

Rafael Perez Ribas

Permanência, Transição, Vulnerabilidade?
três análises dinâmicas sobre a pobreza no Brasil

Belo Horizonte, MG
CEDEPLAR
FACE – UFMG
2006

Rafael Perez Ribas

Permanência, Transição, Vulnerabilidade?

três análises dinâmicas sobre a pobreza no Brasil

Dissertação apresentada ao curso de mestrado do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais, como quesito parcial à obtenção do Título de Mestre em Economia.

Orientadora: Prof^a. Dr^a. Ana Flávia Machado

Co-orientador: Prof. Dr. André Braz Golgher

Belo Horizonte, MG

Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional

Faculdade de Ciências Econômicas – UFMG

2006

“A teoria econômica não oferece um corpo de conclusões estáveis imediatamente aplicável à formulação de políticas públicas. É um método, mais do que uma doutrina, um aparato da mente que ajuda seu possuidor a alcançar conclusões corretas”

John Maynard Keynes

*Ao meu “background familiar”,
Clairton Jorge e Sílvia Regina Ribas,
pelo amor, suporte e valores transmitidos.*

AGRADECIMENTOS

O agradecimento é o reconhecimento que, por mais individual que pareça a busca pelo aperfeiçoamento, o trabalho que emerge é também resultado de um esforço coletivo. Por um lado, sugestões e questionamentos surgem no debate com colegas e professores sobre os mais diversos temas das ciências econômicas, além de questões sociais mais amplas, fazendo com que a inspiração não seja fruto do acaso. Por outro lado, tão necessário quanto a inserção e interação dentro de um ambiente de animação intelectual, é poder sempre contar com amigos e familiares para dividir os mais diversos momentos.

Antes de tudo, meus agradecimentos se direcionam ao Cedeplar. Esse nome representa para mim um ambiente propício aos estudos, para que cada um explore ao máximo suas capacidades e onde os mais diversos pensamentos se integram na construção de linhas de pesquisa do mais alto nível. Em particular, gostaria de agradecer o colegiado do Curso de Pós-Graduação em Economia, representado nas figuras dos Professores Rodrigo Simões, Mônica Viegas Andrade e Paulo Brígido Macedo, pelo apoio institucional prestado. Deve ser reconhecido que detalhes como o convite para conhecer o Cedeplar antes do início do curso, a garantia de bolsa de estudos desde as aulas de nivelamento, o financiamento à participação em congressos e encontros acadêmicos para apresentação de trabalhos, a preocupação com o futuro de seus alunos, entre outros, foram indispensáveis para aumentar minha motivação.

Ainda na parte institucional, devo agradecer à CAPES pelo apoio prestado por meio da bolsa concedida. Sem ela não haveria como (sobre)viver em Belo Horizonte. Devo agradecer também aos advogados do DCE da UFMG por me pouparem das despesas com as onerosas matrículas da universidade.

Obrigado aos prestativos funcionários da portaria da FACE, que trabalham aos finais de semana, feriados e em horários não convencionais para que alunos e pesquisadores não percam a continuidade de seus trabalhos e estudos. Obrigado também aos funcionários do laboratório de informática, sempre presentes para prestar auxílio a questões operacionais, e aos funcionários da limpeza.

Por falar em questões operacionais, devo agradecer muitíssimo ao Maurício Lima, à Kenya Noronha e à Flávia Chein pelo auxílio prestado no uso de *softwares* e manipulação de

banco de dados. Grande parte desta dissertação simplesmente não existiria sem a ajuda dessas pessoas.

Sou grato aos Professores Frederico Jayme Júnior, Hugo Cerqueira, Lízia de Figueiredo, Mônica Viegas Andrade, Paulo Brígido Macedo e Sueli Moro pela dedicação prestada a minha formação e à de meus colegas. Mesmo havendo outros a quem também devo meus agradecimentos, estes, em especial, me marcaram pela forma de transmissão de seu conhecimento e, principalmente, pelo convívio.

Na passagem pelos ares da demografia, cabe um especial agradecimento aos Professores Eduardo Rios-Neto e Simone Wajnman, pois significaram uma abertura de janelas em minha mente. Por essas janelas passaram informações de um aprendizado tão importante para minha formação como aquelas absorvidas no currículo de economia *stricto sensu*.

À Professora Ana Maria Hermeto de Oliveira sou grato não só pelas suas aulas, mas pela incrível disponibilidade e paciência de atendimento extraclasse, estando sempre interessada na troca de idéias. Acredito que a maioria dos alunos da FACE, que tiveram o prazer de conhecê-la, pensam como eu. Agradeço a ela também por aceitar o convite para fazer parte da banca de defesa desta dissertação, assim como aos demais membros que a compuseram, Simone Wajnman e Sergei Soares.

Além de agradecer aos membros da banca, pela avaliação que fizeram deste trabalho, gostaria de agradecer também aos debatedores das versões preliminares no VIII Encontro de Economia da Região Sul, XXXIII Encontro Nacional de Economia, Seminário as Famílias e as Políticas Públicas no Brasil e na apresentação do projeto de dissertação (Kenya e Anne) pelas sugestões, comentários e críticas. Claro que, apesar da colaboração de todas essas pessoas na construção deste trabalho, eu permaneço como o único responsável por eventuais erros e omissões.

Entre as melhores experiências nesses dois anos de mestrado estão o estágio docência e as monitorias prestadas. Obrigado aos meus alunos por me ensinarem um pouco sobre a imensa arte da didática.

Assim como tudo que desenvolvi até hoje e que ainda virei a fazer, credito aos meus pais que, apesar de algumas vezes transparecerem uma descrença em relação ao meu futuro, nunca deixaram de me oferecer o sustento necessário, em todos os sentidos.

Agradeço à colega Ana Cláudia Loureiro que, no momento mais difícil em dois anos (a chegada em Belo Horizonte), me acolheu no aconchego de seu lar. A ela, Jonas e Rômulo

sou grato ainda pela convivência agradável, na maior parte do tempo, em uma república superlotada. Foi no meio de cariocas e brasilienses que aprendi ser mais brasileiro.

Aos colegas da turma de mestrado 2004 e agregados pela companhia animada em atividades “extracurriculares”, tais como churrascos, festas, “peladas”, Ansatz, encontros da Anpec, SEP e Diamantina.

Aos amigos e companheiros de república (dos pampas) Bruno Badia e Rubens Miranda pela convivência em caminhadas ao metrô e ao RU, pelos churrascos de fim de semana, pelas discussões e pelas brincadeiras. A eles e a Hugo Henrique Kegler, Catarina Scherer, Cássio Zimmerman, Fábio e Felipe Martinazzo, entre outros amigos que deixei no Sul, afirmo que não será o tempo e o espaço que diminuirá nossa amizade.

Ao meu Co-orientador André Braz Golgher meus sinceros agradecimentos. Confesso que fiquei surpreso pelo tamanho interesse que demonstrou por nosso trabalho, sendo atencioso nos detalhes e rigoroso nas críticas (que, admito, nem sempre acatei). Desde o primeiro momento, o André demonstrou entusiasmo e um profundo interesse em discutir a construção e a utilização de conceitos, idéias, métodos, etc.

Acima de tudo, sou eternamente grato à Professora Ana Flávia Machado. Suas qualidades como orientadora são inquestionáveis. Ao vivo ou por meio dos intermináveis *e-mails*, nossas conversas foram marcadas por sua flexibilidade em me deixar trilhar os rumos desta dissertação, iluminando os caminhos menos tortuosos e persistência em me fazer refletir sobre os resultados e em corrigir minhas recorrentes falhas. Apesar do conflituoso convívio, em certos momentos, resultado de minha imensa teimosia, olhando para o presente, tudo valeu a pena, pois fortaleci uma amizade e uma admiração que espero levar pelo resto de minha vida. À minha professora, eu prometo, tentarei suavizar meu “gauchês”.

Finalmente, devo creditar grande parte desse trabalho à minha namorada, Lívia, que me agüentou até onde pôde minhas ausências de corpo ou de espírito compreendendo a importância que essa etapa representa para mim. Tê-la conhecido foi um dos presentes que essa mudança para Minas Gerais me trouxe.

SUMÁRIO

Lista de Figuras	xi
Lista de Gráficos	xi
Lista de Quadros	xii
Lista de Tabelas	xii
RESUMO	xvi
ABSTRACT	xvii
APRESENTAÇÃO	1
Referências Bibliográficas.....	8
PRIMEIRO ARTIGO: “Flutuações e Persistência na Pobreza: Uma Análise de Decomposição Transitória-Crônica para o Brasil”	12
1. Introdução.....	13
2. Caracterização das Pobrezas Crônica e Transitória.....	14
3. Renda Equivalente e Linha de Pobreza.....	16
4. Especificação do Modelo e Fonte de Dados.....	19
4.1. Estrutura teórica.....	20
4.2. Modelo de probabilidade de persistência e transição.....	23
4.3. Método de estimação por pseudopanel.....	26
4.4. Fonte dos dados e definição das coortes.....	27
5. Resultados.....	29
5.1. Resultados das regressões.....	30
5.2. Predição do modelo.....	33
6. Conclusão.....	37
Referências Bibliográficas.....	39
Apêndice I.....	44
Apêndice II.....	45
Apêndice III.....	46
Anexo.....	49

SEGUNDO ARTIGO: “Os Caminhos da Pobreza: Aplicação do Modelo Idade-Período-Coorte na Estimação das Tendências de Privações Crônica e Transitória no Brasil”	66
1. Introdução	67
2. Especificação do modelo	68
2.1. Demografia da estrutura etária	68
2.2. Modelo Idade-Período-Coorte	72
3. Metodologia de estimação	74
3.1. Fonte dos dados e definição das medidas de pobreza	74
3.2. Formato do modelo IPC	76
4. Resultados do modelo IPC	79
5. Projeções	81
6. Conclusão	84
Referências Bibliográficas	85
Anexo	88
TERCEIRO ARTIGO: “Vulnerabilidade à pobreza no Brasil: medindo risco e condicionalidade a partir da função de consumo das famílias”	92
1. Introdução	93
2. Definição e breve discussão sobre vulnerabilidade	95
3. Estrutura conceitual determinante da vulnerabilidade	98
3.1. O comportamento de consumo: a hipótese da renda permanente	99
3.2. Medidas de vulnerabilidade	102
4. Método de estimação dos rendimentos, do consumo e da vulnerabilidade	105
4.1. Renda permanente e renda transitória familiar	108
4.2. Estimação da função de consumo familiar	111
4.3. Transformação do consumo familiar	113
4.4. Estimação da vulnerabilidade pela geração de amostras <i>bootstrap</i>	114
4.5. Fonte e tratamento das informações	117
5. Resultados	122
5.1. Resultados da regressão da função de consumo	122
5.2. Resultados das medidas de vulnerabilidade estimadas	125
5.3. Categorização de pessoas de acordo com sua medida de vulnerabilidade	129
6. Conclusão	131
Referências Bibliográficas	133

Anexo.....	137
CONSIDERAÇÕES FINAIS	145
Referências Bibliográficas.....	150

LISTAS

Lista de Figuras

TERCEIRO ARTIGO

Figura 1 – A estrutura conceitual da vulnerabilidade e seus componentes (Ambiente, Dotações, Atividades).....	98
---	----

Lista de Gráficos

PRIMEIRO ARTIGO

Gráfico 1 – Evolução da proporção de pobres no Brasil urbano segundo várias medidas de pobreza (1993 a 2003).....	18
---	----

SEGUNDO ARTIGO

Gráficos 1 e 2 – Medidas de pobreza absoluta e relativa observadas e seus componentes por idade e coorte	77
Gráficos 3 e 4 – Efeitos projetados de período e coorte sobre a função logística das medidas.....	82
Gráficos 5 e 6 – Perfis etários das pobreza absoluta e relativa por período projetado.....	83
Gráficos 7 e 8 – Perfis etários das pobreza crônica e transitória, absoluta e relativa, por período projetado.....	84

TERCEIRO ARTIGO

Gráfico 1 – Simulação do logaritmo do consumo equivalente para cinco das famílias na amostra.....	126
Gráficos 2 e 3 – Medida de vulnerabilidade permanente e de risco individual por idade.....	129

Lista de Quadros

SEGUNDO ARTIGO

Quadro 1 – Definição dos intervalos de idade, período e coorte	76
---	----

TERCEIRO ARTIGO

Quadro A1 – Definição dos componentes do rendimento bruto total familiar	137
---	-----

Lista de Tabelas

PRIMEIRO ARTIGO

Tabela 1 – Estatísticas descritivas das variáveis	29
Tabela 2 – Resultados da regressão, linha de pobreza 60% da mediana da renda familiar per capita	31
Tabela 3 – Valores preditos para probabilidades condicionadas e componentes da pobreza dos indivíduos de acordo com sua região, escolaridade, cor e sexo	34
Tabela 4 – Valores preditos para probabilidades condicionadas e componentes da pobreza dos indivíduos de acordo com as características da família e de seu chefe	35
Tabela A1 – Valor, em R\$, das linhas de pobreza relativa baseadas na distribuição de renda equivalente entre indivíduos no Brasil, em 1993, 1995, 1997, 1999, 2001 e 2003	49
Tabela A2 – Efeitos marginais e indicadores agregados estimados para diferentes linhas de pobreza	50
Tabela A3 – Teste de sensibilidade dos parâmetros na variação da linha de pobreza e da escala de equivalência	52
Tabela A4 – Valores preditos para probabilidades condicionadas e componentes da pobreza dos indivíduos de acordo com sua região, escolaridade, cor e sexo, escala <i>square root</i>	54
Tabela A5 – Valores preditos para probabilidades condicionadas e componentes da pobreza dos indivíduos de acordo com sua região, escolaridade, cor e sexo, escala OECD	54

Tabela A6 – Valores preditos para probabilidades condicionadas e componentes da pobreza dos indivíduos de acordo com sua região, escolaridade, cor e sexo, escala McClements.....	55
Tabela A7 – Valores preditos para probabilidades condicionadas e componentes da pobreza dos indivíduos de acordo com as características da família e de seu chefe, escala <i>square root</i>	55
Tabela A8 – Valores preditos para probabilidades condicionadas e componentes da pobreza dos indivíduos de acordo com as características da família e de seu chefe, escala OECD.....	56
Tabela A9 – Valores preditos para probabilidades condicionadas e componentes da pobreza dos indivíduos de acordo com as características da família e de seu chefe, escala McClements.....	57
Tabela A10 – Resultados da regressão, linha de pobreza 50% da mediana da renda familiar per capita.....	58
Tabela A11 – Resultados da regressão, linha de pobreza 70% da mediana da renda familiar per capita.....	59
Tabela A12 – Resultados da regressão, linha de pobreza 80% da mediana da renda familiar per capita.....	60
Tabela A13 – Resultados da regressão, linha de indigência da renda familiar per capita.....	61
Tabela A14 – Resultados da regressão, linha de pobreza absoluta da renda familiar per capita.....	62
Tabela A15 – Resultados da regressão, linha de pobreza 60% da mediana da renda equivalente de escala <i>square root</i>	63
Tabela A16 – Resultados da regressão, linha de pobreza 60% da mediana da renda equivalente de escala OECD.....	64
Tabela A17 – Resultados da regressão, linha de pobreza 60% da mediana da renda equivalente de escala McClements.....	65

SEGUNDO ARTIGO

Tabela 1 – Pobreza absoluta e pobreza relativa observadas, seus componentes e idade média de incidência por período.....	78
Tabela 2 – Resultados das regressões do modelo IPC de pobreza absoluta, efeitos polinomiais.....	79

Tabela 3 – Resultados das regressões do modelo IPC de pobreza relativa, efeitos polinomiais	80
Tabela 4 – Medidas de pobreza absoluta e relativa projetadas para 2005, 2007 e 2009, população entre 29 e 66 anos	83
Tabela A1 – Resultados da regressão do modelo de transição da pobreza com linhas de pobreza relativa e absoluta	88
Tabela A2 – Composição da amostra por idade, período e coorte	88
Tabela A3 – Resultados das regressões do modelo IPC de pobreza absoluta, com uso de <i>dummies</i>	90
Tabela A4 – Resultados das regressões do modelo IPC de pobreza relativa, com uso de <i>dummies</i>	91
 TERCEIRO ARTIGO	
Tabela 1 – Estatísticas descritivas das variáveis	121
Tabela 2 – Estatística das rendas anuais permanente e transitório estimadas das famílias	123
Tabela 3 – Resultados das regressões quantílicas da função log-linear do consumo das famílias	124
Tabela 4 – Estatística dos gastos equivalentes estimados com consumo, padronizados pela linha de pobreza unitária, e desvios transitórios por tipo de família	125
Tabela 5 – Medidas dos componentes da vulnerabilidade das famílias, com pelo menos dois integrantes, de acordo com suas características e de seus chefes	128
Tabela 6 – Proporção de indivíduos por categoria de vulnerabilidade, especificação CRRA3	130
Tabela A1 – Resultados das regressões de máxima pseudo-verossimilhança do logaritmo de rendimentos do trabalho das famílias por região	138
Tabela A2 – Resultados das regressões censuradas de máxima pseudo-verossimilhança de rendimentos dos ativos das famílias por região	140
Tabela A3 – Matriz de correlação entre medidas de pobreza e vulnerabilidade das famílias	142
Tabela A4 – Medidas de pobreza e vulnerabilidade estimadas das famílias e dos indivíduos totais, por região e por áreas rural, urbana e metropolitana	143

Tabela A5 – Proporção de indivíduos por categoria de vulnerabilidade, especificação CRRA1.....	144
Tabela A6 – Proporção de indivíduos por categoria de vulnerabilidade, especificação CRRA2.....	144

RESUMO

Na busca por políticas sociais de maior eficácia no combate à pobreza e de maior eficiência na alocação do gasto público, a caracterização do perfil da população de baixa renda é de crucial importância. Entretanto, medidas estáticas das condições de vida dessa população não oferecem necessariamente um bom indicador da estabilidade delas ao longo do tempo. Nesse aspecto, a distinção entre grupos cronicamente pobres, transitoriamente pobres e em situação de risco implica políticas sociais mais apropriadas para cada caso. Estimulado pela carência desse tipo de investigação para o Brasil, o objetivo desta dissertação é analisar o bem-estar da população brasileira, expandindo medidas estáticas de pobreza a aspectos dinâmicos na condição de famílias e indivíduos em situação de baixa renda.

Estruturada em três artigos, a dissertação possui um caráter tanto investigativo como metodológico, propondo medidas de bem-estar alternativas sob a limitação de informações longitudinais. No primeiro artigo é utilizado um método de estimação para decomposição transitória-crônica da pobreza, por meio de um pseudopainel. O segundo artigo consiste na estimação do efeito puro das dimensões de período, coorte de nascimento e ciclo de vida dentro de uma análise longitudinal dos componentes crônico e transitório da pobreza. O terceiro artigo utiliza-se do princípio *ex-ante* da avaliação de vulnerabilidade, propondo um método de simulação do processo estocástico de consumo familiar com base em informações *cross-section*.

Entre os principais resultados, evidencia-se que a pobreza urbana no Brasil, entre 1995 e 2003, é essencialmente crônica. No entanto, ao longo do tempo, identifica-se uma tendência de inversão neste cenário. Em 2003, estima-se que, apesar da relação intrínseca existente entre pobreza e vulnerabilidade, algumas pessoas que não estão em situação observada de privação são altamente vulneráveis a ela. O aumento da pobreza transitória e, conseqüentemente, da percepção dos riscos incorridos pelas famílias, ligado à busca por um estado mais seguro com restrições ao bem-estar no longo prazo, requer que programas sociais de transferência de renda devem ser acompanhados de medidas que garantam uma maior segurança às famílias, corrigindo as atuais falhas nos mercados de crédito e de trabalho.

