007	0.06150	0.12531	0.02085	0.24877
Pai com primário incompleto	-0.13635	-0.17733	-0.05753	0.01583	-0.11034	-0.14118	-0.12740	-0.11179	-0.03366
Pai com primário completo	-0.03650	-0.08790	0.05679	0.12652	0.01156	-0.04080	-0.03099	-0.02414	0.16518
Pai com fundamental completo	-0.36421	-0.38536	-0.31343	-0.27247	-0.29773	-0.29680	-0.33919	-0.17341	-0.28657
Mãe sem escolaridade	0.61192	0.52345	0.67960	0.69933	0.53167	0.48274	0.54932	0.19710	0.82907
Mãe com primário incompleto	0.34294	0.30947	0.37246	0.36081	0.34037	0.26491	0.29200	0.13382	0.46018
Mãe com primário completo	0.39629	0.34771	0.42845	0.43781	0.32957	0.26649	0.34323	0.12588	0.41465
Mãe com fundamental completo	0.00179	-0.01663	0.10030	0.09606	0.00443	-0.00717	-0.06792	-0.04205	0.13383
Permanência									
$d-1 = 1993$	0.15576	0.11025	0.19776	0.24473	0.14507	0.09667	0.13679	0.03256	0.24786
$d-1 = 1995$	0.14977	0.10721	0.19114	0.23433	0.13999	0.09344	0.13322	0.03026	0.23016

(continua)

(continuação)	60% per capita	50% per capita	70% per capita	80% per capita	60% square root	60% OECD	60% McClements	Indigência	Pobreza absoluta
Inicial/efeito marginal									
$d_{-1} = 1997$	0.15002	0.10610	0.19274	0.23445	0.13927	0.09551	0.13352	0.03164	0.23650
$d_{-1} = 1999$	0.14825	0.10338	0.19053	0.23372	0.13455	0.09508	0.13066	0.03100	0.23198
Nascidos entre 1961 e 1968	0.23763	0.17852	0.29819	0.35462	0.22069	0.16782	0.21479	0.06241	0.35684
Nascidos entre 1953 e 1960	0.18730	0.13801	0.24139	0.29319	0.17186	0.12713	0.16832	0.04656	0.29657
Não branco	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
Primário incompleto	0.15347	0.10786	0.20057	0.24643	0.14685	0.10390	0.13521	0.03114	0.23620
Primário completo	0.14530	0.10383	0.18890	0.23219	0.13797	0.09756	0.12914	0.03107	0.23141
Regiões Sul e Sudeste	0.10408	0.07268	0.13993	0.17454	0.10111	0.07451	0.09095	0.02952	0.20085
Região Nordeste	0.20974	0.15573	0.26395	0.31593	0.20586	0.14180	0.18799	0.04907	0.27175
Transição									
$d_{-1} = 1993$	0.00379	0.00283	0.00064	0.00061	-0.00077	-0.00023	0.00319	-0.00457	-0.01038
$d_{-1} = 1995$	0.00756	0.00675	0.00571	0.00407	0.00425	0.00579	0.00528	0.00255	-0.00127
$d_{-1} = 1997$	0.00878	0.00327	0.00538	0.00864	-0.00027	0.00270	0.00374	0.00065	0.00299
$d_{-1} = 1999$	0.00356	0.00450	0.00206	0.00345	0.00067	0.00314	0.00161	0.00076	-0.00246
Nascidos entre 1961 e 1968	0.00398	0.00380	0.00450	0.00461	0.00094	0.00217	0.00410	0.00116	0.00176
Nascidos entre 1953 e 1960	0.00042	0.00116	0.00028	-0.00019	-0.00071	0.00082	0.00087	0.00031	-0.00052
Não branco	-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
Primário incompleto	0.00540	0.00691	0.00572	0.00382	0.00661	0.00637	0.00571	0.00366	0.00120

(continua)