ABSTRACT

The profile characterization of low income population is crucial for more effective proposals of public policies against poverty. However, static measures of the population's life conditions do not necessary offer a good indicator for the dynamic phenomenon that characterizes poverty. Consequently, the distinction between groups of the population that are chronic poor, transient dispossessed and facing risks imposes the design of different social policies that are more appropriate for each group. Stimulated by the lack of this type of research in Brazil, the objective of this dissertation is to analyze the well-being of the Brazilian low income population also in a dynamic perspective.

The dissertation is structured in three papers and has methodological and investigative features. It proposes alternative measures of well-being adapted to limitations due to the use of longitudinal data. In the first paper, it is implemented a method that estimates the transient-chronic components of poverty with the use of a pseudo-panel. The second one consists of an analysis of the pure effects of period, cohort and life cycle on the transient-chronic components of poverty in a study that uses a longitudinal data. The third paper uses the ex-ante principle of vulnerability evaluation and applies a method of stochastic simulation of the family's consumption with cross-section information.

Among the main results, it can be seen that urban poverty in Brazil was essentially chronic from 1995 to 2003. Although, it was identified a temporal tendency of reversion of this scenery with a relative increment of the transient component. In 2003, it was estimated that, in spite of the intrinsic relation between vulnerability and poverty, part of the population that are not currently deprived shows a high vulnerability to destitution. This increase in the transient poverty may have an impact on the perception of the risks faced by the family, which can be linked to an augmentation of the use of risk management strategies to cope with this type of poverty, which might diminish the family's long run well-being. This require that social programs of income transference may be accompanied of measures that ensure a smaller volatility of the family's consumption, mitigating the currently flaws of the credit and labor markets.

APRESENTAÇÃO

Devido à ampla referência na literatura acadêmica, em particular nas ciências sociais, o tema “pobreza” dispensa maiores apresentações. Além das questões relacionadas à cidadania e ao bem-estar individual, suas conseqüências também se manifestam macroeconomicamente por meio de restrições ao potencial de crescimento de um país. Segundo Barrientos e Hulme (2005), estimativas globais indicam que mais de 1,2 bilhões de pessoas vivem com menos US\$1 por dia, combinando essa deficiência de renda a baixos indicadores não-monetários de pobreza.

A pobreza pode ser entendida como um conjunto de privações que limita as capacidades individuais em realizar os mais diversos funcionamentos (SEN, 1981) ou como a situação de carência em que indivíduos não conseguem manter, em termos absolutos, um padrão de vida mínimo condizente com as referências socialmente estabelecidas (BARROS *et al.*, 2000). De acordo com a segunda definição, sua incidência responde a dois determinantes imediatos: a escassez agregada de recursos e a má distribuição dos recursos existentes. Em casos, como no Brasil, segundo Barros *et al.* (2000), a pobreza responde mais sensivelmente a má distribuição do que à escassez agregada de recursos, ao contrário da Índia, por exemplo, que é um país pobre, porém razoavelmente igualitário. Para Rocha (2003), há um consenso, portanto, de que a persistência da pobreza absoluta brasileira está vinculada à desigualdade. Ambos autores enfatizam que os indicadores associados à distribuição de renda no País são dos mais elevados do mundo, estando em descompasso com o que se verifica em países com nível de renda similar. Da mesma forma que a pobreza, a desigualdade de renda possui efeitos negativos, significativamente evidenciados, sobre o crescimento econômico, sobre a justiça social e sobre a criminalidade e a violência (BOURGUIGNON & FERREIRA, 2000).

Além da definição de pobreza em aspectos absolutos, o problema pode ser analisado ainda em termos de privação relativa, referente aos indivíduos que, independente do seu nível de renda particular, encontram-se em quantis inferiores na distribuição da renda agregada. O conceito de pobreza relativa está relacionado mais a um problema de segregação social do que de condições mínimas de sobrevivência de famílias e de seus membros. De acordo com Sen (1981), a privação relativa, em termos de bens, renda ou recursos, estaria relacionada à privação absoluta em termos de capacitações das pessoas. Dessa forma, a desigualdade de

renda pode ser vista como uma das razões para a existência de uma população absolutamente pobre ou, então, como um problema de privação relativa em si.

Segundo Ferreira (2000), as causas de uma distribuição desigual de renda e, conseqüentemente, da pobreza, estão ligadas a cinco grupos distintos de fatores. O primeiro deles é a existência de diferenças nas características inerentes aos indivíduos, como raça, gênero, inteligência e/ou riqueza inicial. O segundo grupo é a existência de diferenças nas características individuais adquiridas, como escolaridade e experiência profissional. O terceiro grupo diz respeito à inserção no mercado de trabalho de acordo com as características individuais dos primeiros dois grupos. O quarto grupo refere-se ao acesso aos mercados de capital, com possibilidade de segmentação no acesso ou no preço de crédito, gerando restrições à inserção do indivíduo em ocupações produtivas. Finalmente, o quinto grupo é basicamente demográfico, incluindo decisões na formação do domicílio, de fecundidade, coabitação ou separação domiciliar.

No Brasil, as evidências empíricas sugerem fortemente que a educação é o fator de maior poder explicativo para a desigualdade existente (FERREIRA, 2000; RAMOS & VIEIRA, 2000; MENEZES-FILHO, 2001). Ferreira (2000) sugere inclusive a existência de causalidades circulares, onde diferenças educacionais reforçariam, via poder econômico, a distribuição desigual do poder político que, por sua vez, contribuiria para a manutenção da desigualdade educacional.

A desigualdade de renda no Brasil se mantém alta e estagnada desde 1970, com um aumento não-monotônico desde 1981 até 2001 (FERREIRA & LITCHFIELD, 2000; RAMOS & VIEIRA, 2000; SILVA & TAFNER, 2005). O cenário de concentração resultante desses anos é de uma assimetria social onde os 10% mais ricos da população se apropriam de aproximadamente 50% do total da renda das famílias, enquanto os 50% mais pobres possuem cerca de 10% dessa renda (BARROS *et al.*, 2000; IBRE/FGV, 2005). Apesar de o Plano Real não ter surtido efeitos significativos sobre a distribuição de renda, o sucesso da estabilização macroeconômica, em 1994, gerou uma redução significativa na incidência da pobreza absoluta (ROCHA, 2003). O referido ano serviu como uma fronteira entre dois patamares distintos da incidência do problema. Segundo a autora, a proporção de pobres reduziu dez pontos percentuais entre 1993 e 1995. Contudo, em 1996, o processo de redução da pobreza absoluta se esgotou, estabilizando a proporção de pobres, em termos nacionais, em um novo patamar.

Entre 2001 e 2004, a proporção de pobres na população brasileira passou de um patamar entre 28% e 30% para algo próximo a 26%, sendo que, no último ano, foi registrado

uma proporção de 25%. Da mesma forma, a desigualdade de renda diminui neste período, com o índice de Gini passando de 0,596 para 0,573 (IBRE/FGV, 2005). Ou seja, apesar de certa estabilidade na incidência da pobreza no Brasil, tanto em termos relativos como absolutos, o cenário evidenciado mais recentemente é de diminuição gradual do problema.

Esses números são, em muito, reflexo da tendência de redução da pobreza em áreas rurais e urbanas não-metropolitanas desde 1995. Por outro lado, neste mesmo período, nas regiões metropolitanas, identifica-se um processo contrário, a chamada “metropolização da pobreza” (SILVA & TAFNER, 2005). Segundo Rocha (2003), a pobreza no Brasil sempre teve um forte componente regional, uma vez que, independente dos indicadores utilizados, sua incidência é maior no Norte e no Nordeste. No entanto, apesar de a incidência ser ainda relativamente mais alta nas áreas rurais, nos últimos 30 anos, à medida que o País se urbanizava, a pobreza tornou-se essencialmente urbana e metropolitana. Ao final dos anos de 1990, os pobres urbanos eram cerca de 78% do total.

Apesar de as condições de vida da população de baixa renda se agravarem em regiões metropolitanas, Ramos e Santana (1999) apontam que o mero desemprego de trabalhadores não se constitui uma variável essencial no que concerne à pobreza. Segundo os autores, para se estabelecer políticas de combate ao problema é necessário desvendar a caracterização de seu perfil, a fim de verificar as especificidades do caso brasileiro. Segundo Ferreira *et al.* (2000), o perfil de pobreza fornece informações suficientes para guiar uma realocação de gastos sociais cruciais, sobre educação, saúde e proteção social.

Estudos sobre a pobreza no Brasil revelam que, no conjunto da população mais propensa a ser pobre, estão os negros (HENRIQUES, 2001), os menos escolarizados, os trabalhadores informais, principalmente crianças e jovens, as famílias com um maior número de dependentes (FERREIRA *et al.*, 2000) e chefiadas por mulheres (ROCHA, 2003; BARROS *et al.*, 1993). Sobrepondo-se a essas características, Carneiro (2003) afirma que o componente regional ainda é o fator de correlação mais forte com a pobreza brasileira.

Em relação ao acesso a bens e serviços básicos, embora haja um diferencial marcante entre pobres e não-pobres, segundo Ferreira *et al.* (2000), fica evidente que os primeiros, definidos pela sua renda, estão usando estratégias diversas de modo a garantir sua posse. De acordo com os autores, os pobres são, por exemplo, menos propensos ao aluguel ou pagamento de hipotecas de suas casas, geralmente de qualidade inferior. Em 1999, Rocha (2003) identifica uma quase universalização dos serviços de água encanada, eletricidade e coleta de lixo. No entanto, nas condições do esgotamento sanitário, os pobres continuam

sendo particularmente vulneráveis, resultando em efeitos danosos sobre suas condições de saúde.

O perfil da pobreza no Brasil passou por diversas mudanças nos últimos anos. Muito dessa reconfiguração da população de baixa renda está relacionado a mudanças ocorridas na composição das famílias brasileiras nas últimas duas décadas. Para Medeiros e Osório (2002), essas mudanças na composição familiar provêm da alteração nos padrões de reprodução, mortalidade e estado conjugal.

Em que pese todas essas transformações no perfil da pobreza, é preciso distinguir grupos de indivíduos estruturalmente pobres de temporariamente pobres, pois isso implica políticas sociais diferenciadas, mais apropriadas para cada caso (MCKAY & LAWSON, 2002). Entretanto, medidas estáticas das condições de vida de famílias não oferecem necessariamente um bom indicador da estabilidade dessas condições ao longo do tempo. A captura das dinâmicas de diversas dimensões de privação possibilita saber o quanto de mobilidade ocorre para dentro e para fora da pobreza. Nesse aspecto, para uma população de baixa renda, pode-se identificar uma gama de pobres considerados “crônicos” e outra parte chamada de “transitórios”.

Segundo Hulme e Shepherd (2003), pobreza crônica pode ser vista, conceitualmente, como a experiência individual de privações por um longo período, caracterizando-se pelo aspecto permanente. A pobreza transitória, por sua vez, traz consigo uma idéia subtendida de vulnerabilidade, vista como a perda de bem-estar gerada pelos riscos incorridos, pois está associada à incapacidade das famílias em manter seu nível de consumo frente a flutuações ou choques, afetando suas rendas ou circunstâncias individuais (JALAN & RAVALLION, 1998; ALWANG *et al.*, 2001).

A crescente disponibilidade de pesquisas no formato de painel, para os mais diversos países, possibilita desenvolver estudos, teóricos e empíricos, de análise dessas questões. O Relatório de Pobreza Crônica 2004-05 (CPRC, 2004) discute a ocorrência de pobreza crônica para um amplo conjunto de países. Segundo seus números, estima-se que, na África Sub-Saariana, 46% da população é pobre de acordo com a linha de pobreza de US\$1 por dia, sendo quase 35% desses pobres considerados crônicos, enquanto 65% são transitórios; na região Leste Asiática e do Pacífico, dos 17% da população pobre, 30% são casos crônicos; na região Sul Asiática, em torno de 12% da população sofre de pobreza crônica, enquanto 28% sofre de privações temporárias. Entre estudos específicos apontados no relatório, segundo as linhas de pobreza oficiais de cada país, a proporção de casos crônicos sobre a pobreza total é de 65% na área rural e 62% na área urbana para a Nicarágua, entre 1998 e 2001; 50% na área

rural e 40% na área urbana em Uganda (1992-1997); 66% na área rural e 40% na área urbana no Vietnã (1993-1998); 65% no Egito (1997-1999); 59% na área rural de Bangladesh (1988-2000); 77% na área rural do Chile (1968-1986); e 65% na área urbana da Etiópia (1994-1997).

Se o bem-estar de famílias e indivíduos é visto também por meio de um processo dinâmico, os perfis estáticos de pobreza estimados para o Brasil fornecem um registro incompleto para o subsídio de políticas sociais. Mesmo conhecendo quais são as características das classes na base da distribuição de renda, cabe descobrir quais são os determinantes que os levam a transitar ou permanecer nessa situação, a partir dos conceitos de pobreza transitória, pobreza crônica e vulnerabilidade. O Relatório sobre Pobreza Crônica 2004-05 aponta que os pobres crônicos, no Brasil, tendem a ser indígenas ou descendentes de africanos, com elevada razão de dependência e baixos níveis de escolaridade. Sendo que a maioria desses indivíduos está localizada no Nordeste rural e nas favelas das grandes metrópoles. No entanto, o relatório aponta também que são poucas as informações disponíveis sobre a relação entre pobreza crônica e incapacidades.

Nos países em desenvolvimento, a pobreza não deriva somente de questões estruturais, fatores como instituições financeiras pouco desenvolvidas e instituições de seguridade social fracas, segundo Morduch (1994), também contribuem para a incidência do problema. Esses fatores caracterizam a pobreza como um processo estocástico e, na presença de incertezas, famílias pobres têm desenvolvido diversos mecanismos de proteção, contando apenas com seus próprios recursos. Segundo o Banco Mundial, na busca desesperada por segurança no presente, objetivos de longo prazo de melhoramento autônomo nas condições de vida das famílias podem ser postos de lado (WORLD BANK, 2001).

Possivelmente, questões como flutuações na renda, a persistência na pobreza e a vulnerabilidade a choques estão muito ligadas ao comportamento de gasto das famílias em situações precárias. Uma razão que determinaria a dinâmica das condições de vida de uma família seria a aquisição e posse de ativos para proteção contra choques e flutuações (BLUNDELL *et al.*, 2002; BLUNDELL *et al.*, 2005; ATTANASIO *et al.*, 2002). Segundo Neri *et al.* (1999), a posse de ativos, em termos de capitais físico, humano e social, promove a habilidade dos indivíduos em lidar com choques adversos na renda. Os indivíduos e famílias com menos ativos são mais expostos aos riscos oriundos de crises econômicas e situações como o desemprego, por exemplo (NERI *et al.*, 2001).

Num estudo para o Brasil, Alves e Assunção (2004) evidenciaram que, entre 1981 e 2001, restrições das famílias ao crédito afetam substancialmente decisões de escolha

ocupacional do chefe e do cônjuge, educação das crianças e trabalho infantil. A falta de crédito, no caso, foi detectada pela restrição da riqueza das famílias, dadas as suas escolhas. Da mesma forma, Yang (2005) aponta que, para os Estados Unidos, as famílias que encaram uma maior insegurança no trabalho e uma maior incerteza em suas vidas são mais privadas de uma rede positiva de ativos, dada a sua riqueza. Portanto, um aumento da pobreza transitória ou da percepção de risco por parte dos indivíduos pode gerar restrições sobre o bem-estar no longo prazo, culminando num círculo vicioso (MOSLEY & VERSCHOOR, 2005).

Apesar de pobreza e vulnerabilidade não serem conceitos sinônimos, eles estão fortemente relacionados, pois muitas famílias pobres estão certamente vulneráveis à pobreza futura. Entretanto, identificar previamente famílias vulneráveis é mais complexo que a simples verificação estática da população pobre. Isso porque a avaliação de vulnerabilidade é, por definição, explicitamente *ex-ante* e depende da profundidade do choque no qual a família está exposta. Em termos de medidas de vulnerabilidade, são poucos ainda os estudos que as adotam de forma explícita, não havendo inclusive muito consenso nas definições. Esse é o caso dos estudos de Suryahadi e Sumarto (2001), de Pritchett *et al.* (2000) e de Chaudhuri *et al.* (2002) que chegam a resultados diferentes para a Indonésia¹.

Estimulado pela carência de estudos, particularmente para o Brasil, devido à limitação de base de dados disponíveis e conseqüente dificuldade de mensuração, o objetivo geral deste trabalho é analisar o bem-estar da população brasileira, expandindo medidas estáticas de pobreza a aspectos dinâmicos na condição de famílias e indivíduos em situação de baixa renda. Entre os objetivos específicos pretende-se: traçar um perfil das privações crônica e transitória no País; estimar as tendências desses componentes ao longo dos últimos anos, projetando medidas futuras de pobreza; e mensurar, de maneira explícita ou *ex-ante*, a vulnerabilidade à pobreza de famílias e indivíduos, decompondo-a em aspectos de risco ou volatilidade e consumo permanente.

Para o tipo de análise proposta nesta dissertação, a utilização de dados em painel, acompanhando ao longo do tempo o mesmo indivíduo ou a mesma família, é a mais adequada. Entretanto, segundo McKay e Lawson (2002), algumas alternativas à análise de painel são possíveis de serem realizadas, diferenciando os tipos de pobreza a partir de informações estáticas e/ou avaliando aspectos de dinâmica, baseando-se em repetidas

¹ Para a Indonésia, Suryahadi e Sumarto (2001) apontam que, entre 1996 e 1999, o grupo de famílias vulneráveis aumentou de 18,1% para 33,7% da população, enquanto que as classificadas como “muito vulneráveis” passaram de 6,8% para 18,4%. Também para a Indonésia, Pritchett *et al.* (2000), utilizando duas bases de dados distintas, estimaram que 30,18% da população era vulnerável entre maio de 1997 e agosto de 1998 e 47,49% era

pesquisas domiciliares, desde que assumindo certas suposições e limitações. Particularmente, a dissertação centra-se na proposta de dois métodos de estimação alternativos. O primeiro deles, baseado na abordagem de divisão da pobreza em componentes crônico e transitório, de Jalan e Ravallion (1998 e 2000), utiliza dados em formato de pseudopainel. O segundo método, partindo das medidas de vulnerabilidade propostas por Ligon e Schechter (2003 e 2004) e Kühn (2003), consiste em uma simulação com base em informações *cross-section*. Deste modo, além de possuir um aspecto investigativo sobre dinâmica da população de baixa renda no Brasil, a dissertação assume um caráter metodológico, ao propor medidas de bem-estar alternativas sob a limitação de informações longitudinais.

A dissertação está estruturada em três artigos distintos, porém elaborados de forma interligada. No primeiro artigo é apresentado o método de estimação proposto com pseudopainel para decomposição transitória-crônica da pobreza. A fonte de dados utilizada é a Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD) para os anos de 1993, 1995, 1997, 1999, 2001 e 2003, captando apenas os indivíduos adultos residentes em áreas urbanas. Este artigo apresenta uma revisão da literatura sobre a distinção entre pobreza crônica e pobreza transitória, assim como uma descrição da estrutura teórica do modelo e do método de análise empírica. O modelo proposto parte da hipótese da renda permanente dos indivíduos, determinada por suas características inerentes e por uma dependência da condição prévia de bem-estar pessoal, e é estimado por meio de um modelo de regressão markoviano de permuta endógena. Entre os resultados deste artigo, são analisados alguns determinantes da permanência e da transição para a pobreza e traça-se um perfil das privações crônica e transitória da população adulta brasileira.

O segundo artigo consiste, basicamente, na estimação do efeito puro das dimensões de período, coorte de nascimento e ciclo de vida dentro de uma análise longitudinal das medidas de pobreza total e de seus componentes crônico e transitório entre 1995 e 2003. O método de estimação desses dois componentes e a fonte dos dados são os mesmos adotados no artigo anterior. No entanto, neste caso, para estimação do modelo de Idade-Período-Coorte (IPC), os microdados da PNAD são organizados em forma de um painel empilhado. Os resultados do modelo IPC servem de base para a projeção da distribuição futura da pobreza e de sua composição.

O terceiro artigo utiliza-se do princípio *ex-ante* da avaliação de vulnerabilidade. Para isso propõe-se o método de simulação do processo estocástico de consumo das famílias com

vulnerável entre dezembro de 1998 e agosto de 1999, enquanto que Chaudhuri *et al.* (2002) estimaram que, em dezembro de 1998, 45% dessa população era vulnerável.

base em informações *cross-section*. A fonte de dados utilizada é a Pesquisa Nacional de Orçamentos Familiares (POF) 2002-2003 que, assim como a PNAD, é realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A POF 2002-2003 é considerada a pesquisa brasileira mais completa e abrangente em termos de orçamento familiar, incluindo itens de gastos e rendimento para famílias urbanas e rurais, e com representatividade para todo o País, porém possui informação para apenas um ponto no tempo. Devido a essa limitação, para a estimação de medidas de vulnerabilidade, é utilizado um algoritmo de replicação *bootstrap* sobre o componente transitório do consumo das famílias, gerando uma distribuição de risco. Neste artigo, são apresentadas ainda: uma breve revisão da literatura sobre o conceito de vulnerabilidade; a estrutura conceitual determinante da renda e do consumo das famílias, sob ambientes com incerteza; e uma descrição das medidas adotadas para investigação empírica. Ao final, traça-se um perfil da vulnerabilidade de famílias e indivíduos no Brasil.

Na última parte desta dissertação, são traçadas algumas considerações finais com base nos resultados obtidos nestes três artigos, com uma reflexão sobre propostas de políticas sociais para a melhoria do bem-estar entre a população de baixa renda.

Referências Bibliográficas

- ALVES, L. S., ASSUNÇÃO, J. J. Restrições de crédito e decisões intra-familiares. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 26, 2004, João Pessoa. **Anais**. [Rio de Janeiro]: SBE, 2004. (Disponível em CD-ROM)
- ALWANG, J., SIEGEL, P. B., JORGENSEN, S. L. **Vulnerability**: a view from different disciplines. Washington DC: World Bank, Social Protection Unit, 2001. (Discussion paper; 115)
- ATTANASIO, O., BERLOFFA, G., BLUNDELL, R., PRESTON, I. From earnings inequality to consumption inequality. **The Economic Journal**, v.112, p.C52-C59, Mar. 2002.
- BARRIENTOS, A., HULME, D. Chronic poverty and social protection: introduction. **The European Journal of Development Research**, v.17, n.1, p.1-7, 2005.
- BARROS, R. P., FOX, L., MENDONÇA, R. **Poverty among female-headed households in Brazil**. Rio de Janeiro: IPEA, 1993. (Texto para discussão; 310)
- BARROS, R. P., HENRIQUES, R., MENDONÇA, R. A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil. In: HENRIQUES, R. (Org.) **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. p.21-47.
- BLUNDELL, R., LOW, H., PRESTON, I. **Income risk and consumption inequality**: a simulation study. LONDON: The Institute for Fiscal Studies, 2005. 27p. (Working paper; 04/26)

BLUNDELL, R., PISTAFERRI, L., PRESTON, I. **Partial insurance, information and consumption dynamics**. LONDON: The Institute for Fiscal Studies, 2002. 53p. (Working paper; 02/16)

BOURGUIGNON, F., FERREIRA, F. H. G. **Understanding inequality in Brazil: a conceptual overview**. Rio de Janeiro: PUC-Rio, 2000. 35p. (Texto para discussão; 434)

CARNEIRO, F. G. Perfil da pobreza e aspectos funcionais dos mercados de trabalho no Brasil. In: **POBREZA e mercados no Brasil: uma análise de iniciativas de políticas públicas**. Brasília: CEPAL: DFID, 2003. p.117-166.

CHAUDHURI, S., JALAN, J., SURYAHADI, A. **Assessing household vulnerability to poverty from cross-sectional data: a methodology and estimates from Indonesia**. New York, NY: Columbia University, Department of Economics, 2002. (Discussion paper; 102-52)

CPRC. **The Chronic Poverty Report 2004-05**. Manchester: IDPM, University of Manchester, 2004.

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.

FERREIRA, F. H. G., LANJOUW, P., NERI, M. **A new poverty profile for Brazil using PPV, PNAD and census data**. Rio de Janeiro: PUC, Departamento de Economia, 2000. 66p. (Texto para discussão; 418)

FERREIRA, F. H. G., 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.

HENRIQUES, R. **Desigualdade racial no Brasil: evolução das condições de vida na década de 90**. Rio de Janeiro: IPEA, 2001. 49p. (Texto para discussão; 807)

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

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

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

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

KÜHL, J. J. **Household poverty and vulnerability: a bootstrap-approach**. (Paper presented at the Northeast Universities Development Consortium Conference, Yale University, New Haven, CT (US) 17-19 Oct. 2003)

LIGON, E., SCHECHETER, L. Measuring vulnerability. **Economic Journal**, v.113, n.486, p.C95-C102, 2003.

- LIGON, E., SCHECHTER, L. **Evaluating different approaches to estimating vulnerability**. Washington: Social Protection Unit, 2004. (Discussion paper; 410) Disponível em: <http://are.berkeley.edu/~ligon/Papers/estimating_vulnerability.pdf>
- MCKAY, A., LAWSON, D. **Chronic poverty: a review of current quantitative evidence**. Manchester: IDPM/Chronic Poverty Research Centre (CPRC), 2002. (Working paper; 15)
- MEDEIROS, M., OSÓRIO, R. **Mudanças nas famílias brasileiras: a composição dos arranjos domiciliares entre 1978 e 1998**. Brasília: IPEA, 2002. 21p. (Texto para discussão; 886)
- 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.
- MORDUCH, J. Poverty and vulnerability. **American Economic Review**, v.84, n.2, p.221-225, 1994.
- MOSLEY, P., VERSCHOOR, A. Risk attitudes and the 'vicious circle of poverty'. **The European Journal of Development Research**, v.17, n.1, p.59-88, 2005.
- NERI, M., AMADEO, E. J., CARVALHO, A. P., NASCIMENTO, M. C. **Assets, markets and poverty in Brazil**. Rio de Janeiro: Centro de Políticas Sociais, IBRE/FGV, 2001.
- NERI, M.; NASCIMENTO, M.; PINTO, A. **O acesso ao capital dos idosos brasileiros: uma perspectiva do ciclo da vida**. Rio de Janeiro: IPEA, 1999. (Texto para discussão; 685)
- PRITCHETT, L., SURYAHADI, A., SUMARTO, S. **Quantifying vulnerability to poverty: a proposed measure, with application to Indonesia**. Washington, DC: SMERU Research Institute, 2000. 32p. (Working paper; 83)
- RAMOS, C. A., SANTANA, R. Desemprego, pobreza e desigualdade. **Conjuntura e Análise**, 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.
- ROCHA, S. **Pobreza no Brasil: afinal, de que se trata?** Rio de Janeiro: FGV, 2003.
- SEN, A. K. **Poverty and famine: an essay on entitlement and deprivation**. Oxford: Oxford University, 1981.
- SILVA, F. A. R., TAFNER, P. (Eds.) **Brasil: o estado de uma nação**. Rio de Janeiro: IPEA, 2005. 371p.
- SURYAHADI, A., SUMARTO, S. **The chronic poor, the transient poor, and the vulnerable in Indonesia before and after crisis**. Jakarta: SMERU Research Institute, 2001. (Working paper; 113)
- WORLD BANK. **World Development Report 2000/2001: Attacking poverty**. New York: Oxford University Press, 2001.

YANG, F. **Consumption along the life cycle: how different is housing?** 2005. 69p. (Paper presented in the 2005 Meeting, Society for Economic Dynamics, Budapest.) Disponível em: <<http://repec.org/sed2005/up.9022.1107196056.pdf>>

PRIMEIRO ARTIGO

Flutuações e Persistência na Pobreza:

Uma Análise de Decomposição Transitória-Crônica para o Brasil

Resumo

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

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

Abstract

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

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

Classificação JEL – C35, D63, I32.

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, 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 e, no espaço urbano-rural, apesar de a incidência ser ainda mais elevada nas áreas rurais, o processo de urbanização brasileira, nos últimos trinta anos, tornou-a um fenômeno essencialmente urbano e metropolitano. Estes resultados são apontados por trabalhos que buscaram desenhar um perfil da pobreza brasileira, como de Rocha (2003) e de Ferreira *et al.* (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.

Incentivado por essa carência de estudos, o objetivo deste artigo é identificar, no Brasil, quais são as características dos indivíduos e de suas famílias que determinam a condição e a dinâmica de seu estado de pobreza. Pretende-se, assim, distinguir os grupos caracterizados pela freqüente transição à pobreza dos persistentemente pobres, ou pobres crônicos. Para tal, estimam-se as probabilidades de permanência e de transição de estados, por intermédio de um modelo probit bivariado com seleção endógena.

A princípio, tal estimativa requereria dados em painel. Em decorrência justamente da carência de fontes de dados longitudinais no Brasil², opta-se pela análise em pseudopainel. Embora a Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD) 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, recorre-se às PNADs dos anos de 1993, 1995, 1997, 1999, 2001 e 2003.

O artigo está dividido em mais cinco seções, além dessa breve introdução. Na segunda, é apresentada uma revisão da literatura sobre a distinção entre pobreza crônica e

² Uma pesquisa realizada em forma de painel no Brasil é a Pesquisa Mensal de Emprego (PME), porém essa pesquisa faz acompanhamento apenas por um curto período de tempo, não sendo possível analisar dinâmicas de

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

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

Segundo Barrientos *et al.* (2005), são três as principais definições operacionais de identificação da pobreza crônica na literatura. A primeira abordagem enfatiza a duração da pobreza, identificando os pobres crônicos como aqueles com renda (ou consumo) per capita persistentemente abaixo da linha de pobreza ao longo do tempo, enquanto a pobreza transitória 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 e 2000). E, por fim, a terceira abordagem considera a probabilidade de deficiência futura, combinando as informações de renda corrente com sua variância entre indivíduos ou famílias para estimar essa probabilidade (PRITCHETT *et al.*, 2000; BOURGUIGNON *et al.*, 2004).

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

mais longo prazo, além de se restringir a informações dos indivíduos e, em maior profundidade, dos desempregados.

comunidades ou populações de determinadas áreas espaciais, onde a pobreza crônica é concentrada.

A pobreza crônica pode ainda ser analisada em termos das privações absoluta e/ou relativa. Apesar de a maioria dos trabalhos na literatura tratar de pobreza crônica absoluta, Yaqub (2003) argumenta que, referente ao indivíduo que está sempre no mesmo quantil de distribuição de renda, a pobreza crônica relativa seria de tão difícil saída, ou mais, quando comparada ao caso absoluto. No Brasil, essa opção seria justificável dado o nível de concentração de renda existente (BARROS *et al.*, 2000), e conseqüente exclusão social, fazendo com que a pobreza não seja somente um problema relacionado às condições mínimas de sobrevivência e reprodução das famílias, mas também um problema de segregação social.

Segundo McKay e Lawson (2002), as características mais comumente associadas à pobreza crônica incluem estar numa situação de desvantagem com relação aos aspectos de capital humano, composição demográfica, localização, ativos físicos, categoria ocupacional, entre outros³. Em relação à pobreza transitória, devido à sua natureza temporária, pode-se esperar que os fatores associados sejam diferentes dos anteriores. No entanto, alguns fatores como capital humano são importantes para ambos.

Entre os fatores determinantes do componente transitório da pobreza, há o tamanho da família, recebimento de transferências do governo, sazonalidade das atividades econômicas, escassez na posse de ativos físicos, migração e eventos no ciclo de vida. Evidências empíricas sustentam fortemente que a pobreza transitória está associada a uma incapacidade das famílias em manter seu nível de consumo frente a flutuações ou choques, afetando suas rendas ou circunstâncias individuais (JALAN & RAVALLION, 1998).

Além das características dos indivíduos e das famílias, a condição de pobreza pode ser ainda causada por uma dependência de estado. Segundo Giraldo *et al.* (2002), há dois processos distintos que geram essa persistência de estado na pobreza. O primeiro deles é a heterogeneidade entre indivíduos, já que cada um possui um diferente conjunto de características. O segundo processo está ligado ao fato que a pura e simples experiência na pobreza, em um período específico do tempo, torna o indivíduo mais propenso à pobreza em

³ Os pesquisadores do CPRC identificaram, em seus trabalhos, um conjunto de categorias de indivíduos, famílias e grupos sociais que são particularmente mais propensas a serem cronicamente pobres. Nessas categorias incluem-se: aqueles com privação decorrente de seu estágio no ciclo de vida (BARRIENTOS *et al.*, 2003; HARPER *et al.*, 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 *et al.*, 2002); pessoas vivendo em áreas rurais remotas, guetos urbanos e regiões violentas e inseguras (AMIS, 2002; BIRD & SHEPHERD, 2003; GOODHAND, 2003).

períodos subseqüentes. A partir do trabalho de Heckman (1978), esse segundo processo passou a ser chamado de Dependência de Estado Verdadeira (TSD), ou Dependência de Estado Genuína (GSD), como colocado por Arulampalam *et al.* (2000) e Cappellari e Jenkins (2002a).

A análise das flutuações no estado de privação é de vital importância na formulação de políticas sociais mais eficientes de combate à pobreza. Somado a isso, de acordo com Souza (2000), as oportunidades de bem-estar das famílias variam de acordo com suas estruturas, onde as peculiaridades de cada uma indicam potencial vulnerabilidade. Portanto, como apontado por Gaiha e Deolalikar (1993) e Barrientos *et al.* (2005), a distinção entre pobreza crônica e pobreza transitória, e de seus determinantes, implica na construção de políticas públicas distintas, mais apropriadas para cada caso.

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. Essa implicação política torna o problema mais complicado, devido à heterogeneidade da pobreza crônica e dos diferentes fatores que explicam experiências específicas em contextos distintos.

3. Renda Equivalente e Linha de Pobreza

O conjunto de privações que define aspectos de pobreza pode ser expresso por meio de um parâmetro monetário, como renda e consumo, ou não-monetário, como educação, antropometria e mortalidade, em uma ou mais dimensões. Sahn e Stiffel (2000) e UNDP (2001) mostram de maneira estática que, em países em desenvolvimento, indicadores monetários e não-monetários estão fracamente correlacionados. De acordo com Baulch e Masset (2003), essas evidências sugerem que a pobreza monetária estática é um indicador limitado para avaliar pobreza no longo-prazo, melhor representada por indicadores multidimensionais.

Contudo, o foco deste artigo são as mudanças nas privações de curto e médio prazo, que podem ou não persistir no longo-prazo. Portanto, opta-se em utilizar um indicador monetário como medida. Em relação a esse indicador monetário, análises pautadas nos gastos com consumo e na renda disponível apresentam uma particular distinção, como é o exemplo de Meng *et al.* (2005). Devido aos diferentes comportamentos de poupança dos indivíduos, a relação entre os dois indicadores não é perfeita. Apesar de os gastos com consumo captarem mais diretamente o nível de bem-estar corrente da família, em muitos casos, como no Brasil,

há uma carência de informações de acesso/consumo de bens e serviços em pesquisas amostrais, sendo usual que se considere a renda como um indicador de bem-estar.

Dessa maneira, o indicador base de bem-estar do indivíduo utilizado neste artigo é uma transformação da renda total bruta da família. Essa transformação fornece um indicador individual ponderado de acordo com parâmetros de escala equivalente de cada membro da família, a chamada “renda familiar equivalente” ou simplesmente “renda equivalente”.

Segundo Lanjouw e Ravallion (1995), os parâmetros de escala equivalente são úteis para testar a sensibilidade do índice de pobreza sobre diferentes suposições de economias de escala. Além disso, outras análises podem ser realizadas, deflacionando o indicador monetário para cada unidade familiar de acordo com a sua composição (MUELLBAUER, 1977). Segundo Betti e Cheli (1999), esse tipo de escala de equivalência se constitui em uma ferramenta apropriada para incorporar o impacto de mudanças demográficas em modelos de alocação de gastos no consumo agregado.

Este artigo considera a renda familiar per capita simples, que é uma medida de escala unitária, ou seja, todos os membros da família apresentam o mesmo peso. Outras escalas para unidade de renda comumente usadas, que são também utilizadas neste trabalho como forma de comparação, são: a escala de raiz quadrada que atribui a cada membro da família uma renda equivalente, dividindo a renda total familiar pela raiz quadrada do número de membros dessa (semelhante à idéia de BUHMANN *et al.*, 1988); a escala da OECD que aplica diferentes pesos a adultos e crianças, sendo que o primeiro adulto recebe peso 1, aos demais adultos são atribuídos peso 0,7 e a cada criança, menor de 16 anos, peso 0,5; e a escala de McClements que atribui peso 1 para adultos, 0,9 para crianças e 0,6 para idosos.

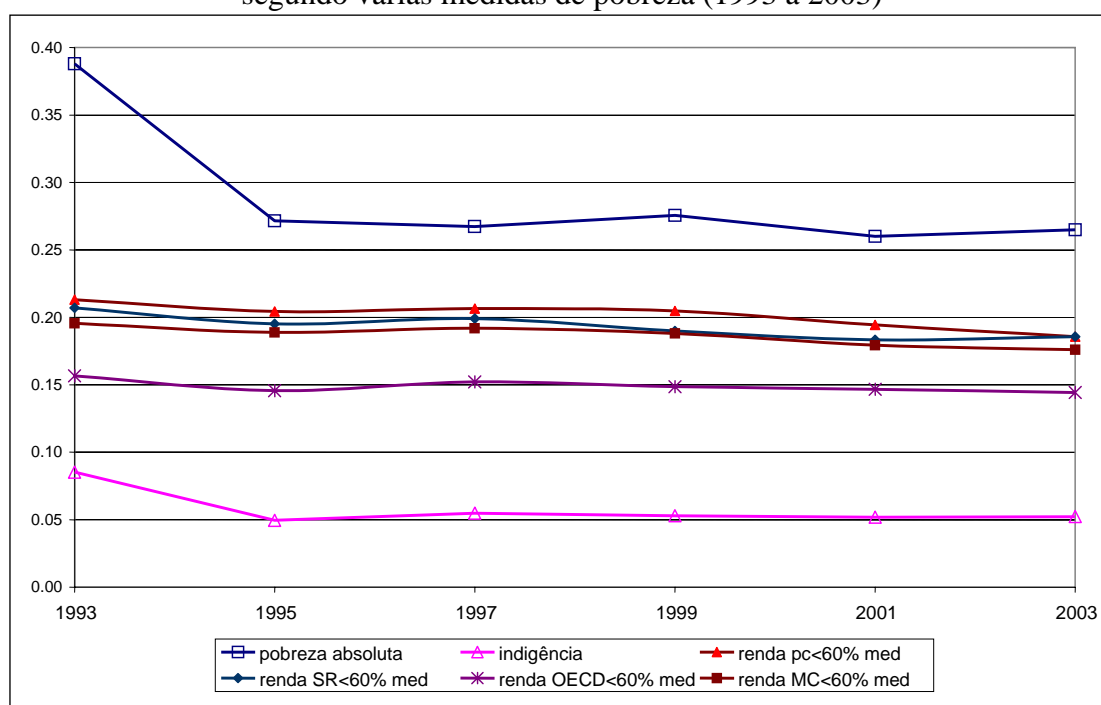
A comparação da renda per capita familiar com renda aplicada à escala da raiz quadrada busca justamente relaxar as suposições relacionadas às economias de escala no tamanho das famílias. A comparação com as duas últimas busca, por sua vez, considerar os custos relativos de cada indivíduo dentro da família, de acordo com sua faixa etária.