(continuação)	60% per capita	50% per capita	70% per capita	80% per capita	60% square root	60% OECD	60% McClements	Indigência	Pobreza absoluta
Inicial/efeito marginal									
Primário completo	-0.00118	-0.00003	-0.00106	-0.00136	-0.00054	0.00050	-0.00074	0.00096	-0.00091
Regiões Sul e Sudeste	-0.00583	-0.00458	-0.00577	-0.00557	-0.00574	-0.00437	-0.00531	-0.00134	-0.00117
Região Nordeste	-0.00006	0.00064	0.00005	0.00085	-0.00006	0.00039	0.00055	0.00184	0.00070
rho	-0.32184	-0.29312	-0.41100	-0.42747	-0.38188	-0.47381	-0.33875	-0.23771	-0.35599
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
Pd - 1 (alfa 1 + 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
Pobreza crônica (estacionária)	0.1468	0.1194	0.1916	0.2120	0.1317	0.1233	0.1431	0.0472	0.2004
Pobreza absoluta	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).

TABELA A.3
Teste de sensibilidade dos parâmetros na variação da linha de pobreza e da escala de equivalência

conjunto de covariáveis		[renda escala unitária e linha 60% da mediana]beta=									
condição inicial		[50%].lb	[70%].lb	[80%].lb	[indigência].lb	[pobreza absoluta].lb	[square root].lb	[OECD].lb	[McCle-ments].lb		
Todo vetor	ch2 (22) Prob > ch2	9.30E+06 0.000	8.30E+06 0.000	1.60E+07 0.000	2.80E+07 0.000	1.50E+07 0.000	3.80E+05 0.000	6.80E+06 0.000	3.00E+06 0.000		
Período/anos	ch2 (4) Prob > ch2	17766.3 0.000	4817.0 0.000	11745.8 0.000	1.70E+05 0.000	1.20E+06 0.000	20878.0 0.000	23125.0 0.000	9891.1 0.000		
Nascimento	ch2 (2) Prob > ch2	4768.5 0.000	7240.0 0.000	9585.3 0.000	23846.3 0.000	4397.5 0.000	14415.0 0.000	3595.3 0.000	10867.4 0.000		
Cor	ch2 (1) Prob > ch2	109.9 0.000	107.2 0.000	101.0 0.000	46.79 0.000	2147.9 0.000	1226.2 0.000	4371.5 0.000	4.04 0.0444		
Sexo	ch2 (1) Prob > ch2	7.60 0.0059	623.5 0.000	968.5 0.000	1006.7 0.000	1014.4 0.000	20600.3 0.000	1.10E+06 0.000	53.92 0.000		
Escolaridade	ch2 (3) Prob > ch2	1035.3 0.000	981.2 0.000	758.3 0.000	3193.5 0.000	1868.5 0.000	4949.8 0.000	2817.1 0.000	2278.3 0.000		
Região	ch2 (2) Prob > ch2	2356.3 0.000	1858.5 0.000	1858.1 0.000	2.30E+05 0.000	6.20E+05 0.000	9747.5 0.000	1.00E+05 0.000	7515.3 0.000		
Permanência											
Todo vetor	ch2 (14) Prob > ch2	29391.7 0.000	13667.5 0.000	20134.7 0.000	16000 0.000	33000 0.000	56395.8 0.000	37957.8 0.000	18224.2 0.000		
Período/anos	ch2 (4) Prob > ch2	26965 0.000	8748.1 0.000	7464.8 0.000	150000 0.000	300000 0.000	43653.1 0.000	25154.8 0.000	15640.6 0.000		
Nascimento	ch2 (2) Prob > ch2	119.2 0.000	379.3 0.000	176 0.000	1836.1 0.000	2129.4 0.000	7034.9 0.000	6093.8 0.000	25.83 0.000		
Cor	ch2 (1) Prob > ch2	128.9 0.000	762.4 0.000	71.96 0.000	0.08 0.7744	159.9 0.000	446.9 0.000	435.3 0.000	611.1 0.000		

(continua)