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

indivíduos (Tabela A1). Com o intuito de verificar a sensibilidade dos parâmetros estimados, pretende-se considerar percentuais diferentes dessa mesma mediana assim como as linhas de pobreza absoluta e de indigência de Rocha (2003) para efeitos de comparação.

O Gráfico 1 mostra a evolução da proporção de pobres no Brasil, segundo várias medidas de renda equivalente e pobreza, no período de 1993 a 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 diminuiu no período imediatamente após o Plano Real, mantendo-se praticamente constante posteriormente.

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



Nota: pc = per capita, SR = *square root*, MC = McClements, med = mediana.

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

Segundo Rocha (2003), a estabilização macroeconômica, em 1994, serviu como uma fronteira entre dois patamares distintos da incidência do problema de privação absoluta⁴. A estabilização dessa incidência a partir de 1996, segundo a autora, esteve muito ligada aos aspectos macroeconômicos que resultaram no declínio do produto per capita. Em relação à privação relativa, os trabalhos de Ferreira e Litchfield (2000), Ramos e Vieira (2000), Barros

⁴ Essa mudança no patamar é justificada por três fatores derivados da estabilização, que são: o moderado comportamento dos preços alimentares, a elevação dos preços dos *non-tradeables* que elevou o rendimento dos

et al. (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. Esse aspecto reforça a opção deste trabalho em utilizar medidas de privação relativa na definição da população pobre.

No que tange às medidas de renda equivalente, a avaliação da pobreza pela renda de escala *square root* tende a subestimar a pobreza em relação à renda de escala unitária, pois as mais baixas rendas per capita estão entre as maiores famílias. Desse modo, parte da pobreza pode ser superestimada se não consideradas economias de escala nas famílias. Em relação à diferenciação de custos intrafamiliares, as rendas com escala OECD ou com escala McClements estimam proporções ainda menores do que as outras escalas, pois as famílias com baixa renda per capita possuem maior número de crianças, como evidenciado por Ferreira *et al.* (2000).

No entanto, as mudanças ocorridas na composição das famílias brasileiras nas últimas duas décadas tendem a aproximar a medida de escala unitária das medidas de escalas *square root* e McClements. Medeiros e Osório (2002) mostram que, nesse período, mudanças nos padrões de reprodução, de mortalidade e de união estão afetando diretamente essa composição, diminuindo o número de filhos e aumentando os arranjos unipessoais.

4. Especificação do Modelo e Fonte de Dados

Com base na abordagem de componentes, a análise transitória-crônica (doravante T-C) é feita a partir da distinção entre o componente de persistência e o componente de transição na pobreza ao longo do tempo. No entanto, ao contrário da análise empírica proposta nos trabalhos de Ravallion (1988) e Jalan e Ravallion (1998, 2000), neste trabalho, esses dois componentes não são identificados na avaliação da pobreza por intermédio do indicador base de bem-estar (renda ou consumo). Mas 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 e à sua dependência de estado.

trabalhadores no comércio e nos serviços e o aumento do salário mínimo em 42% em maio de 1995, com impacto sobre os benefícios previdenciários e assistenciais (ROCHA, 2003).

4.1. Estrutura teórica

Partindo do modelo de Ravallion (1988), o bem-estar de um indivíduo j no tempo d é dado por

$$y_{jd} = \mathcal{G}(x_j, \eta_d), \quad \mathcal{G}_x > 0 \text{ e } \mathcal{G}_\eta > 0, \quad (1)$$

onde a função \mathcal{G} é ao menos duas vezes diferenciável e x_j e η_d são os fatores determinantes da renda equivalente. A função \mathcal{G} pode ser interpretada como uma função de utilidade indireta em x_j e η_d . A variável aleatória η_d , comum a todos, tem valores realizados em cada intervalo de tempo d . Além disso, dada cada realização de η_d , esse bem-estar depende de outro fator x_j que, apesar de variar entre indivíduos, é constante no tempo.

Um possível formato para \mathcal{G} é quando x_j representa os fatores determinantes da renda permanente de cada indivíduo j e o valor de η_d determina os desvios dela ao longo do tempo. Além disso, essa renda permanente pode ser função de seu valor passado, y_{jd-1} , supondo uma correção de expectativas. Dessa forma, (1) pode ser reescrito como:

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

onde φ é uma função de transformação de x_j e y_{jd-1} em um valor real não-negativo, $\varphi: x_j, y_{jd-1} \rightarrow \mathfrak{R}_+$, e v_j representa uma função crescente com média zero.

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

$$P_{jd} = p(y_{jd}) = p(\varphi(x_j, y_{jd-1}) + v_j(\eta_d)), \quad (3)$$

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

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

$$C_{jd} = p(\bar{y}_{jd}) = p(\varphi(x_j, y_{j0}, \eta_1, \dots, \eta_{d-1})), \quad (4)$$

onde y_{j0} é a renda inicial de j e $(\eta_1, \dots, \eta_{d-1})$ representa os estados da natureza realizados em períodos passados. Contrário à medida proposta por Jalan e Ravallion (1998, 2000), esse conjunto de realizações passadas atribui ao componente crônico da pobreza um aspecto de dependência de estado.

Não havendo choques na renda no tempo d , ou seja, $y_{jd} = \bar{y}_{jd}$ e $v_j(\eta_d) = 0$, a pobreza observada neste período será igual à medida de pobreza crônica. Caso contrário, um

componente residual na diferença entre P_{jd} de C_{jd} é identificado. Esse componente é definido como a medida de pobreza transitória,

$$T_{jd} = P_{jd} - C_{jd} = p(\varphi(x_j, y_{jd-1}) + v_j(\eta_d)) - p(\varphi(x_j, y_{jd-1})). \quad (5)$$

Uma suposição necessária para estas medidas é que sejam intertemporalmente aditivas, tal que a pobreza para um dado indivíduo é o valor esperado da função individual em datas específicas, denotada por $p(y_{id})$, em um intervalo de tempo definido. Logo, ao longo do tempo, a medida de pobreza, expressa em (3), pode ser escrita da seguinte forma:

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

Da mesma maneira, as medidas (4) e (5) são representadas intertemporalmente como:

$$C_j = \frac{1}{D} \sum_{d=1}^D p(\bar{y}_{jd}) = E[p(E_d[y_{jd}])] \quad (7)$$

e

$$T_j = E[p(y_{jd})] - E[p(E_d[y_{jd}])] = E[p(y_{jd}) - p(E_d[y_{jd}])]. \quad (8)$$

Assim, a pobreza crônica é avaliada como uma propensão estacionária à pobreza, mantida a renda constante em relação à sua expectativa, enquanto que a pobreza transitória é vista como um resíduo da pobreza intertemporal observada que advém dos desvios da renda observada sobre seu valor esperado. Segundo Cruces (2005), essa idéia de avaliação intertemporal se aproxima da intuição, derivada da literatura de aversão ao risco, que é preferível para os indivíduos um estado estável de renda ao invés da flutuação sobre a média da mesma no critério de bem-estar. A conexão entre as transições da pobreza e o risco das famílias está na consideração de que esse é a própria fonte de flutuações na renda. Não havendo riscos, a distribuição de y_{jd} seria um valor fixo ao longo do tempo.

Em um paralelo com a teoria da aversão ao risco, a função P_j pode ser vista como uma utilidade esperada do indivíduo j , enquanto $p(\cdot)$ é análogo a uma função de utilidade Bernoulli. Nesse caso, pela desigualdade de Jensen, se $E_d[p(y_{jd})] > p(E_d[y_{jd}])$, ou seja $T_{jd} > 0$, o indivíduo j tem uma perda de bem-estar decorrente da flutuação. No entanto, com o uso de um índice do tipo Foster-Greer-Thorbecke (FGT)⁵ para avaliar a pobreza intertemporal

⁵ Ver Foster *et al.* (1984).

a partir da distribuição de y_{jd} , $p(\cdot)$ assume uma forma funcional onde o grau de aversão à flutuação é arbitrário⁶.

A estimação de $p(\cdot)$ a partir do modelo de probabilidade busca justamente relaxar essa arbitrariedade, possibilitando a ocorrência de três situações:

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

Dado que $y_{jd-1} = p^{-1}(P_{jd-1})$, a pobreza, assim como seus componentes, pode ser função da pobreza no período anterior. Logo, no tempo d , a função de probabilidade de o indivíduo j ser pobre pode ser representada como:

$$P_{jd} = s_{jd} P_{jd-1} + e_{jd} (1 - P_{jd-1}). \quad (9)$$

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

A partir dessa função, é possível calcular uma medida estacionária de pobreza, ver no Apêndice I. Num ambiente estacionário, a propensão à pobreza, que representaria um *status* de pobreza crônica, é definida por:

$$C_{jd} \equiv \frac{e_{jd}}{1 - s_{jd} + e_{jd}}. \quad (10)$$

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

$$T_{jd} \equiv p(y_{jd}) - \frac{e_{jd}}{1 - s_{jd} + e_{jd}}. \quad (11)$$

Essa decomposição T-C é definida de forma semelhante à utilizada por Suryahadi e Sumarto (2001). No trabalho desses autores, a pobreza crônica é tratada por meio de um valor estimado e a pobreza transitória é obtida como um resíduo dos valores observados, em uma análise no formato *cross-section*.

⁶ O coeficiente de Arrow-Pratt de aversão absoluta ao risco para o índice FGT é definido como $r(y_i) = \frac{\alpha - 1}{z - y_i}$, onde z é a linha de pobreza e α é o parâmetro de escolha arbitrária. Quanto maior o parâmetro α , maior a aversão à flutuações na renda.

4.2. Modelo de probabilidade de persistência e transição

Interessado na medida de pobreza crônica, expressada em (10), o modelo de análise empírica consiste em uma matriz de Markov de transição de estados entre dois períodos. Segundo Boskin e Nold (1975), esse modelo caracteriza-se pela possibilidade de se obter medidas estacionárias. No entanto, algumas suposições são implicitamente introduzidas: (i) as probabilidades de transição não dependem do tempo de duração de cada estado; (ii) as probabilidades de transição não dependem dos estados anteriores à $d - 1$; (iii) d é discreto; e (iv) somente um movimento pode ocorrer por unidade de tempo.

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

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

$$P_{jd-1}^* = z_j' \beta + v_{d-1} + \mu_j + \xi_{jd-1} \quad (12)$$

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

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

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

$$P_{jd}^* = \begin{cases} x_j' \gamma_1 + \omega_{1,d-1} + \tau_{1j} + \zeta_{1jd} & \text{se } P_{jd-1}^* > 0 \\ x_j' \gamma_2 + \omega_{2,d-1} + \tau_{2j} + \zeta_{2jd} & \text{se } P_{jd-1}^* \leq 0 \end{cases} \quad (13)$$

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

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

Desde que a equação (13) se refira ao *status* de pobreza condicionada à pobreza defasada, o termo de erro nessa equação está correlacionado ao termo de erro na expressão (12) para o *status* de pobreza incondicional. De acordo com Maddala (1983), é assumido que a distribuição conjunta dos termos de erro u_{jd-1} e ε_{jd} é padrão normal bivariada e caracterizada por uma correlação estimável. Dado tais suposições, essa correlação é descrita na forma:

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

Assim, a distribuição de heterogeneidade não-observada é parametrizada (além das normalizações necessárias) por intermédio de uma correlação *cross-section*. O parâmetro ρ sumariza a associação entre fatores específicos não-observáveis, determinando o *status* de pobreza do ano base e a transição da pobreza. Um sinal positivo (ou negativo) indica que uma maior propensão à pobreza no período subsequente está entre aqueles agentes que eram mais (ou menos) propensos à pobreza inicial. Se $\rho = 0$, então não há o problema de condição inicial no modelo: o *status* de pobreza em $d - 1$ seria tratado como exógeno e as equações de entrada e saída da pobreza seriam estimadas usando modelos univariados. Ou seja, supondo a existência, ou não-existência, de uma correlação entre os dois distúrbios estruturais, a separação na expressão (13) 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 incorrer nesse problema, algumas das variáveis que afetam a pobreza inicial devem estar condicionadas a não ter efeito sobre a transição, ou seja, devem haver variáveis pertencentes ao vetor z_j que não estejam contidas no vetor x_j , as chamadas variáveis instrumentais.

Para estimar as equações em (13), define-se um índice de pobreza persistente observada em d , Per_{jd} , como sendo o limite inferior de dois valores, P_{jd-1} e P_{jd} , ou seja, o grau mínimo de pobreza que se manteve entre dois períodos subseqüentes,

$$Per_{jd} = \min(P_{jd-1}, P_{jd}).$$

Enquanto a transição observada em d , $Tran_{jd}$, pode ser caracterizada pelo aumento ocorrido de P_{jd-1} para P_{jd} ,

$$Tran_{jd} = \max(0, P_{jd} - P_{jd-1}),$$

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 de ocorrência, $\alpha_k \in [0,1]$, de quatro regimes distintos, representados pela matriz de Markov:

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

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

$$\begin{aligned} \alpha_1 &= E[Per_{jd} | z_j, x_j, d-1] = \Phi_2(z'_j\beta + v_{d-1}, x'_j\gamma_1 + \omega_{1,d-1}; \rho) \\ \alpha_2 &= E[P_{jd-1} - Per_{jd} | z_j, x_j, d-1] = \Phi_2(z'_j\beta + v_{d-1}, -x'_j\gamma_1 - \omega_{1,d-1}; -\rho) \\ \alpha_3 &= E[Tran_{jd} | z_j, x_j, d-1] = \Phi_2(-z'_j\beta - v_{d-1}, x'_j\gamma_2 + \omega_{2,d-1}; -\rho) \\ \alpha_4 &= E[1 - P_{jd-1} - Tran_{jd} | z_j, x_j, d-1] = \Phi_2(-z'_j\beta - v_{d-1}, -x'_j\gamma_2 - \omega_{2,d-1}; \rho). \end{aligned} \quad (14)$$

Com essa matriz de transição, a taxa, ou probabilidade de persistência na pobreza, da função (9), pode ser representada por:

$$s_{jd} = \Pr[P_{jd} > 0 | P_{jd-1} = 1] = \frac{\Phi_2(z'_j\beta + v_{d-1}, x'_j\gamma_1 + \omega_{1,d-1}; \rho)}{\Phi(z'_j\beta + v_{d-1})}, \quad (15)$$

e a taxa de transição pode ser representada por:

$$e_{jd} = \Pr[P_{jd} > 0 | (1 - P_{jd-1}) = 1] = \frac{\Phi_2(-z'_j\beta - v_{d-1}, x'_j\gamma_2 + \omega_{2,d-1}; -\rho)}{\Phi(-z'_j\beta - v_{d-1})}, \quad (16)$$

onde $\Phi(\cdot)$ e $\Phi_2(\cdot)$ são funções de probabilidade univariada e bivariada, respectivamente.

Por este modelo de transição, a pobreza crônica, avaliada pela expressão (10), não depende apenas das características inerentes aos indivíduos, representadas nos vetores x e z , mas também de uma dependência de estado. Em relação à pobreza, essa dependência é

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

A diferença entre as taxas de permanência e transição representa o quanto de dependência de estado há na probabilidade de permanecer na pobreza (STEWART & SWAFFIELD, 1999). De acordo com Arulampalam *et al.* (2000), testando a igualdade entre os vetores γ_1 e γ_2 da expressão (13), é possível identificar uma Dependência de Estado Genuína (GSD) na pobreza, se constatado uma diferença entre os dois vetores. A medida da Dependência de Estado Agregada (ASD) observada e a medida de GSD, que assegura o controle da heterogeneidade (observada e não-observada), estão representadas no Apêndice II.

4.3. Método de estimação por 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. Segundo os autores é possível diferenciar os tipos de pobreza a partir de informações estáticas e/ou avaliar aspectos de dinâmica, baseando-se em repetidas pesquisas domiciliares, desde que assumindo certas suposições e limitações. Uma das abordagens alternativas consideradas é a de repetidas *cross-section*, ou pseudopainel (DEATON, 1985; VERBEEK & NIJMAN, 1992), usada para considerar mudanças na direção e na magnitude da pobreza experimentada por diferentes grupos sociais. 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. Os problemas são que essas comparações nada dizem sobre a dinâmica intragrupos, não captando a distinção entre pobreza crônica e pobreza transitória dentro deles.

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

$$P_j = \sum_{ij=1}^{I_j} P_{ij} / I_j \in [0,1].$$

Se a variável dependente observada consiste numa proporção P_j dos n_j indivíduos ij que respondem $P_{ij} = 1$, é possível fazer uma análise de regressão probit, considerando que todos membros da coorte com o mesmo vetor de características \mathbf{x}_j . Com isso, uma observação é estabelecida como $[n_j, P_j, \mathbf{x}_j]$, $j = 1, \dots, N$. Da proporção P_j observada, é estimada a probabilidade da população, $\pi_j = \Phi(\mathbf{x}'_j \boldsymbol{\beta})$. No caso específico deste trabalho, para uma estimação consistente do modelo de transição é necessário trabalhar com uma função de log-verossimilhança com componentes de distribuição bivariada, construindo um modelo de estimação com mudança/permuta endógena para probit sobre dados agrupados (*endogenous switching model for probit on grouped data*). Com as probabilidades de cada regime, definidas na expressão (14), a função de verossimilhança proposta é representada por:

$$\ln L = \sum_{j=1}^J n_{jd-1} \left[\begin{aligned} &Per_{jd} \ln \alpha_1 + (P_{jd-1} - Per_{jd}) \ln \alpha_2 \\ &+ (P_{jd} - Per_{jd}) \ln \alpha_3 + (1 - P_{jd-1} - Tran_{jd}) \ln \alpha_4 \end{aligned} \right]. \quad (17)$$

Os estimadores de $\gamma_1, \omega_{1d-1}, \gamma_2, \omega_{2d-1}, \beta, v_{d-1}$ e ρ são obtidos pelo valor máximo de verossimilhança. As condições de primeira e segunda ordem de maximização da função são apresentadas no Apêndice III, assim como os efeitos marginais calculados a partir dos parâmetros estimados. Para verificar a existência de correlação entre os resíduos, $\rho \neq 0$, é realizado um teste razão de verossimilhança, assumindo, como hipótese nula, ρ igual a zero.

Importante salientar que, apesar de P_{jd} ser observado a partir de n_{jd} indivíduos, a estimação dessa proporção é feita considerando um número equivalente de indivíduos em d igual a n_{jd-1} . Essa suposição de equivalência é necessária para que as equações (12)-(13) sejam estimadas sob o mesmo tamanho de grupo, ou sob a mesma ponderação, n_{jd-1} .

4.4. Fonte dos dados e definição das coortes

A fim de analisar os processos dinâmicos da pobreza nos últimos dez anos, optou-se pelo uso das PNADs dos anos de 1993, 1995, 1997, 1999, 2001 e 2003. Ou seja, as transições são analisadas em períodos de dois em dois anos. Dessa forma, são captadas cinco transições para cada grupo dentro desse intervalo de tempo. Em cada ano, consideram-se os indivíduos nascidos entre 1945 e 1968 (entre 35 e 58 anos em 2003), residentes em áreas urbanas⁷ e com

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.

declaração de renda familiar não-negativa⁸. 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 declaram 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 vida⁹. Considerando 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: nascidos entre 1945 e 1952, entre 1953 e 1960 ou entre 1961 e 1968;
- Cor: brancos (incluindo amarelos) ou não-brancos (pretos, pardos e índios);
- Sexo: homens ou mulheres;
- Escolaridade: sem escolaridade (0 ou menos de 1 ano de estudo completo), escolaridade primária incompleta (entre 1 e 3 anos de estudo completos), escolaridade primária completa (entre 4 e 7 anos de estudo completos), ensino fundamental completo (entre 8 e 10 anos de estudo completos) ou ensino médio completo (acima de 11 anos de estudo completos);
- Região: residentes nas regiões Sul e Sudeste, regiões Centro-Oeste e Norte ou na região Nordeste.

Com essas subdivisões, foram construídas 180 coortes que, acompanhados em cinco transições, geram 900 observações no total. Como mostrado na equação de log-verossimilhança (17), esses 180 grupos são ponderados de acordo com o número de indivíduos que cada um representa na amostra, como sugerido por Betti e Cheli (1999).

Com o problema relacionado à identificação do modelo, é necessário ainda selecionar algumas variáveis que afetam a pobreza inicial, mas que não tenham efeito sobre a transição. Heckman (1981) sugere que a condição inicial pode ser instrumentalizada por meio de informações dos indivíduos prévias à entrada no mercado de trabalho, como as condições

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

⁹ Dado a idade dos indivíduos da amostra, a grande maioria já terminou seu processo de formação escolar. Segundo Golgher (2004), no Brasil, menos de 2% dos indivíduos com 25 anos estão matriculados em cursos de ensinos médio ou fundamental. Em relação à região de residência, 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 definida neste estudo (GOLGHER, 2005).

socioeconômicas de seus pais. Considerando plausível a hipótese que o *background* familiar, por se tratar de um fator de herança, afete somente a ponto de partida da dinâmica de pobreza, utiliza-se neste trabalho a escolaridade dos pais de cada coorte estabelecida, informada na PNAD de 1996. Importante salientar que a seleção desse conjunto de instrumentos foi realizada somente após compará-lo a outros conjuntos possíveis, em relação a sua inclusão na regressão de condição inicial e exclusão da equação de transição.

A Tabela 1 traz a média das variáveis envolvidas no modelo. Nos cinco períodos de transição, cerca de 20% da amostra é obtida a partir de cada uma das PNADs. Os nascidos entre 1961-1968 nessa condição representam 41%, enquanto os nascidos entre 1953-1960 representam 34% e os nascidos entre 1945-1952, 24%. Os não-brancos perfazem 44%, sendo minoria frente os 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 são 14,84%. A Região Sul/Sudeste é a de maior participação na amostra com 55% do total, vindo em seguida a Região Nordeste, com 25,84% da amostra, 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.

Tab. 1 – Estatísticas descritivas das variáveis

Variável	Média	Variável	Média	Variável	Média
d-1=1993	0.199304	mulher	0.527015	pai s/ escol.	0.361146
d-1=1995	0.198738	sem escolaridade	0.106805	pai c/ primário incomp.	0.283844
d-1=1997	0.199599	primário incompleto	0.132580	pai c/ primário comp.	0.239466
d-1=1999	0.194433	primário completo	0.312907	pai c/ fundamental comp.	0.046173
d-1=2001	0.207926	fundamental completo	0.148434	pai c/ médio comp.	0.069372
nascidos entre 1961-1968	0.412383	médio completo	0.299274	mãe s/ escol.	0.419639
nascidos entre 1953-1960	0.343854	região Sul e Sudeste	0.552645	mãe c/ primário incomp.	0.253908
nascidos entre 1945-1952	0.243763	região Nordeste	0.258377	mãe c/ primário comp.	0.224921
não-branco	0.443298	região Norte e Centro-Oeste	0.188978	mãe c/ fundamental comp.	0.044987
				mãe c/ médio comp.	0.056545

Fonte: elaboração própria a partir de dados da PNAD.

5. Resultados

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 60% da mediana da renda familiar per capita para cada período analisado. Tabelas semelhantes estão em Anexo (da Tabela A10 a Tabela A17), 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 significativo e com sinal negativo. Tal sinal indica que, entre pessoas com mesmas características observáveis, uma maior propensão à pobreza no período subsequente está entre aquelas que eram menos propensas 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 o ano de 2001, revelam que fatores conjunturais não-observados são mais “perversos” em 1993, período prévio à implantação do Plano Real. Esses efeitos são pouco sensíveis à variação no patamar da linha, ver Tabela A2, em Anexo, mas mudam consideravelmente no uso da escala OECD, evidenciando que composições familiares distintas sofreram impactos conjunturais distintos. Na probabilidade de permanência, não há distinção entre a contribuição marginal dos cinco períodos iniciais quando comparados ao período de 2001-2003, sendo todos os parâmetros pouco sensíveis. No caso da probabilidade de transição, os efeitos marginais apresentaram nenhuma robustez, evidenciado, novamente, que o último período é o de menor efeito sobre a transição para a pobreza.

No que tange ao período de nascimento, quanto mais velho o indivíduo, menor o efeito sobre as três condições. No entanto, considerando que os indivíduos em situação de pobreza possuem uma maior mortalidade, as coortes mais velhas estão em melhor situação, pois grande parte de seus pobres não sobreviveu ao longo do tempo.

Um resultado surpreendente, na Tabela 2, é a covariada cor ser determinante para explicar as condições iniciais e de permanência, mas não de transição. Ou seja, o efeito de discriminação por cor não afeta de forma significativa pessoas que não estão na pobreza. Da mesma forma, ser mulher torna o indivíduo mais sujeito a estar e permanecer na pobreza, porém transitando menos. Ou seja, sendo pobre, o efeito sexo auxilia as mulheres a

permanecerem na pobreza, não sendo pobre, essa covariada reduz as chances de transição para a pobreza.

Na sensibilidade dos parâmetros relacionados ao sexo e à cor dos indivíduos, verifica-se que, para a condição inicial, o efeito da primeira característica é maior que o da segunda, se são consideradas mudanças nas escalas de equivalência (OECD e *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.

Tab. 2 – Resultados da regressão,
linha de pobreza 60% da mediana 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	0.018851	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
nasc. 1961-1968	0.147327	0.592759	0.000	0.237628	0.413539	0.000	0.003980	0.230896	0.000
nasc. 1953-1960	0.073314	0.296382	0.000	0.187301	0.089590	0.000	0.000421	0.035796	0.000
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
região S e SE	-0.082197	-0.341671	0.000	0.104079	0.083233	0.000	-0.005833	-0.298993	0.000
região NE	0.094891	0.368452	0.000	0.209735	0.101045	0.000	-0.000057	0.011860	0.001
constante	-	-3.230803	0.000	-	1.239791	0.000	-	-2.664327	0.000
Variáveis Instrumentais									
pai s/ escol.	0.124290	0.551496	0.000						
pai c/ primário incomp.	-0.136351	-0.605012	0.000						
pai c/ primário comp.	-0.036498	-0.161949	0.000						
pai c/ fundamental comp.	-0.364212	-1.616069	0.000						
mãe s/ escol.	0.611922	2.715203	0.000						
mãe c/ primário incomp.	0.342938	1.521674	0.000						
mãe c/ primário comp.	0.396289	1.758403	0.000						
mãe c/ fundamental comp.	0.001794	0.007963	0.806						
rho		-0.321840				p < 0.000			
Log likelihood		-210092.03			Number of obs	427658			
Wald chi2(29)		71972.36				p < 0.000			
Teste GSD chi2(13)		829.16				p < 0.000			
ASD		0.922346		GSD	0.888567	(0.0585)			
Probab. preditas	alfa1+alfa2	0.205955	(0.1867)	alfa1	0.191822	(0.1789)	alfa3	0.007265	(0.0048)
Probab. condicionadas				s	0.899765	(0.0635)	e	0.011197	(0.0113)
Pob. crônica (estacion.)		0.146837	(0.1655)						
Pobreza observada		0.201341	(0.1853)						

Fonte: elaboração própria a partir de dados da PNAD.

Apesar de os níveis de escolaridade possuírem efeitos distintos sobre a condição inicial, seus efeitos sobre a dinâmica (permanência e transição) podem ser categorizados em

dois níveis. 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 completado ou não o ensino primário. Ou seja, a ausência do ensino primário torna as pessoas mais suscetíveis à transição para a pobreza, mas essa diferenciação não ocorre de forma significativa em níveis mais elevados de escolaridade. Por outro lado, dado que as pessoas estão na pobreza, o marco principal de mobilidade é o ensino fundamental.

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

Na Tabela A3, em Anexo, 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 A2, apesar de serem significativamente diferentes. A maior sensibilidade é identificada na mudança dos indicadores de privação relativa para os de privação absoluta, como esperado, e nos parâmetros relacionados aos fatores conjunturais não-observados.

Nos indicadores de relevância para o modelo T-C, verifica-se que, da pobreza observada, 89% é decorrente de uma verdadeira, ou genuína, dependência de estado (GSD). Considerando a diferença entre a dependência de estado observada no agregado (ASD) e a GSD, observa-se que apenas 4% desta dependência é fruto de características adversas entre os indivíduos, enquanto 96% é decorrente da GSD.

Essa distinção entre ASD e GSD é de crucial importância, pois as implicações políticas são diferenciadas. Se a persistência provém da GSD, então ações para retirar as famílias da pobreza, em determinado período, devem reduzir a chance de experimentar pobreza no futuro. Por outro lado, se a persistência é causada por uma heterogeneidade entre os indivíduos, políticas que busquem quebrar o “círculo vicioso”, por intermédio de

transferências monetárias, podem ser ineficientes, pois não possuem efeitos sobre as características adversas (GIRALDO *et al.*, 2002).

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

Por fim, da pobreza observada no período 1993-2003 (0,2013 na Tabela 2), 73% decorre de um problema crônico (propensão estacionária à pobreza de 0,1468) e 27% surge da vulnerabilidade dos indivíduos à mudança de estado (pobreza transitória de 0,0545). A privação com maior participação do componente crônico é justamente a situação de indigência absoluta, onde quase não há probabilidade de transição e a vulnerabilidade a este estado é também relativamente baixa (Tabela A2).

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 estacionária (crônica) relativamente maior que o patamar observado.

Em relação ao nível de escolaridade, a probabilidade de persistência é semelhante entre aqueles que não possuem o ensino fundamental completo. No que tange à taxa de transição, essa igualdade se manifesta acima da formação primária. Os efeitos marginais calculados estimados no modelo já apontavam nesta direção.

Cabe salientar que o componente transitório da pobreza é relativamente mais expressivo entre os sem formação escolar e os com formação primária completa, no qual quase 40% da pobreza observada decorre 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.

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

	Probabilidades Condicionadas		Pobreza			Trans/Obs
	s	e	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.

Na mudança da escala utilizada para definição da pobreza, os indicadores preditos por escolaridade alteram-se em alguns aspectos. Para avaliação a partir da renda equivalente com escala *square root* (Tabela A4, em Anexo), indivíduos com fundamental completo passam a vivenciar uma tênue perda de vulnerabilidade na pobreza. Enquanto indivíduos sem formação escolar reduzem significativamente essa perda em relação aos indivíduos com formação primária completa, que aumentam para quase 46% sua pobreza transitória. Essas mudanças decorrem justamente da relação inversa entre tamanho das famílias e escolaridade de seus membros. Nas escalas OECD (Tabela A5) e McClements (Tabela A6), a diferença entre a pobreza observada e a pobreza crônica diminui para todos níveis de escolaridade.

A respeito da diferença de cor dos indivíduos, os não-brancos apresentam os piores indicadores de pobreza, independente 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, uma 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.

Na Tabela A4, em Anexo, constata-se que, com o uso da escala *square root*, as diferenças na pobreza crônica entre os sexos desaparece, porém a pobreza transitória das mulheres continua mais elevada. Se utilizada a escala OECD, Tabela A5, as mulheres além de apresentarem uma maior pobreza transitória, apresentam uma pobreza crônica relativamente maior do que dos homens. Com a escala McClements, os resultados são semelhantes aos da escala unitária.

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. Cabe salientar que, nesse exercício, há, em certa medida, uma perda de informações na análise de características transitórias que não foram acompanhadas no tempo. 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.

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

	Chefe de família									
	Branco					Não-branco				
	s	e	C	T	T/(C+T)	s	e	C	T	T/(C+T)
(1). Ocupado, s/ ens. fundamental, casado, c/ 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 s/ 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 c/ 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 c/ 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 s/ 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 c/ carteira ou no setor público*	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

Nota: * Não inclui empregado doméstico

Fonte: elaboração própria a partir da PNAD.

Por outro lado, indivíduos em famílias com crianças, sendo a chefe do sexo feminino solteira, estão sujeitos a maior vulnerabilidade do que em famílias, com crianças, chefiadas por homens solteiros. Isso é evidenciado independente da escala de renda equivalente utilizada (ver Tabelas A7, A8 e A9). 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 elas¹⁰.

Assim como para o indivíduo, a conclusão do nível de ensino fundamental do chefe de sua família diminui a incidência na pobreza crônica e gera significativos ganhos transitórios, dado a sua favorecida inserção no mercado de trabalho. A 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 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. 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 estrutural.

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 demanda por trabalho sobre empregos informais, enfatizada por Ferreira *et al.* (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

¹⁰ Barros *et al.* (1993) mostram que a desigualdade existente no mercado de trabalho entre homens e mulheres tende a refletir diferentes condições de vida das famílias por eles chefiadas. Leme e Wajnman (2000), por sua vez, apontam que muito dessa desigualdade é explicada por um efeito da discriminação entre os sexos.

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 ao empregado doméstico do sexo feminino, nota-se uma situação pouco melhor do que as acima descritas, tanto em relação à pobreza crônica quanto à pobreza transitória. Entretanto, para chefes não-brancas, o componente transitório sobressai ao crônico.

Por último, a taxa de persistência dos indivíduos em famílias chefiadas por não-brancos é praticamente constante, independente do grupo e da escala de equivalência (Tabelas A7, A8 e A9) selecionados. Ou seja, na persistência da pobreza, o efeito cor é mais evidente do que os demais. Esse aspecto já foi apontado por Henriques (2001), quando mostra que os negros estão sobre-representados na pobreza, além de apresentarem-se com ampla e estável desvantagem em relação aos brancos, resistindo à melhoria observada nos indicadores de condição de vida do País.

6. 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 algumas limitações do método são assumidas. A extensão do intervalo de transição – dois em dois anos – e a agregação por grupos homogêneos ignora a dinâmica intraperíodo e intragrupos, levando a uma possível sobrestimação da taxa de persistência e 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. Apesar de composições familiares distintas sofrerem impactos conjunturais distintos. Entre os fatores não-controlados no período de transição, evidencia-se que uma maior propensão à pobreza futura está entre os menos propensos à pobreza presente (inicial), dadas suas características observadas.

Nestes três regimes, o efeito relacionado ao período de nascimento indica que indivíduos mais velhos possuem menor propensão à pobreza, salientando que esse resultado pode ser explicado, em parte, pela taxa de mortalidade diferenciada entre pobres e não-pobres. Por sua vez, a cor do indivíduo é um fator determinante para explicar as condições iniciais e de permanência, porém ela não possui efeito significativo para diferenciar as pessoas fora da pobreza. Da maneira semelhante, 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, apesar de serem significativamente distintos uns dos outros sobre a condição inicial, seus efeitos “dinâmicos” podem ser categorizados em dois níveis. Nas regressões estimadas é identificado que a ausência do ensino primário torna as pessoas mais suscetíveis à transição para a pobreza, no entanto, essa diferenciação não ocorre de forma significativa em níveis mais elevados de escolaridade. Por outro lado, dado que as pessoas estão na pobreza, o marco principal de mobilidade é o ensino fundamental.

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 uma maneira em geral, a pobreza no Brasil é essencialmente crônica.

Assim como sugerido pelo Relatório sobre Pobreza Crônica 2004-05 (CPRC, 2004), os achados deste artigo evidenciam que estão mais sujeitos à pobreza crônica os indivíduos não-brancos, com baixos níveis de escolaridade e residentes na Região Nordeste. Outro grupo identificado pelo modelo, também mais sujeito à pobreza crônica, encontra-se em 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 apresentam elevado componente de pobreza transitória, assim como aqueles chefiados por desocupados ou de ocupação informal. Outro grupo com incidência relativamente elevada de pobreza transitória é formado, surpreendentemente, por indivíduos com formação primária completa.

Os resultados da decomposição da pobreza podem subsidiar a formulação de políticas sociais mais eficientes de combate ao problema. No caso do componente crônico, os grupos mais atingidos requerem uma maior atenção na acumulação de ativos por parte das famílias, como ganhos 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.

Referências Bibliográficas

AMIS, P. **Thinking about chronic urban poverty**. Manchester: IDPM, University of Manchester, 2002. (CPRC working paper; 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.

BARRIENTOS, A., HULME, D., SHEPHERD, A. Can social protection tackle chronic poverty? **The European Journal of Development Research**, v.17, n.1, p.8-23, 2005.

BARROS, R. P., FOX, L., MENDONÇA, R. **Poverty among female-headed households in Brazil**. Rio de Janeiro: IPEA, 1993. (Texto para discussão; 310)

BARROS, R. P., HENRIQUES, R., MENDONÇA, R. A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil. In: HENRIQUES, R. (Org.) **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. p.21-47.

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.

BETTI, G., CHELI, B. Fuzzy analysis of poverty on an Italian pseudo panel, 1985-1994. **Metron**, v.57, n.1-2, p.83-103, 1999.

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**. Washington: World Bank, 2004. (Policy research working paper; 3375)

BUHMANN, B., RAINWATER, L., SCHMAUSS, G., SMEEDING, T. M. Equivalence scales, well-being, inequality and poverty: sensitivity estimates across ten countries using the Luxembourg income study database. **Review of Income and Wealth**, v.34, n.2, p.115-142, June 1988.

CAPPELLARI, L., JENKINS, S. P. **Modelling low income transitions**. Colchester: ISER, 2002a. (Working paper; 2002-8)

CAPPELLARI, L., JENKINS, S. P. Who stays poor? Who becomes poor? Evidence from the British household panel survey. **The Economic Journal**, v.112, p.C60-C67, Mar. 2002b.