(continuação)	[renda escala unitária e linha 60% da mediana]beta=									
conjunto de covariáveis	[50%]b	[70%]b	[80%]b	[indigência]b	[pobreza absoluta]b	[square root]b	[OECD]b	[McCle-ments]b		
condição inicial										
Sexo	76.32	1863.6	1284.4	17.67	537.1	1863.5	6.27	5.43		
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0123	0.0199		
Prob > chi2										
Escolaridade	183.1	575.5	3334.4	317.6	3971.5	596.7	659.2	322.6		
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000		
Prob > chi2										
Região	453.7	1993.8	488.6	3776.7	823.7	853.9	2553	593.2		
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000		
Prob > chi2										
Transição										
Todo vetor	22885.3	20959.5	17735.8	55383.8	81227.2	38396.4	27437.5	19971.3		
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000		
Prob > chi2										
Período/anos	13098.4	5568.9	5184.9	24728.8	52718.6	26346.4	11822.7	16705.1		
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000		
Prob > chi2										
Nascimento	877.5	66.83	302.9	1822.2	614.1	6952.2	5026.9	549.3		
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000		
Prob > chi2										
Cor	375.8	207.8	39.33	127.6	567.2	39.84	751.8	284.8		
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000		
Prob > chi2										
Sexo	201.2	970.3	850.1	220.9	1.45	47.07	476	184.3		
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.2292	0.0000	0.0000	0.0000		
Prob > chi2										
Escolaridade	1628.2	382.8	1629.8	3658.8	3225.9	387.1	2175.8	632.8		
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000		
Prob > chi2										
Região	933.7	956.7	445.7	3030.4	5773.9	51.98	1669.9	868.6		
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000		
Prob > chi2										
rho	70.41	953.8	974.1	117	76.11	303.8	772.9	66.24		
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000		
Prob > chi2										

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

Nota: Os testes apresentados verificam a diferença entre os parâmetros das regressões com diferentes definições de pobreza. A hipótese nula do teste é que os coeficientes são iguais entre duas regressões para um conjunto específico de covariáveis.

TABELA A.4
Resultados da regressão: linha de pobreza 50% da mediana da renda familiar *per capita*

Covariáveis	Condição inicial			Permanência			Transição		
	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z
d-1 = 1993	0.013260	0.068076	0.000	0.110249	0.118846	0.000	0.002828	0.149962	0.000
d-1 = 1995	0.005834	0.030366	0.000	0.107211	0.339973	0.000	0.006746	0.306757	0.000
d-1 = 1997	0.007220	0.037481	0.000	0.106096	0.157618	0.000	0.003270	0.169255	0.000
d-1 = 1999	0.002783	0.014570	0.000	0.103380	0.211492	0.000	0.004495	0.220339	0.000
Nascidos entre 1961 e 1968	0.116360	0.573970	0.000	0.178517	0.396668	0.000	0.003799	0.220000	0.000
Nascidos entre 1953 e 1960	0.058211	0.289844	0.000	0.138013	0.070069	0.000	0.001162	0.073933	0.000
Não branco	0.013430	0.070331	0.000	0.106566	0.079201	0.000	0.000563	0.038241	0.000
Mulher	0.009872	0.052043	0.000	0.102284	-0.067765	0.000	-0.001335	-0.068716	0.000
Sem escolaridade	-0.000041	-0.000214	0.945	0.098567	0.018373	0.009	0.006909	0.296720	0.000
Primário incompleto	0.011275	0.057830	0.000	0.107860	0.019081	0.001	0.006912	0.302017	0.000
Primário completo	0.005104	0.026696	0.000	0.103833	0.171942	0.000	-0.000030	0.004514	0.109
Regiões Sul e Sudeste	-0.065613	-0.337278	0.000	0.072681	0.119392	0.000	-0.004577	-0.242484	0.000
Região Nordeste	0.075348	0.357728	0.000	0.155726	0.084179	0.000	0.000635	0.046944	0.000
Constante	-	-3.128873	0.000	-	1.283037	0.000	-	-2.707676	0.000
Variáveis instrumentais									
Pai sem escolaridade	0.056333	0.287112	0.000						
Pai com primário incompleto	-0.177333	-0.903812	0.000						
Pai com primário completo	-0.087900	-0.448003	0.000						
Pai com fundamental completo	-0.385356	-1.964044	0.000						
Mãe sem escolaridade	0.523448	2.667861	0.000						
Mãe com primário incompleto	0.309472	1.577287	0.000						
Mãe com primário completo	0.347707	1.772158	0.000						
Mãe com fundamental completo	-0.016626	-0.084740	0.015						