CPRC. **The Chronic Poverty Report 2004-05**. Manchester: IDPM, University of Manchester, 2004.

CRUCES, G. **Income fluctuations, poverty and well-being over time: theory and application to Argentina**. St. Louis, MO: Washington University in St. Louis, 47p. (Economics Working Paper Archive at WUSTL, 2005; Labor and Demography, 0502007) Disponível em: <<http://econwpa.wustl.edu/eps/lab/papers/0502/0502007.pdf>>

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.

FERREIRA, F. H. G., LANJOUW, P., NERI, M. **A new poverty profile for Brazil using PPV, PNAD and census data**. Rio de Janeiro: PUC, Departamento de Economia, 2000. 66p. (Texto para discussão; 418)

FERREIRA, F. H. G., 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.

FOSTER, J. E. What is poverty and who are the poor? redefinition for the United States in the 1990's: absolute versus relative poverty. **The American Economic Review**, v.88, n.2, p.335-341, may 1998.

FOSTER, J., GREER, J., THORBECKE, E. A. Class of decomposable poverty measures. **Econometrica**, v.52, n.3, p.761-766, 1984.

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

GALLOWAY, T. A. **To what extent is a transition into employment associated with an exit from poverty?** Oslo: University of Oslo, Department of Economics, 2004. (Memorandum; 01/2004)

GIRALDO, A., RETTORE, E., TRIVELLATO, U. **The persistence of poverty: true state dependence or unobserved heterogeneity?** Some evidence from the Italian Survey on Household Income and Wealth. 2002. 16p. (Paper presented in the 10th International Conference on Panel Data, Berlin, 2002. Disponível em: <http://econpapers.repec.org/cpd/2002/90_Giraldo.pdf>

GOLGHER, A. B. **Migração entre os estados brasileiros**. Belo Horizonte, 2005. (Mimeogr.)

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

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, Mar. 2003.

HARPER, C., MARCUS, R., MOORE, K. Enduring poverty and the conditions of childhood: lifecourse and intergenerational poverty transmissions. **World Development**, v.31, n.3, p.535-554, 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, v.30-31, p.227-269, 1978.

HECKMAN, J. J. Statistical models for discrete panel data. In: MANSKI, C. F., MCFADDEN, D. (Eds.) **Structural analysis of discrete data with econometric applications**, Cambridge MA: MIT, 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. 49p. (Texto para discussão; 807)

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

IADB, **The path out of poverty: the inter-American development bank's approach to reducing poverty**. Washington, DC: Sustainable Development Department of IADB, 1998.

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

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

LANJOUW, P., RAVALLION, M. Poverty and household size. **The Economic Journal**, v.105, p.1415-1434, Nov. 1995.

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

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

MADDALA, G. **Limited dependent and qualitative variables in econometrics**. Cambridge: Cambridge University, 1983. 401p.

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

MEDEIROS, M., OSÓRIO, R. **Mudanças nas famílias brasileiras: a composição dos arranjos domiciliares entre 1978 e 1998**. Brasília: IPEA, 2002. 21p. (Texto para discussão; 886)

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.

- MENG, X., GREGORY, R., WANG, Y. **Poverty, inequality, and growth in urban China, 1986-2000**. Bonn: IZA, 2005. (Discussion paper; 1452)
- MUELLBAUER, J. Testing the Barten model of household composition effects and the cost of children. **Economic Journal**, v.87, p. 460-487, 1977.
- NICOLETTI, C. **Poverty analysis with unit and item nonresponses: alternative estimators compared**. Colchester: ISER, 2003. (Working paper; 2003-20)
- PNAD. **Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios**. Rio de Janeiro: IBGE, 1993-2003.
- PRITCHETT, L., SURYAHADI, A., SUMARTO, S. **Quantifying vulnerability to poverty: a proposed measure, with application to Indonesia**. Washington, DC: SMERU Research Institute, 2000. 32p. (Working paper; 83)
- RAMOS, C. A., SANTANA, R. Desemprego, pobreza e desigualdade. **Conjuntura e Análise**, 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. 1171-1182, Dec. 1988.
- 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.2123-2155, 2000.
- SEN, B. Drivers of escape and descent: changing household fortunes in rural Bangladesh. **World Development**, v.31, n.3, p.513-534, Mar. 2003.
- SOUZA, M. M. C. **A importância de se conhecer melhor as famílias para a elaboração de políticas sociais na América Latina**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. (Texto para discussão; 699)
- STEWART, M. B., SWAFFIELD, J. K. Low pay dynamics and transition probabilities. **Economica**, v.66, n.261, p.23-42, 1999.
- SURAYAHADI, A., SUMARTO, S. **The chronic poor, the transient poor, and the vulnerable in Indonesia before and after crisis**. Jakarta: SMERU Research Institute, 2001. (Working paper; 113)
- UNDP. **Human development report**, New York: United Nations Development Program, 2001.
- 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?** Washington, DC: TheWorld Bank, 2003.
- YAQUB, S. **Chronic poverty: scrutinizing patterns, correlates and explorations**. Manchester: IDPM, University of Manchester, 2003. (CPRC working paper; 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.

APÊNDICES

Apêndice I – Derivação da medida estacionária

De acordo com Boskin e Nold (1975), considerando a probabilidade de persistência, s_{jd} , e a probabilidade de transição, e_{jd} , a probabilidade de estar na pobreza é

$$P_{jd} = s_{jd} P_{jd-1} + e_{jd} (1 - P_{jd-1}). \quad (\text{I.1})$$

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

$$P_{jd} = (s_{jd} - e_{jd})^d + \frac{e_{jd}}{1 - s_{jd} + e_{jd}}. \quad (\text{I.2})$$

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

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

Com a equação (I.2), a solução para a duração estimada da pobreza é obtida pelo seguinte somatório:

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

Para grandes valores de D , o percentual de pobreza esperado do indivíduo j é expresso como

$$\lim_{D \rightarrow \infty} P_{jD} = \lim_{D \rightarrow \infty} \frac{\hat{R}_{jD}}{D} = \frac{e_{jd}}{1 - s_{jd} + e_{jd}}. \quad (\text{I.3})$$

A medida estacionária (I.3) é igual à medida de pobreza crônica expressa em (10).

Apêndice II – Medidas de dependência de estado

Para medir a Dependência de Estado Agregada (ASD) observada, Cappellari e Jenkins (2002a) 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, representada por:

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

Enquanto a medida da Dependência de Estado Genuína (GSD), proposta pelos autores, é derivada do cálculo, para cada indivíduo, entre a probabilidade predita de estar pobre condicionado à pobreza no período anterior e a probabilidade predita de estar pobre condicionado à não-pobreza no período anterior. Assim, a média entre J indivíduos 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:

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

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

$$GSD = \left(\frac{1}{J} \right) \sum_{j=1}^J (s_{jd} - e_{jd}). \quad (II.2)$$

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

As expressões (II.1) e (II.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 III – Condições de primeira e segunda ordem da função de verossimilhança e efeitos marginais

De acordo com as expressões (14) e (17), a função de log-verossimilhança do modelo probit com permuta/mudança endógena sobre dados agrupados (*endogenous switching probit model on grouped data*) é representada por:

$$\ln L = \sum_{j=1}^J n_{jd-1} \left[\begin{array}{l} Per_{jd} \ln \Phi_2(z'_j \beta + v_{d-1}, x'_j \gamma_1 + \omega_{1,d-1}; \rho) \\ + (P_{jd-1} - Per_{jd}) \ln \Phi_2(z'_j \beta + v_{d-1}, -x'_j \gamma_1 - \omega_{1,d-1}; -\rho) \\ + (P_{jd} - Per_{jd}) \ln \Phi_2(-z'_j \beta - v_{d-1}, x'_j \gamma_2 + \omega_{2,d-1}; -\rho) \\ + (1 - P_{jd-1} - Tran_{jd}) \ln \Phi_2(-z'_j \beta - v_{d-1}, -x'_j \gamma_2 - \omega_{2,d-1}; \rho) \end{array} \right]. \quad (\text{III.1})$$

Considerando, em k regimes,

$$\begin{aligned} Q_{jd1} &= Per_{jd} & e \quad \alpha_{j1} &= \Phi_2(z'_j \beta + v_{d-1}, x'_j \gamma_1 + \omega_{1,d-1}; \rho), \\ Q_{jd2} &= (P_{jd-1} - Per_{jd}) & e \quad \alpha_{j2} &= \Phi_2(z'_j \beta + v_{d-1}, -x'_j \gamma_1 - \omega_{1,d-1}; -\rho), \\ Q_{jd3} &= (P_{jd} - Per_{jd}) & e \quad \alpha_{j3} &= \Phi_2(-z'_j \beta - v_{d-1}, x'_j \gamma_2 + \omega_{2,d-1}; -\rho), \\ Q_{jd4} &= (1 - P_{jd-1} - Tran_{jd}) & e \quad \alpha_{j4} &= \Phi_2(-z'_j \beta - v_{d-1}, -x'_j \gamma_2 - \omega_{2,d-1}; \rho), \end{aligned}$$

define-se:

$$\begin{aligned} q_{jk1} &= 1 \quad \text{se } k = 1, 2 \quad e \quad q_{jk1} = -1 \quad \text{se } k = 3, 4 \\ q_{jk2} &= 1 \quad \text{se } k = 1, 3 \quad e \quad q_{jk2} = -1 \quad \text{se } k = 2, 4, \end{aligned}$$

e

$$w_{jk1} = q_{jk1}(z'_j \beta + v_{d-1}), \quad w_{jk2} = (q_{jk2} x'_j \gamma_m + \omega_{md-1}) \quad e \quad \rho_{jk*} = q_{jk1} q_{jk2} \rho,$$

onde $m = 1$ se $k = 1, 2$ e $m = 2$ se $k = 3, 4$.

Dessa forma, as derivadas de primeira ordem da função são apresentadas como:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln L}{\partial \beta} &= \sum_{j=1}^J n_{jd-1} \left(\sum_k \frac{Q_{jdk} q_{jk1} g_{jk1}}{\alpha_{jk}} \right) \cdot z_j \\ \frac{\partial \ln L}{\partial v_{d-1}} &= \sum_{j=1}^J n_{jd-1} \left(\sum_k \frac{Q_{jdk} q_{jk1} g_{jk1}}{\alpha_{jk}} \right) \\ \frac{\partial \ln L}{\partial \gamma_m} &= \sum_{j=1}^J n_{jd-1} \left(\sum_k \frac{Q_{jdk} q_{jk2} g_{jk2}}{\alpha_{jk}} \right) \cdot x_j, \quad \text{para } \begin{array}{l} m = 1 \quad \text{se } k = 1, 2 \\ m = 2 \quad \text{se } k = 3, 4 \end{array}, \quad (\text{III.2}) \\ \frac{\partial \ln L}{\partial \omega_{md-1}} &= \sum_{j=1}^J n_{jd-1} \left(\sum_k \frac{Q_{jdk} q_{jk2} g_{jk2}}{\alpha_{jk}} \right), \quad \text{para } \begin{array}{l} m = 1 \quad \text{se } k = 1, 2 \\ m = 2 \quad \text{se } k = 3, 4 \end{array}, \\ \frac{\partial \ln L}{\partial \rho} &= \sum_{j=1}^J n_{jd-1} \left(\sum_k \frac{Q_{jdk} q_{jk1} q_{jk2} \phi_{2,jk}}{\alpha_{jk}} \right), \end{aligned}$$

onde

$$\begin{aligned} g_{jk1} &= \phi(w_{jk1})\Phi\left(w_{jk2} - \rho_{jk^*}w_{jk1}/\sqrt{1-\rho^2}\right), \\ g_{jk2} &= \phi(w_{jk2})\Phi\left(w_{jk1} - \rho_{jk^*}w_{jk2}/\sqrt{1-\rho^2}\right). \end{aligned}$$

Os estimadores de máxima verossimilhança dos coeficientes são obtidos igualando essas derivadas a zero.

Considerando

$$\begin{aligned} \delta &= 1/\sqrt{1-\rho^2}, \\ v_{j1} &= \delta \cdot (w_{jk2} - \rho_{jk^*}w_{jk1}) \text{ e } v_{j2} = \delta \cdot (w_{jk1} - \rho_{jk^*}w_{jk2}), \end{aligned}$$

por multiplicação, é possível mostrar que

$$\delta \cdot \phi(w_{jk1}) \cdot \phi(v_{j1}) = \delta \cdot \phi(w_{jk2}) \cdot \phi(v_{j2}) = \phi_2(w_{jk1}, w_{jk2}; \rho_{jk^*}),$$

definindo

$$\alpha'_{jk} = \phi_2(w_{jk1}, w_{jk2}; \rho_{jk^*}).$$

Logo, a matriz Hessiana é composta das seguintes derivadas

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 \ln L}{\partial \beta \partial \beta'} &= \sum_{j=1}^J n_{jd-1} \cdot z_j z'_j \left(\sum_k \frac{Q_{jdk}}{\alpha_{jk}} \left(-w_{jk1} g_{jk1} - \rho_{jk^*} \alpha'_{jk} - \frac{g_{jk1}^2}{\alpha_{jk}} \right) \right), \\ \frac{\partial^2 \ln L}{\partial \beta \partial v'_{d-1}} &= \sum_{j=1}^J n_{jd-1} \cdot z_j \left(\sum_k \frac{Q_{jdk}}{\alpha_{jk}} \left(-w_{jk1} g_{jk1} - \rho_{jk^*} \alpha'_{jk} - \frac{g_{jk1}^2}{\alpha_{jk}} \right) \right), \\ \frac{\partial^2 \ln L}{\partial \beta \partial \gamma'_m} &= \sum_{j=1}^J n_{jd-1} \cdot z_j x'_j \left(\sum_k \frac{Q_{jdk} q_{jk1} q_{jk2}}{\alpha_{jk}} \left(\alpha'_{jk} - \frac{g_{jk1} g_{jk2}}{\alpha_{jk}} \right) \right), \\ \frac{\partial^2 \ln L}{\partial \beta \partial \omega'_{md-1}} &= \sum_{j=1}^J n_{jd-1} \cdot z_j \left(\sum_k \frac{Q_{jdk} q_{jk1} q_{jk2}}{\alpha_{jk}} \left(\alpha'_{jk} - \frac{g_{jk1} g_{jk2}}{\alpha_{jk}} \right) \right), \\ \frac{\partial^2 \ln L}{\partial \beta \partial \rho} &= \sum_{j=1}^J n_{jd-1} \cdot z_j \left(\sum_k \frac{Q_{jdk} q_{jk2} \alpha'_{jk}}{\alpha_{jk}} \left(\rho_{jk^*} \delta v_{j1} - w_{jk1} - \frac{g_{jk1}}{\alpha_{jk}} \right) \right), \\ \frac{\partial^2 \ln L}{\partial \gamma_m \partial \gamma'_m} &= \sum_{j=1}^J n_{jd-1} \cdot x_j x'_j \left(\sum_k \frac{Q_{jdk}}{\alpha_{jk}} \left(-w_{jk2} g_{jk2} - \rho_{jk^*} \alpha'_{jk} - \frac{g_{jk2}^2}{\alpha_{jk}} \right) \right), \\ \frac{\partial^2 \ln L}{\partial \gamma_m \partial \omega'_{md-1}} &= \sum_{j=1}^J n_{jd-1} \cdot x_j \left(\sum_k \frac{Q_{jdk}}{\alpha_{jk}} \left(-w_{jk2} g_{jk2} - \rho_{jk^*} \alpha'_{jk} - \frac{g_{jk2}^2}{\alpha_{jk}} \right) \right), \\ \frac{\partial^2 \ln L}{\partial \gamma_m \partial v'_{d-1}} &= \sum_{j=1}^J n_{jd-1} \cdot x_j \left(\sum_k \frac{Q_{jdk} q_{jk1} q_{jk2}}{\alpha_{jk}} \left(\alpha'_{jk} - \frac{g_{jk1} g_{jk2}}{\alpha_{jk}} \right) \right), \\ \frac{\partial^2 \ln L}{\partial \gamma_l \partial \gamma'_m} &= \frac{\partial^2 \ln L}{\partial \omega_{ld-1} \partial \omega'_{md-1}} = 0, \text{ para } l \neq m, \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\frac{\partial^2 \ln L}{\partial v_{d-1} \partial \rho} &= \sum_{j=1}^J n_{jd-1} \left(\sum_k \frac{Q_{jdk} q_{jk2} \alpha'_{jk}}{\alpha_{jk}} \left(\rho_{jk^*} \delta v_{j1} - w_{jk1} - \frac{g_{jk1}}{\alpha_{jk}} \right) \right), \\
\frac{\partial^2 \ln L}{\partial \gamma_m \partial \rho} &= \sum_{j=1}^J n_{jd-1} \cdot x_j \left(\sum_k \frac{Q_{jdk} q_{jk1} \alpha'_{jk}}{\alpha_{jk}} \left(\rho_{jk^*} \delta v_{j2} - w_{jk2} - \frac{g_{jk2}}{\alpha_{jk}} \right) \right), \\
\frac{\partial^2 \ln L}{\partial \omega_{md-1} \partial \rho} &= \sum_{j=1}^J n_{jd-1} \left(\sum_k \frac{Q_{jdk} q_{jk1} \alpha'_{jk}}{\alpha_{jk}} \left(\rho_{jk^*} \delta v_{j2} - w_{jk2} - \frac{g_{jk2}}{\alpha_{jk}} \right) \right), \\
\frac{\partial^2 \ln L}{\partial \rho^2} &= \sum_{j=1}^J n_{jd-1} \left(\sum_k \frac{Q_{jdk} \alpha'_{jk}}{\alpha_{jk}} \left(\delta^2 \rho_{jk^*} (1 - \mathbf{w}'_j \mathbf{R}_j^{-1} \mathbf{w}_j) + \delta^2 w_{jk1} w_{jk2} - \frac{\alpha'_{jk}}{\alpha_{jk}} \right) \right),
\end{aligned} \tag{III.3}$$

onde

$$\begin{aligned}
\mathbf{w}'_j \mathbf{R}_j^{-1} \mathbf{w}_j &= \delta^2 \left((w_{jk1})^2 + (w_{jk2})^2 - 2\rho_{jk^*} w_{jk1} w_{jk2} \right) e \\
m &= \begin{cases} 1 & \text{se } k = 1, 2 \\ 2 & \text{se } k = 3, 4 \end{cases}
\end{aligned}$$

Partindo dessas derivadas de segunda ordem, é possível construir uma matriz de covariância para o estimador de máxima verossimilhança.

Os efeitos marginais das variáveis sobre a probabilidade de cada regime, na expressão (14), calculados a partir dos parâmetros estimados, são obtidos da seguinte forma:

$$\begin{aligned}
\frac{\partial E[P_{jd-1} | z_j]}{\partial h_j} &= \phi(z'_j \beta + v_{d-1}) \cdot \beta_h \\
\frac{\partial E[Per_{jd} | z_j, x_j]}{\partial h_j} &= \phi(x'_j \gamma_1 + \omega_{1,d-1}) \cdot \Phi \left[\frac{z'_j \beta + v_{d-1} - \rho \cdot (x'_j \gamma_1 + \omega_{1,d-1})}{\sqrt{1 - \rho^2}} \right] \cdot \gamma_{1h} \\
\frac{\partial E[Tran_{jd} | z_j, x_j]}{\partial h_j} &= \phi(x'_j \gamma_2 + \omega_{2,d-1}) \cdot \Phi \left[\frac{-z'_j \beta - v_{d-1} + \rho \cdot (x'_j \gamma_2 + \omega_{2,d-1})}{\sqrt{1 - \rho^2}} \right] \cdot \gamma_{2h}
\end{aligned} \tag{III.4}$$

onde h_j é uma variável contida em z_j e x_j . Ou ainda, em caso de *dummies*, os efeitos marginais podem ser calculados da seguinte forma:

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

onde h_j é uma variável binária.

ANEXO

Tab. A1 – Valor, em R\$, das linhas de pobreza relativa baseadas na distribuição de renda equivalente entre indivíduos no Brasil, em 1993, 1995, 1997, 1999, 2001 e 2003

Ano 1993	Per capita	Square Root	OECD	McClements
Mediana	145.70	294.08	137.96	144.57
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	Per capita	Square Root	OECD	McClements
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	Per capita	Square Root	OECD	McClements
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	Per capita	Square Root	OECD	McClements
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	Per capita	Square Root	OECD	McClements
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	Per capita	Square Root	OECD	McClements
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

Nota: A renda familiar foi deflacionada espacialmente pelo índice de Ferreira *et al.* (2000), com área metropolitana de SP como referência, e temporalmente pelo INPC/IBGE, com ano base 2003.
Fonte: elaboração própria a partir da PNAD.

Tab. A2 – Efeitos marginais e indicadores agregados estimados para diferentes linhas de pobreza

Inicial / Ef. Marg.	60% pc	50% pc	70% pc	80% pc	60% SR	60% OECD	60% MC	indigência	pob. abs.
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
nasc. 1961-1968	0.14733	0.11636	0.17626	0.19888	0.13532	0.11226	0.13380	0.04617	0.19995
nasc. 1953-1960	0.07331	0.05821	0.09034	0.10373	0.06159	0.05263	0.06627	0.02308	0.10450
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
região S e SE	-0.08220	-0.06561	-0.09681	-0.11163	-0.07227	-0.04321	-0.07736	-0.00523	-0.05974
região NE	0.09489	0.07535	0.11215	0.12278	0.09844	0.06608	0.08539	0.02675	0.05949
pai s/ escol.	0.12429	0.05633	0.23116	0.32418	0.16007	0.06150	0.12531	0.02085	0.24877
pai c/ primário incomp.	-0.13635	-0.17733	-0.05753	0.01583	-0.11034	-0.14118	-0.12740	-0.11179	-0.03366
pai c/ primário comp.	-0.03650	-0.08790	0.05679	0.12652	0.01156	-0.04080	-0.03099	-0.02414	0.16518
pai c/ fundamental comp.	-0.36421	-0.38536	-0.31343	-0.27247	-0.29773	-0.29680	-0.33919	-0.17341	-0.28657
mãe s/ escol.	0.61192	0.52345	0.67960	0.69933	0.53167	0.48274	0.54932	0.19710	0.82907
mãe c/ primário incomp.	0.34294	0.30947	0.37246	0.36081	0.34037	0.26491	0.29200	0.13382	0.46018
mãe c/ primário comp.	0.39629	0.34771	0.42845	0.43781	0.32957	0.26649	0.34323	0.12588	0.41465
mãe c/ fundamental comp.	0.00179	-0.01663	0.10030	0.09606	0.00443	-0.00717	-0.06792	-0.04205	0.13383
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
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
nasc. 1961-1968	0.23763	0.17852	0.29819	0.35462	0.22069	0.16782	0.21479	0.06241	0.35684
nasc. 1953-1960	0.18730	0.13801	0.24139	0.29319	0.17186	0.12713	0.16832	0.04656	0.29657
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

(continua)

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
região S e SE	0.10408	0.07268	0.13993	0.17454	0.10111	0.07451	0.09095	0.02952	0.20085
região NE	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
nasc. 1961-1968	0.00398	0.00380	0.00450	0.00461	0.00094	0.00217	0.00410	0.00116	0.00176
nasc. 1953-1960	0.00042	0.00116	0.00028	-0.00019	-0.00071	0.00082	0.00087	0.00031	-0.00052
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
primário completo	-0.00118	-0.00003	-0.00106	-0.00136	-0.00054	0.00050	-0.00074	0.00096	-0.00091
região S e SE	-0.00583	-0.00458	-0.00577	-0.00557	-0.00574	-0.00437	-0.00531	-0.00134	-0.00117
região NE	-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 (alfa1+alfa2)	0.2060	0.1614	0.2490	0.2903	0.1962	0.1508	0.1901	0.0590	0.2932
alfa1	0.1918	0.1495	0.2341	0.2738	0.1834	0.1397	0.1775	0.0473	0.2594
alfa2	0.0073	0.0070	0.0085	0.0082	0.0074	0.0078	0.0074	0.0050	0.0086
Taxa de persistência s	0.8998	0.8952	0.9111	0.9138	0.9075	0.8949	0.9035	0.8041	0.8729
Taxa de transição e	0.0112	0.0098	0.0146	0.0152	0.0112	0.0106	0.0110	0.0055	0.0135
Pob. crônica (estacionária)	0.1468	0.1194	0.1916	0.2120	0.1317	0.1233	0.1431	0.0472	0.2004
Pobreza obs.	0.2013	0.1582	0.2450	0.2855	0.1933	0.1489	0.1866	0.0577	0.2879

Nota: efeitos significativos a 1% em negrito.

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

Tab. A3 – 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%]b	[70%]b	[80%]b	[indig.]b	[pob. abs.]b	[square root]b	[OECD]b	[McClem.]b
todo vetor	chi2 (22)	9.30E+06	8.30E+06	1.60E+07	2.80E+07	1.50E+07	3.80E+05	6.80E+06	3.00E+06
	Prob > chi2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
período/anos	chi2 (4)	17766.3	4817.0	11745.8	1.70E+05	1.20E+06	20878.0	23125.0	9891.1
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
nascimento	chi2 (2)	4768.5	7240.0	9585.3	23846.3	4397.5	14415.0	3595.3	10867.4
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
cor	chi2 (1)	109.9	107.2	101.0	46.79	2147.9	1226.2	4371.5	4.04
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0444
sexo	chi2 (1)	7.60	623.5	968.5	1006.7	1014.4	20600.3	1.10E+06	53.92
	Prob > chi2	0.0059	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
escolaridade	chi2 (3)	1035.3	981.2	758.3	3193.5	1868.5	4949.8	2817.1	2278.3
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
região	chi2 (2)	2356.3	1858.5	1858.1	2.30E+05	6.20E+05	9747.5	1.00E+05	7515.3
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
permanência									
todo vetor	chi2 (14)	29391.7	13667.5	20134.7	160000	330000	56395.8	37957.8	18224.2
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
período/anos	chi2 (4)	26965	8748.1	7464.8	150000	300000	43653.1	25154.8	15640.6
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
nascimento	chi2 (2)	119.2	379.3	176	1836.1	2129.4	7034.9	6093.8	25.83
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
cor	chi2 (1)	128.9	762.4	71.96	0.08	159.9	446.9	435.3	611.1
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.7744	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
sexo	chi2 (1)	76.32	1863.6	1284.4	17.67	537.1	1863.5	6.27	5.43
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0123	0.0199
escolaridade	chi2 (3)	183.1	575.5	3334.4	317.6	3971.5	596.7	659.2	322.6
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
região	chi2 (2)	453.7	1993.8	488.6	3776.7	823.7	853.9	2553	593.2
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

(continua)

transição									
todo vetor	chi2 (14)	22885.3	20959.5	17735.8	55383.8	81227.2	38396.4	27437.5	19971.3
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
período/anos	chi2 (4)	13098.4	5568.9	5184.9	24728.8	52718.6	26346.4	11822.7	16705.1
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
nascimento	chi2 (2)	877.5	66.83	302.9	1822.2	614.1	6952.2	5026.9	549.3
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
cor	chi2 (1)	375.8	207.8	39.33	127.6	567.2	39.84	751.8	284.8
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
sexo	chi2 (1)	201.2	970.3	850.1	220.9	1.45	47.07	476	184.3
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.2292	0.0000	0.0000	0.0000
escolaridade	chi2 (3)	1628.2	382.8	1629.8	3658.8	3225.9	387.1	2175.8	632.8
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
região	chi2 (2)	933.7	956.7	445.7	3030.4	5773.9	51.98	1669.9	868.6
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
rho	chi2 (1)	70.41	953.8	974.1	117	76.11	303.8	772.9	66.24
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

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.

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

Tab. A4 – Valores preditos para probabilidades condicionadas e componentes da pobreza dos indivíduos de acordo com sua região, escolaridade, cor e sexo, escala *square root*

	Probabilidades Condicionadas		Pobreza			Trans/Obs
	s	e	Observada	Crônica	Transitória	
Região						
Sudeste	0.897683	0.005549	0.109057	0.065362	0.043695	0.4007
Sul	0.895773	0.005462	0.111864	0.062046	0.049818	0.4453
Nordeste	0.935288	0.021823	0.392050	0.271460	0.120590	0.3076
Centro-Oeste	0.899820	0.014657	0.166208	0.149733	0.016475	0.0991
Norte	0.906978	0.016060	0.274193	0.168650	0.105543	0.3849
Escolaridade						
sem formação	0.936511	0.027450	0.458524	0.307726	0.150798	0.3289
primário incompleto	0.920939	0.018305	0.305153	0.204843	0.100310	0.3287
primário completo	0.930637	0.006507	0.191443	0.104002	0.087441	0.4567
fundamental completo	0.875849	0.006009	0.068183	0.057976	0.010207	0.1497
Cor/Sexo						
homem não-branco	0.928782	0.014981	0.262132	0.186868	0.075264	0.2871
mulher não-branca	0.932630	0.014414	0.305384	0.187387	0.117997	0.3864
homem branco	0.886797	0.007224	0.101970	0.073572	0.028398	0.2785
mulher branca	0.891208	0.006826	0.119503	0.072783	0.046719	0.3909

Fonte: elaboração própria a partir da PNAD.

Tab. A5 – Valores preditos para probabilidades condicionadas e componentes da pobreza dos indivíduos de acordo com sua região, escolaridade, cor e sexo, escala OECD

	Probabilidades Condicionadas		Pobreza			Trans/Obs
	s	e	Observada	Crônica	Transitória	
Região						
Sudeste	0.888727	0.005972	0.086418	0.073241	0.013177	0.1525
Sul	0.886497	0.005760	0.087722	0.068088	0.019635	0.2238
Nordeste	0.919261	0.019835	0.301751	0.235005	0.066746	0.2212
Centro-Oeste	0.882025	0.012975	0.121003	0.130243	-0.009240	-0.0764
Norte	0.889907	0.014370	0.208574	0.147332	0.061243	0.2936
Escolaridade						
sem formação	0.923932	0.025313	0.378284	0.268175	0.110110	0.2911
primário incompleto	0.917845	0.016423	0.242157	0.193346	0.048811	0.2016
primário completo	0.925736	0.007152	0.144709	0.113174	0.031535	0.2179
fundamental completo	0.857249	0.005830	0.048168	0.052930	-0.004762	-0.0989
Cor/Sexo						
homem não-branco	0.917116	0.013424	0.170145	0.166498	0.003647	0.0214
mulher não-branca	0.925401	0.015179	0.268888	0.191631	0.077258	0.2873
homem branco	0.869697	0.006452	0.063662	0.064775	-0.001113	-0.0175
mulher branca	0.881944	0.006852	0.105200	0.074418	0.030782	0.2926

Fonte: elaboração própria a partir da PNAD.

Tab. A6 – Valores preditos para probabilidades condicionadas e componentes da pobreza dos indivíduos de acordo com sua região, escolaridade, cor e sexo, escala McClements

	Probabilidades Condicionadas		Pobreza			Trans/Obs
	s	e	Observada	Crônica	Transitória	
Região						
Sudeste	0.892031	0.005608	0.103588	0.074859	0.028729	0.2773
Sul	0.890281	0.005507	0.103557	0.071113	0.032444	0.3133
Nordeste	0.932104	0.021266	0.381605	0.284173	0.097432	0.2553
Centro-Oeste	0.899114	0.013901	0.157357	0.162299	-0.004942	-0.0314
Norte	0.905369	0.015074	0.286516	0.179311	0.107205	0.3742
Escolaridade						
sem formação	0.925846	0.023663	0.446198	0.273616	0.172582	0.3868
primário incompleto	0.918406	0.017344	0.301424	0.214139	0.087285	0.2896
primário completo	0.930356	0.006811	0.185158	0.127202	0.057955	0.3130
fundamental completo	0.869027	0.006580	0.062538	0.070055	-0.007517	-0.1202
Cor/Sexo						
homem não-branco	0.931985	0.015140	0.259604	0.217195	0.042409	0.1634
mulher não-branca	0.924466	0.013518	0.297398	0.186110	0.111288	0.3742
homem branco	0.889455	0.007462	0.097885	0.089849	0.008036	0.0821
mulher branca	0.877911	0.006533	0.110060	0.073373	0.036686	0.3333

Fonte: elaboração própria a partir da PNAD.

Tab. A7 – Valores preditos para probabilidades condicionadas e componentes da pobreza dos indivíduos de acordo com as características da família e de seu chefe, escala *square root*

	Chefe de família									
	Branco					Não-branco				
	s	e	C	T	T/(C+T)	s	e	C	T	T/(C+T)
(1). Ocupado, s/ ens. fundamental, casado, c/ crianças (0-15 anos) na família	0.9180	0.0091	0.1104	0.0482	0.3041	0.9382	0.0176	0.2261	0.1176	0.3421
(2). (1) não casado e s/ crianças na família	0.9110	0.0083	0.0929	0.0037	0.0383	0.9357	0.0152	0.1927	0.0021	0.0106
(3). (2) chefe homem c/ crianças na família	0.9180	0.0107	0.1230	0.0916	0.4269	0.9381	0.0178	0.2264	0.1451	0.3905
(4). (2) chefe mulher c/ crianças na família	0.9224	0.0095	0.1167	0.2140	0.6472	0.9423	0.0177	0.2351	0.3013	0.5617
(5). (1) com fundamental completo	0.8714	0.0054	0.0504	-0.0224	-0.7983	0.9102	0.0088	0.1064	-0.0137	-0.1478
(6). (1) desocupado	0.9144	0.0096	0.1122	0.3389	0.7512	0.9359	0.0169	0.2137	0.3952	0.6490
(7). (1) ocupado s/ carteira e/ou não-remunerado*	0.9224	0.0115	0.1385	0.1557	0.5293	0.9416	0.0218	0.2718	0.2470	0.4761
(8). (1) ocupado por conta própria	0.9178	0.0101	0.1198	0.0614	0.3388	0.9384	0.0197	0.2464	0.1311	0.3472
(9). (1) ocupado c/ carteira ou no setor público*	0.9168	0.0079	0.0966	0.0090	0.0856	0.9365	0.0141	0.1892	0.0468	0.1985
(10). (1) somente chefe mulher com emprego doméstico	0.9203	0.0094	0.1133	0.0519	0.3142	0.9379	0.0141	0.1911	0.1334	0.4110

Nota: * Não inclui empregado doméstico

Fonte: elaboração própria a partir da PNAD.

Tab. A8 – Valores preditos para probabilidades condicionadas e componentes da pobreza dos indivíduos de acordo com as características da família e de seu chefe, escala OECD

	Chefe de família									
	Branco					Não-branco				
	s	e	C	T	T/(C+T)	s	e	C	T	T/(C+T)
(1). Ocupado, s/ ens. fundamental, casado, c/ crianças (0-15 anos) na família	0.9122	0.0088	0.1095	0.0174	0.1369	0.9319	0.0169	0.2160	0.0675	0.2382
(2). (1) não casado e s/ crianças na família	0.9036	0.0078	0.0880	-0.052	-1.4398	0.9281	0.0145	0.1827	-0.1139	-1.6559
(3). (2) chefe homem c/ crianças na família	0.9088	0.0094	0.1093	-0.014	-0.1421	0.9296	0.0160	0.2016	-0.0084	-0.0432
(4). (2) chefe mulher c/ crianças na família	0.9186	0.0095	0.1207	0.0340	0.2196	0.9374	0.0186	0.2420	0.0574	0.1918
(5). (1) com fundamental completo	0.8539	0.0053	0.0485	-0.030	-1.6472	0.8949	0.0087	0.1005	-0.0402	-0.6655
(6). (1) desocupado	0.9073	0.0092	0.1090	0.3275	0.7503	0.9287	0.0162	0.2021	0.3790	0.6522
(7). (1) ocupado s/ carteira e/ou não-remunerado*	0.9156	0.0108	0.1318	0.1100	0.4549	0.9340	0.0204	0.2513	0.1893	0.4296
(8). (1) ocupado por conta própria	0.9116	0.0095	0.1161	0.0325	0.2189	0.9314	0.0186	0.2311	0.0899	0.2799
(9). (1) ocupado c/ carteira ou no setor público*	0.9115	0.0078	0.0991	-0.018	-0.2279	0.9312	0.0139	0.1880	-0.0065	-0.0358
(10). (1) somente chefe mulher com emprego doméstico	0.9147	0.0094	0.1130	0.0145	0.1140	0.9317	0.0145	0.1908	0.0837	0.3049

Nota: * Não inclui empregado doméstico

Fonte: elaboração própria a partir da PNAD.

Tab. A9 – Valores preditos para probabilidades condicionadas e componentes da pobreza dos indivíduos de acordo com as características da família e de seu chefe, escala McClements

	Chefe de família									
	Branco					Não-branco				
	s	e	C	T	T/(C+T)	s	e	C	T	T/(C+T)
(1). Ocupado, s/ ens. fundamental, casado, c/ crianças (0-15 anos) na família	0.9193	0.0091	0.1260	0.0454	0.2648	0.9393	0.0172	0.2466	0.1299	0.3450
(2). (1) não casado e s/ crianças na família	0.9037	0.0076	0.0961	-0.054	-1.2589	0.9302	0.0140	0.1957	-0.1057	-1.1757
(3). (2) chefe homem c/ crianças na família	0.9210	0.0105	0.1410	0.0291	0.1711	0.9405	0.0174	0.2503	0.0825	0.2478
(4). (2) chefe mulher c/ crianças na família	0.9163	0.0089	0.1181	0.1447	0.5505	0.9384	0.0165	0.2359	0.2403	0.5046
(5). (1) com fundamental completo	0.8702	0.0060	0.0617	-0.033	-1.1452	0.9103	0.0097	0.1306	-0.0329	-0.3371
(6). (1) desocupado	0.9093	0.0090	0.1166	0.3482	0.7492	0.9326	0.0159	0.2208	0.4104	0.6502
(7). (1) ocupado s/ carteira e/ou não-remunerado*	0.9232	0.0114	0.1553	0.1549	0.4994	0.9425	0.0211	0.2919	0.2601	0.4711
(8). (1) ocupado por conta própria	0.9176	0.0098	0.1321	0.0656	0.3319	0.9384	0.0188	0.2608	0.1520	0.3682
(9). (1) ocupado c/ carteira ou no setor público*	0.9192	0.0080	0.1140	0.0010	0.0090	0.9386	0.0141	0.2151	0.0517	0.1937
(10). (1) somente chefe mulher com emprego doméstico	0.9137	0.0090	0.1190	0.0653	0.3544	0.9354	0.0138	0.2030	0.1828	0.4737

Nota: * Não inclui empregado doméstico

Fonte: elaboração própria a partir da PNAD.