(continua)

(continuação)	Condição inicial			Permanência			Transição		
	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z
Covariáveis									
rho		-0.321840				p < 0.000			
Log likelihood		-210092.03				Número de observações			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)
Probabilidades preditas	alfa1+alfa2	0.161386	(0.1595)	alfa1	0.149474	(0.1515)	alfa3	0.007035	(0.0044)
Probabilidades condicionadas				s	0.895153	(0.0571)	e	0.009826	(0.0091)
Pobreza crónica (estacionária)		0.119354	(0.1318)						

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD.

TABELA A.5
Resultados da regressão: linha de pobreza 60% da mediana da renda familiar per capita

Covariáveis	Condição inicial			Permanência			Transição		
	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z
d-1 = 1993	0.018851	0.077934	0.000	0.155759	0.232352	0.000	0.003795	0.192178	0.000
d-1 = 1995	0.008405	0.035199	0.000	0.149774	0.392453	0.000	0.007558	0.333203	0.000
d-1 = 1997	0.007378	0.030939	0.000	0.150021	0.484468	0.000	0.008777	0.373412	0.000
d-1 = 1999	0.009783	0.040894	0.000	0.148248	0.205080	0.000	0.003564	0.181264	0.000
Nascidos entre 1961 e 1968	0.147327	0.592759	0.000	0.237628	0.413539	0.000	0.003980	0.230896	0.000
Nascidos entre 1953 e 1960	0.073314	0.296382	0.000	0.187301	0.089590	0.000	0.000421	0.035796	0.000
Não branco	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
Primário incompleto	0.020010	0.082173	0.000	0.153471	-0.001437	0.793	0.005402	0.249102	0.000
Primário completo	0.009057	0.038066	0.000	0.145297	0.141798	0.000	-0.001177	-0.059084	0.000
Regiões Sul e Sudeste	-0.082197	-0.341671	0.000	0.104079	0.083233	0.000	-0.005833	-0.298993	0.000
Região Nordeste	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									
Variáveis instrumentais	0.124290	0.551496	0.000						
Pai sem escolaridade	-0.136351	-0.605012	0.000						
Pai com primário incompleto	-0.036498	-0.161949	0.000						
Pai com primário completo	-0.364212	-1.616069	0.000						
Pai com fundamental completo	0.611922	2.715203	0.000						
Mãe sem escolaridade	0.342938	1.521674	0.000						
Mãe com primário incompleto	0.396289	1.758403	0.000						
Mãe com primário completo	0.001794	0.007963	0.806						

(continua)

(continuação)	Condição inicial			Permanência			Transição		
	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z
rho		-0.321840				p < 0.000			
Log likelihood		-210092.03				Número de observações			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)
Probabilidades preditas	alfa1+alfa2	0.205955	(0.1867)	alfa1		0.191822		alfa3	(0.1789)
Probabilidades condicionadas				s		0.899765		e	(0.0635)
Pobreza crónica (estacionária)		0.146837	(0.1655)						

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD.