Tab. A10 – Resultados da regressão, linha de pobreza 50% da mediana da renda familiar per capita

Covariáveis	(Robust Std. Err)			Condição inicial			Permanência			Transição		
	Ef. Marg.	Coef.	P>z	Ef. Marg.	Coef.	P>z	Ef. Marg.	Coef.	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			
nasc. 1961-1968	0.116360	0.573970	0.000	0.178517	0.396668	0.000	0.003799	0.220000	0.000			
nasc. 1953-1960	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			
região S e SE	-0.065613	-0.337278	0.000	0.072681	0.119392	0.000	-0.004577	-0.242484	0.000			
região NE	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 s/ escol.	0.056333	0.287112	0.000									
pai c/ primário incomp.	-0.177333	-0.903812	0.000									
pai c/ primário comp.	-0.087900	-0.448003	0.000									
pai c/ fundamental comp.	-0.385356	-1.964044	0.000									
mãe s/ escol.	0.523448	2.667861	0.000									
mãe c/ primário incomp.	0.309472	1.577287	0.000									
mãe c/ primário comp.	0.347707	1.772158	0.000									
mãe c/ fundamental comp.	-0.016626	-0.084740	0.015									
rho		-0.293116				p < 0.000						
Log likelihood		-185286.87			Number of obs	427658						
Wald chi2(29)		60634.8				p < 0.000						
Teste GSD chi2(13)		688.66				p < 0.000						
ASD		0.922346		GSD	0.888567	(0.0585)						
Probab. preditas	alfa1+alfa2	0.161386	(0.1595)	alfa1	0.149474	(0.1515)	alfa3	0.007035	(0.0044)			
Probab. condicionadas				s	0.895153	(0.0571)	e	0.009826	(0.0091)			
Pob. crônica (estacion.)		0.119354	(0.1318)									

Fonte: elaboração própria a partir de dados da PNAD.

Tab. A11 – Resultados da regressão, linha de pobreza 70% da mediana da renda familiar per capita

Covariáveis	(Robust Std. Err)			Condição inicial			Permanência			Transição		
	Ef. Marg.	Coef.	P>z	Ef. Marg.	Coef.	P>z	Ef. Marg.	Coef.	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			
nasc. 1961-1968	0.176261	0.612487	0.000	0.298186	0.368722	0.000	0.004503	0.215885	0.000			
nasc. 1953-1960	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			
região S e SE	-0.096808	-0.344890	0.000	0.139935	0.034130	0.000	-0.005771	-0.249962	0.000			
região NE	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												
pai s/ escol.	-0.057527	-0.231997	0.000									
pai c/ primário incomp.	0.056791	0.229031	0.000									
pai c/ primário comp.	-0.313426	-1.264004	0.000									
pai c/ fundamental comp.	0.679599	2.740730	0.000									
mãe s/ escol.	0.372461	1.502085	0.000									
mãe c/ primário incomp.	0.428452	1.727888	0.000									
mãe c/ primário comp.	0.100296	0.404479	0.000									
mãe c/ fundamental comp.	0.231161	0.932243	0.000									
rho		-0.410998				p < 0.000						
Log likelihood		-230762.06			Number of obs	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)						
Probab. preditas	alfa1+alfa2	0.249041	(0.2087)	alfa1	0.234133	(0.2015)	alfa3	0.008523	(0.0048)			
Probab. condicionadas				s	0.911146	(0.0588)	e	0.014607	(0.0146)			
Pob. crônica (estacion.)		0.191593	(0.1927)									

Fonte: elaboração própria a partir de dados da PNAD.

Tab. A12 – Resultados da regressão, linha de pobreza 80% da mediana da renda familiar per capita

Covariáveis	(Robust Std. Err)			Condição inicial			Permanência			Transição		
	Ef. Marg.	Coef.	P>z	Ef. Marg.	Coef.	P>z	Ef. Marg.	Coef.	P>z			
d-1=1993	0.027990	0.088177	0.000	0.244728	0.037310	0.000	0.000614	0.037575	0.000			
d-1=1995	0.005866	0.018744	0.000	0.234329	0.374749	0.000	0.004074	0.179003	0.000			
d-1=1997	0.003961	0.012672	0.000	0.234450	0.486347	0.000	0.008640	0.330706	0.000			
d-1=1999	0.009482	0.030223	0.000	0.233722	0.185605	0.000	0.003453	0.155521	0.000			
nasc. 1961-1968	0.198880	0.620727	0.000	0.354619	0.382606	0.000	0.004612	0.232035	0.000			
nasc. 1953-1960	0.103734	0.322412	0.000	0.293191	0.084668	0.000	-0.000191	0.003377	0.313			
não-branco	0.022081	0.070641	0.000	0.235601	0.082192	0.000	-0.000385	-0.010407	0.000			
mulher	0.014087	0.045231	0.000	0.228111	-0.019651	0.000	-0.002266	-0.099729	0.000			
sem escolaridade	0.008370	0.026654	0.000	0.228249	-0.023146	0.000	0.003105	0.138656	0.000			
primário incompleto	0.032143	0.100560	0.000	0.246435	-0.076138	0.000	0.003824	0.168045	0.000			
primário completo	0.014253	0.045454	0.000	0.232188	0.035001	0.000	-0.001356	-0.058810	0.000			
região S e SE	-0.111634	-0.354492	0.000	0.174536	0.028213	0.000	-0.005568	-0.248595	0.000			
região NE	0.122783	0.372582	0.000	0.315930	0.079926	0.000	0.000847	0.054803	0.000			
constante	-	-3.444367	0.000	-	1.483853	0.000	-	-2.497316	0.000			
Variáveis Instrumentais												
pai s/ escol.	0.324178	1.219647	0.000									
pai c/ primário incomp.	0.015832	0.059565	0.003									
pai c/ primário comp.	0.126515	0.475986	0.000									
pai c/ fundamental comp.	-0.272466	-1.025094	0.000									
mãe s/ escol.	0.699327	2.631061	0.000									
mãe c/ primário incomp.	0.360807	1.357456	0.000									
mãe c/ primário comp.	0.437810	1.647162	0.000									
mãe c/ fundamental comp.	0.096059	0.361402	0.000									
rho		-0.427474				p < 0.000						
Log likelihood		-245348.58			Number of obs	427658						
Wald chi2(29)		88615.69				p < 0.000						
Teste GSD chi2(13)		602.36				p < 0.000						
ASD		0.931791		GSD	0.898597	(0.0553)						
Probab. preditas	alfa1+alfa2	0.290263	(0.2253)	alfa1	0.273848	(0.2196)	alfa3	0.008220	(0.0049)			
Probab. condicionadas				s	0.913798	(0.0621)	e	0.015201	(0.0154)			
Pob. crônica (estacion.)		0.212044	(0.2166)									

Fonte: elaboração própria a partir de dados da PNAD.

Tab. A13 – Resultados da regressão, linha de indigência da renda familiar per capita

Covariáveis	(Robust Std. Err)			Condição inicial			Permanência			Transição		
	Ef. Marg.	Coef.	P>z	Ef. Marg.	Coef.	P>z	Ef. Marg.	Coef.	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			
nasc. 1961-1968	0.046174	0.483574	0.000	0.062406	0.322272	0.000	0.001158	0.123337	0.000			
nasc. 1953-1960	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			
região S e SE	-0.005226	-0.059609	0.000	0.029518	0.207964	0.000	-0.001345	-0.137298	0.000			
região NE	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												
pai s/ escol.	0.020853	0.198731	0.000									
pai c/ primário incomp.	-0.111790	-1.065389	0.000									
pai c/ primário comp.	-0.024140	-0.230063	0.000									
pai c/ fundamental comp.	-0.173408	-1.652620	0.000									
mãe s/ escol.	0.197095	1.878371	0.000									
mãe c/ primário incomp.	0.133822	1.275355	0.000									
mãe c/ primário comp.	0.125875	1.199626	0.000									
mãe c/ fundamental comp.	-0.042054	-0.400784	0.000									
rho		-0.237711				p < 0.000						
Log likelihood		-107988.06			Number of obs	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)						
Probab. preditas	alfa1+alfa2	0.059030	(0.0596)	alfa1	0.047345	(0.0482)	alfa3	0.005022	(0.0045)			
Probab. condicionadas				s	0.804099	(0.1427)	e	0.005526	(0.0055)			
Pob. crônica (estacion.)		0.047167	(0.0548)									

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

Tab. A14 – Resultados da regressão, linha de pobreza absoluta da renda familiar per capita

Covariáveis	(Robust Std. Err)			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			
nasc. 1961-1968	0.199951	0.612812	0.000	0.356836	0.314025	0.000	0.001762	0.175903	0.000			
nasc. 1953-1960	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			
região S e SE	-0.059735	-0.186640	0.000	0.200849	0.013116	0.000	-0.001167	-0.089550	0.000			
região NE	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 s/ escol.	-0.033663	-0.119868	0.000									
pai c/ primário incomp.	0.165183	0.588184	0.000									
pai c/ primário comp.	-0.286566	-1.020406	0.000									
pai c/ fundamental comp.	0.829074	2.952175	0.000									
mãe s/ escol.	0.460176	1.638598	0.000									
mãe c/ primário incomp.	0.414646	1.476476	0.000									
mãe c/ primário comp.	0.133826	0.476530	0.000									
mãe c/ fundamental comp.	0.142239	0.416230	0.000									
rho		-0.355987			p < 0.000							
Log likelihood		-268021.87		Number of obs		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)						
Probab. preditas	alfa1+alfa2	0.161386	(0.1595)	alfa1	0.259441	(0.1871)	alfa3	0.008640	(0.0070)			
Probab. condicionadas				s	0.872897	(0.1273)	e	0.013459	(0.0133)			
Pob. crônica (estacion.)		0.200402	(0.2201)									

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

Tab. A15 – Resultados da regressão, linha de pobreza 60% da mediana da renda equivalente de escala *square root*

Covariáveis	(Robust Std. Err)			Condição inicial			Permanência			Transição		
	Ef. Marg.	Coef.	P>z	Ef. Marg.	Coef.	P>z	Ef. Marg.	Coef.	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			
nasc. 1961-1968	0.135318	0.561636	0.000	0.220692	0.215637	0.000	0.000938	0.060375	0.000			
nasc. 1953-1960	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			
região S e SE	-0.072271	-0.310112	0.000	0.101106	0.123053	0.000	-0.005738	-0.289424	0.000			
região NE	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												
pai s/ escol.	-0.110339	-0.497916	0.000									
pai c/ primário incomp.	0.011563	0.052180	0.007									
pai c/ primário comp.	-0.297725	-1.343519	0.000									
pai c/ fundamental comp.	0.531666	2.399204	0.000									
mãe s/ escol.	0.340373	1.535974	0.000									
mãe c/ primário incomp.	0.329565	1.487201	0.000									
mãe c/ primário comp.	0.004428	0.019981	0.478									
mãe c/ fundamental comp.	0.024166	0.102196	0.000									
rho		-0.381881				p < 0.000						
Log likelihood		-206612.92			Number of obs	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)						
Probab. preditas	alfa1+alfa2	0.196182	(0.1779)	alfa1	0.183360	(0.1705)	alfa3	0.007377	(0.0045)			
Probab. condicionadas				s	0.907528	(0.0453)	e	0.011194	(0.0109)			
Pob. crônica (estacion.)		0.131738	(0.1347)									

Fonte: elaboração própria a partir de dados da PNAD.

Tab. A16 – Resultados da regressão, linha de pobreza 60% da mediana da renda equivalente de escala OECD

Covariáveis	(Robust Std. Err)			Condição inicial			Permanência			Transição		
	Ef. Marg.	Coef.	P>z	Ef. Marg.	Coef.	P>z	Ef. Marg.	Coef.	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			
nasc. 1961-1968	0.112257	0.580618	0.000	0.167822	0.183078	0.000	0.002172	0.113071	0.000			
nasc. 1953-1960	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			
região S e SE	-0.043207	-0.235457	0.000	0.074510	0.163682	0.000	-0.004367	-0.219091	0.000			
região NE	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												
pai s/ escol.	-0.141180	-0.742132	0.000									
pai c/ primário incomp.	-0.040804	-0.214490	0.000									
pai c/ primário comp.	-0.296798	-1.560160	0.000									
pai c/ fundamental comp.	0.482743	2.537608	0.000									
mãe s/ escol.	0.264905	1.392514	0.000									
mãe c/ primário incomp.	0.266487	1.400828	0.000									
mãe c/ primário comp.	-0.007167	-0.037675	0.230									
mãe c/ fundamental comp.	0.008208	0.044727	0.000									
rho		-0.473814				p < 0.000						
Log likelihood		-181337.34				Number of obs		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)						
Probab. preditas	alfa1+alfa2	0.150826	(0.1487)	alfa1	0.139744	(0.1410)	alfa3	0.007803	(0.0047)			
Probab. condicionadas				s	0.894942	(0.0586)	e	0.010636	(0.0097)			
Pob. crônica (estacion.)		0.123306	(0.1271)									

Fonte: elaboração própria a partir de dados da PNAD.

Tab. A17 – Resultados da regressão, linha de pobreza 60% da mediana da renda equivalente de escala McClements

Covariáveis	(Robust Std. Err)			Condição inicial			Permanência			Transição		
	Ef. Marg.	Coef.	P>z	Ef. Marg.	Coef.	P>z	Ef. Marg.	Coef.	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			
nasc. 1961-1968	0.133803	0.574944	0.000	0.214792	0.406244	0.000	0.004101	0.223546	0.000			
nasc. 1953-1960	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			
região S e SE	-0.077361	-0.344018	0.000	0.090955	0.100516	0.000	-0.005313	-0.265064	0.000			
região NE	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												
pai s/ escol.	-0.127402	-0.589634	0.000									
pai c/ primário incomp.	-0.030992	-0.143433	0.000									
pai c/ primário comp.	-0.339194	-1.569838	0.000									
pai c/ fundamental comp.	0.549324	2.542348	0.000									
mãe s/ escol.	0.291997	1.351403	0.000									
mãe c/ primário incomp.	0.343234	1.588533	0.000									
mãe c/ primário comp.	-0.067922	-0.314351	0.000									
mãe c/ fundamental comp.	0.015789	0.070040	0.000									
rho		-0.338750				p < 0.000						
Log likelihood		-201846.01			Number of obs	427658						
Wald chi2(29)		67716.57				p < 0.000						
Teste GSD chi2(13)		815.05				p < 0.000						
ASD		0.924623		GSD	0.892514	(0.0534)						
Probab. preditas	alfa1+alfa2	0.190076	(0.1786)	alfa1	0.177475	(0.1693)	alfa3	0.007388	(0.0043)			
Probab. condicionadas				s	0.903500	(0.0577)	e	0.010986	(0.0102)			
Pob. crônica (estacion.)		0.143093	(0.1529)									

Fonte: elaboração própria a partir de dados da PNAD.

SEGUNDO ARTIGO

Os Caminhos da Pobreza: Aplicação do Modelo Idade-Período-Coorte na Estimação das Tendências de Privações Crônica e Transitória no Brasil

Resumo

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

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

Abstract

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

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

Classificação JEL – D31, I32, J11.

1. Introdução

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

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

Dessa forma, o objetivo deste trabalho é analisar a tendência de incidência da pobreza e de suas procedências (estruturais ou transitórias), em termos de mudanças ao longo dos períodos e das gerações de indivíduos, dissociada da trajetória de ciclo de vida dessas pessoas. Com isso, pretende-se ainda projetar as medidas de privação, identificando o rumo de um dos problemas sociais brasileiro. Para cumprir esse objetivo, é utilizado um modelo de Idade-Período-Coorte (IPC) (GLENN, 1976; GOLDSTEIN, 1979; RODGERS, 1982). Esse modelo de estimação possibilita isolar o efeito puro das três dimensões dentro de uma análise intertemporal, servindo também de base para técnicas de projeção da distribuição futura de determinado atributo na população¹¹.

Cabe salientar que, para estimar o componente crônico da pobreza, consideraram-se como determinantes as características inerentes aos indivíduos, como sexo, raça, escolaridade, região de residência e período de nascimento, além dos efeitos conjunturais. Essa escolha foi realizada por causa do método de estimação markoviano, com base num pseudopainel, e pela possibilidade de controlar a endogeneidade no processo de transição, com um melhor ajuste dos instrumentos, como apresentado no primeiro ensaio desta dissertação. Por outro lado, o

¹¹ Como exemplo, Rios-Neto e Oliveira (1999) projetam as taxas de participação feminina e masculina na População Economicamente Ativa brasileira.

modelo IPC, aplicado sobre os componentes já estimados possibilita investigar processos ao longo do tempo de uma forma mais simples.

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

A divisão deste artigo ocorre em seis partes. A primeira parte resume-se a esta introdução. Na segunda parte, são especificados os modelos de efeitos da estrutura etária e de IPC sobre a pobreza, aplicando-se a decomposição transitória-crônica tratada no primeiro ensaio. Na terceira parte, é descrita a metodologia de estimação, apresentando fonte e tratamento das informações e técnicas econométricas utilizadas. Os resultados das regressões do modelo IPC são reportados na quarta seção e os resultados das projeções estão na seção seguinte. Por último, são traçadas algumas considerações finais com base nesses resultados.

2. Especificação do modelo

Uma maneira simples, porém precisa, de analisar a pobreza ao longo de tempo é utilizar um modelo que integre os efeitos de idade, de período e de coorte de nascimento em uma mesma estrutura determinante do processo. Além disso, a pobreza observada, em determinados períodos, pode provir de diferentes aspectos, em termos de sua persistência, ou condicionalidade, e de seu risco, ou transitoriedade.

2.1. Demografia da estrutura etária

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

A classificação dos indivíduos por uma mesma coorte se dá por aqueles que nasceram em um mesmo intervalo de tempo e envelheceram juntos. Ou seja, o estudo de coorte se apóia

na noção de que pessoas de idade i no período d são as mesmas que tinham a idade $i-1$ no período $d-1$. Porém, as diferenças entre as coortes não estão restritas somente às características do nascimento, elas tendem também a serem localizadas por idade, seguindo possíveis eventos específicos do ciclo de vida (RYDER, 1965).

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

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

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

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

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

Supondo que mudanças na taxa de mortalidade ocorrem de forma “neutra”¹², k , igual para todas as idades, $m'(i) = e^{-ki} m(i)$, a probabilidade de um indivíduo quando nasce ser pobre na idade i é igual à probabilidade conjunta de sobrevivência até essa idade e de se tornar pobre, $e^{-ki} m(i) p(i)$. Logo, o tempo de vida esperado de uma pessoa na pobreza pode ser dado por $\int_0^{\infty} e^{-ki} m(i) p(i) di$.

¹² Essa hipótese, apesar de simplificador, significa somente que mudanças na taxa de mortalidade não alteram a estrutura etária da população.

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

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

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

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

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

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

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

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

$$\frac{d P_d}{P_d} = d n \cdot (I_d - I_p),$$

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

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

$$\frac{d P_d}{d k} \Big|_{n,k=0} = 0, \text{ e}$$

$$\frac{d P_L}{d k} \Big|_{n,k=0} = \frac{\int_0^{\infty} m(i)p(i)di}{\int_0^{\infty} m(i)di} \left[\int_0^{\infty} i \cdot m(i)di - \int_0^{\infty} i \cdot m(i)p(i)di \right] = P_L (I_d - I_P).$$

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

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

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

$$\frac{d C_d}{C_d} = d n(I_d - I_C), \quad