TABELA A.6
Resultados da regressão: linha de pobreza 70% da mediana da renda familiar per capita

Covariáveis	Condição inicial			Permanência			Transição		
	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z
d-1 = 1993	0.020792	0.073723	0.000	0.197758	0.081246	0.000	0.000637	0.035543	0.000
d-1 = 1995	0.005444	0.019568	0.000	0.191144	0.396110	0.000	0.005705	0.228820	0.000
d-1 = 1997	0.007604	0.027279	0.000	0.192745	0.388407	0.000	0.005380	0.218106	0.000
d-1 = 1999	0.009435	0.033784	0.000	0.190528	0.161855	0.000	0.002061	0.095189	0.000
Nascidos entre 1961 e 1968	0.176261	0.612487	0.000	0.298186	0.368722	0.000	0.004503	0.215885	0.000
Nascidos entre 1953 e 1960	0.090342	0.313786	0.000	0.241394	0.063419	0.000	0.000281	0.022945	0.000
Não branco	0.019455	0.070044	0.000	0.191295	0.051568	0.000	0.000459	0.027537	0.000
Mulher	0.013225	0.047828	0.000	0.185598	-0.022605	0.000	-0.002101	-0.090126	0.000
Sem escolaridade	0.006788	0.024321	0.000	0.183659	-0.067121	0.000	0.006722	0.251104	0.000
Primário incompleto	0.026795	0.094042	0.000	0.200565	-0.058712	0.000	0.005724	0.224711	0.000
Primário completo	0.011159	0.040056	0.000	0.188905	0.088870	0.000	-0.001064	-0.043967	0.000
Regiões Sul e Sudeste	-0.096808	-0.344890	0.000	0.139935	0.034130	0.000	-0.005771	-0.249962	0.000
Região Nordeste	0.112153	0.377256	0.000	0.263951	0.013046	0.000	0.000047	0.014186	0.000
Constante	-	-3.442336	0.000	-	1.518312	0.000	-	-2.493925	0.000
Variáveis instrumentais									
Variáveis instrumentais	-0.057527	-0.231997	0.000						
Pai sem escolaridade	0.056791	0.229031	0.000						
Pai com primário incompleto	-0.313426	-1.264004	0.000						
Pai com primário completo	0.679599	2.740730	0.000						
Pai com fundamental completo	0.372461	1.502085	0.000						
Mãe sem escolaridade	0.428452	1.727888	0.000						
Mãe com primário incompleto	0.100296	0.404479	0.000						
Mãe com primário completo	0.231161	0.932243	0.000						

(continua)

(continuação)	Condição inicial			Permanência			Transição		
	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z
rho		-0.410998				p < 0.000			
Log likelihood		-230762.06				Número de observações			427658
Wald chi2(29)		81386.77				p < 0.000			
Teste GSD chi2(13)		843.17				p < 0.000			
ASD		0.928735				GSD			0.896539 (0.0528)
Probabilidades preditas	alfa1+alfa2	0.249041	(0.2087)	alfa1	0.234133	(0.2015)	alfa3	0.008523	(0.0048)
Probabilidades condicionadas				s	0.911146	(0.0588)	e	0.014607	(0.0146)
Pobreza crónica (estacionária)		0.191593	(0.1927)						

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD.

TABELA A.7
Resultados da regressão: linha de indigência da renda familiar *per capita*

Covariáveis	Condição inicial			Permanência			Transição		
	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z
d-1 = 1993	0.027238	0.270579	0.000	0.032557	-1.038816	0.000	-0.004572	-0.783946	0.000
d-1 = 1995	-0.002455	-0.028584	0.000	0.030255	0.160690	0.000	0.002554	0.224423	0.000
d-1 = 1997	0.001414	0.016089	0.000	0.031635	-0.008522	0.061	0.000652	0.067201	0.000
d-1 = 1999	0.000793	0.009052	0.000	0.031005	-0.030163	0.000	0.000762	0.077443	0.000
Nascidos entre 1961 e 1968	0.046174	0.483574	0.000	0.062406	0.322272	0.000	0.001158	0.123337	0.000
Nascidos entre 1953 e 1960	0.023084	0.246615	0.000	0.046563	0.135562	0.000	0.000311	0.035445	0.000
Não branco	0.005501	0.062699	0.000	0.034301	0.101324	0.000	0.000351	0.038950	0.000
Mulher	0.005613	0.064568	0.000	0.032927	-0.069032	0.000	-0.000127	-0.011520	0.000
Sem escolaridade	-0.001656	-0.019252	0.000	0.030147	0.079318	0.000	0.005434	0.377549	0.000
Primário incompleto	0.000218	0.002494	0.351	0.031145	0.028779	0.000	0.003664	0.288525	0.000
Primário completo	-0.001338	-0.015426	0.000	0.031074	0.166648	0.000	0.000962	0.098423	0.000
Regiões Sul e Sudeste	-0.005226	-0.059609	0.000	0.029518	0.207964	0.000	-0.001345	-0.137298	0.000
Região Nordeste	0.026745	0.272594	0.000	0.049070	-0.019531	0.000	0.001837	0.176017	0.000
Constante	-	-3.176137	0.000	-	1.255201	0.000	-	-2.805190	0.000
Variáveis instrumentais									
Variáveis instrumentais	0.020853	0.198731	0.000						
Pai sem escolaridade	-0.111790	-1.065389	0.000						
Pai com primário incompleto	-0.024140	-0.230063	0.000						
Pai com primário completo	-0.173408	-1.652620	0.000						
Pai com fundamental completo	0.197095	1.878371	0.000						
Mãe sem escolaridade	0.133822	1.275355	0.000						
Mãe com primário incompleto	0.125875	1.199626	0.000						
Mãe com primário completo	-0.042054	-0.400784	0.000						

(continua)

(continuação)	Condição inicial			Permanência			Transição		
	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z
Covariáveis									
rho		-0.237711				p < 0.000			
Log likelihood		-107988.06				Número de observações			427658
Wald chi2(29)		19771.01				p < 0.000			
Teste GSD chi2(13)		516.99				p < 0.000			
ASD		0.795168		GSD	0.798574	(0.1400)			
Probabilidades preditas	alfa1+alfa2	0.059030	(0.0596)	alfa1	0.047345	(0.0482)	alfa3	0.005022	(0.0045)
Probabilidades condicionadas				s	0.804099	(0.1427)	e	0.005526	(0.0055)
Pobreza crónica (estacionária)		0.047167	(0.0548)						

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD, e Rocha (2003)

TABELA A.8
Resultados da regressão: linha de pobreza 60% da mediana da renda equivalente de escala *square root*

Covariáveis	Condição inicial			Permanência			Transição		
	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z
d-1 = 1993	0.024166	0.102196	0.000	0.145068	-0.173233	0.000	-0.000767	-0.037639	0.000
d-1 = 1995	0.010921	0.046982	0.000	0.139994	0.067220	0.000	0.004249	0.201529	0.000
d-1 = 1997	0.011354	0.048818	0.000	0.139265	0.011548	0.001	-0.000271	-0.010256	0.008
d-1 = 1999	0.005943	0.025736	0.000	0.134547	-0.016230	0.000	0.000670	0.039482	0.000
Nascidos entre 1961 e 1968	0.135318	0.561636	0.000	0.220692	0.215637	0.000	0.000938	0.060375	0.000
Nascidos entre 1953 e 1960	0.061587	0.257916	0.000	0.171859	0.027307	0.000	-0.000714	-0.032764	0.000
Não branco	0.013121	0.057091	0.000	0.138359	0.057612	0.000	0.000218	0.016193	0.000
Mulher	0.018328	0.080202	0.000	0.138979	-0.012184	0.000	-0.000769	-0.036932	0.000
Sem escolaridade	0.016826	0.071350	0.000	0.143493	-0.050303	0.000	0.007667	0.310094	0.000
Primário incompleto	0.021665	0.091355	0.000	0.146851	-0.064498	0.000	0.006612	0.280966	0.000
Primário completo	0.009219	0.039936	0.000	0.137969	0.093321	0.000	-0.000542	-0.025264	0.000
Regiões Sul e Sudeste	-0.072271	-0.310112	0.000	0.101106	0.123053	0.000	-0.005738	-0.289424	0.000
Região Nordeste	0.098438	0.391020	0.000	0.205859	0.068383	0.000	-0.000062	0.005511	0.121
Constante	-	-3.249897	0.000	-	1.709869	0.000	-	-2.418109	0.000
Variáveis instrumentais									
Variáveis instrumentais	-0.110339	-0.497916	0.000						
Pai sem escolaridade	0.011563	0.052180	0.007						
Pai com primário incompleto	-0.297725	-1.343519	0.000						
Pai com primário completo	0.531666	2.399204	0.000						
Pai com fundamental completo	0.340373	1.535974	0.000						
Mãe sem escolaridade	0.329565	1.487201	0.000						
Mãe com primário incompleto	0.004428	0.019981	0.478						
Mãe com primário completo	0.024166	0.102196	0.000						

(continua)

(continuação)	Condição inicial			Permanência			Transição		
	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z
Covariáveis									
rho		-0.381881				p < 0.000			
Log likelihood		-206612.92				Número de observações			427658
Wald chi2(29)		67759.51				p < 0.000			
Teste GSD chi2(13)		884.04				p < 0.000			
ASD		0.925367				GSD			0.896334 (0.0416)
Probabilidades preditas	alfa1+alfa2	0.196182	(0.1779)	alfa1	0.183360	(0.1705)	alfa3	0.007377	(0.0045)
Probabilidades condicionadas				s	0.907528	(0.0453)	e	0.011194	(0.0109)
Pobreza crónica (estacionária)		0.131738	(0.1347)						

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD e de Rocha (2003).

TABELA A.9
Resultados da regressão: linha de pobreza 60% da mediana da renda equivalente de escala OECD

Covariáveis	Condição inicial			Permanência			Transição		
	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z
d-1 = 1993	0.008208	0.044727	0.000	0.096668	-0.069094	0.000	-0.000226	-0.011150	0.006
d-1 = 1995	-0.002334	-0.012996	0.000	0.093440	0.298678	0.000	0.005791	0.249984	0.000
d-1 = 1997	0.001053	0.005821	0.000	0.095512	0.244499	0.000	0.002700	0.128758	0.000
d-1 = 1999	0.000954	0.005275	0.000	0.095082	0.212356	0.000	0.003136	0.147078	0.000
Nascidos entre 1961 e 1968	0.112257	0.580618	0.000	0.167822	0.183078	0.000	0.002172	0.113071	0.000
Nascidos entre 1953 e 1960	0.052633	0.276106	0.000	0.127135	0.006371	0.061	0.000815	0.043219	0.000
Não branco	0.007978	0.044071	0.000	0.096454	0.049839	0.000	0.001170	0.061361	0.000
Mulher	0.054340	0.303581	0.000	0.118788	-0.073718	0.000	-0.000215	-0.010117	0.000
Sem escolaridade	0.011506	0.061857	0.000	0.098167	-0.158275	0.000	0.008149	0.312802	0.000
Primário incompleto	0.016904	0.089897	0.000	0.103900	-0.089666	0.000	0.006373	0.262000	0.000
Primário completo	0.007586	0.041630	0.000	0.097557	0.075277	0.000	0.000499	0.026520	0.000
Regiões Sul e Sudeste	-0.043207	-0.235457	0.000	0.074510	0.163682	0.000	-0.004367	-0.219091	0.000
Região Nordeste	0.066079	0.331530	0.000	0.141796	0.027862	0.000	0.000394	0.021961	0.000
Constante	-	-3.283717	0.000	-	1.739375	0.000	-	-2.610375	0.000
Variáveis instrumentais									
Variáveis instrumentais	-0.141180	-0.742132	0.000						
Pai sem escolaridade	-0.040804	-0.214490	0.000						
Pai com primário incompleto	-0.296798	-1.560160	0.000						
Pai com primário completo	0.482743	2.537608	0.000						
Pai com fundamental completo	0.264905	1.392514	0.000						
Mãe sem escolaridade	0.266487	1.400828	0.000						
Mãe com primário incompleto	-0.007167	-0.037675	0.230						
Mãe com primário completo	0.008208	0.044727	0.000						

(continua)

(continuação)	Condição inicial			Permanência			Transição		
	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z
rho		-0.473814				p < 0.000			
Log likelihood		-181337.34				Número de observações			427658
Wald chi2(29)		55371.78				p < 0.000			
Teste GSD chi2(13)		785.19				p < 0.000			
ASD		0.917215		GSD	0.884306	(0.0547)			
Probabilidades preditas	alfa1+alfa2	0.150826	(0.1487)	alfa1	0.139744	(0.1410)	alfa3	0.007803	(0.0047)
Probabilidades condicionadas				s	0.894942	(0.0586)	e	0.010636	(0.0097)
Pobreza crónica (estacionária)		0.123306	(0.1271)						

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD.

TABELA A.10
Resultados da regressão: linha de pobreza 60% da mediana da renda equivalente de escala McClements

Covariáveis	Condição inicial			Permanência			Transição		
	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z
d-1 = 1993	0.015789	0.070040	0.000	0.136786	0.121902	0.000	0.003192	0.158276	0.000
d-1 = 1995	0.008135	0.036480	0.000	0.133222	0.292206	0.000	0.005282	0.241020	0.000
d-1 = 1997	0.007862	0.035269	0.000	0.133519	0.334330	0.000	0.003740	0.180639	0.000
d-1 = 1999	0.007632	0.034244	0.000	0.130660	0.136598	0.000	0.001613	0.086886	0.000
Nascidos entre 1961 e 1968	0.133803	0.574944	0.000	0.214792	0.406244	0.000	0.004101	0.223546	0.000
Nascidos entre 1953 e 1960	0.066271	0.286627	0.000	0.168318	0.084819	0.000	0.000865	0.054788	0.000
Não branco	0.015031	0.067925	0.000	0.131727	0.070179	0.000	0.000350	0.024875	0.000
Mulher	0.011508	0.052304	0.000	0.127013	-0.082218	0.000	-0.001274	-0.061622	0.000
Sem escolaridade	-0.002100	-0.009568	0.001	0.120039	-0.029872	0.000	0.006050	0.256656	0.000
Primário incompleto	0.015392	0.067995	0.000	0.135207	-0.000242	0.965	0.005710	0.249606	0.000
Primário completo	0.006619	0.029856	0.000	0.129140	0.156047	0.000	-0.000736	-0.033986	0.000
Regiões Sul e Sudeste	-0.077361	-0.344018	0.000	0.090955	0.100516	0.000	-0.005313	-0.265064	0.000
Região Nordeste	0.085393	0.354294	0.000	0.187992	0.079814	0.000	0.000554	0.040324	0.000
Constante	-	-3.124937	0.000	-	1.384833	0.000	-	-2.604711	0.000
Variáveis instrumentais									
Variáveis instrumentais	-0.127402	-0.589634	0.000						
Pai sem escolaridade	-0.030992	-0.143433	0.000						
Pai com primário incompleto	-0.339194	-1.569838	0.000						
Pai com primário completo	0.549324	2.542348	0.000						
Pai com fundamental completo	0.291997	1.351403	0.000						
Mãe sem escolaridade	0.343234	1.588533	0.000						
Mãe com primário incompleto	-0.067922	-0.314351	0.000						
Mãe com primário completo	0.015789	0.070040	0.000						

(continua)

(continuação)	Condição inicial			Permanência			Transição		
	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z
Covariáveis									
rho		-0.338750				p < 0.000			
Log likelihood		-201846.01				Número de observações			427658
Wald chi2(29)		677716.57				p < 0.000			
Teste GSD chi2(13)		815.05				p < 0.000			
ASD		0.924623				GSD		0.892514	(0.0534)
Probabilidades preditas	alfa1+alfa2	0.190076	(0.1786)			alfa1	0.177475	(0.1693)	alfa3 (0.0043)
Probabilidades condicionadas						s	0.903500	(0.0577)	e (0.0102)
Pobreza crónica (estacionária)		0.143093	(0.1529)						

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD.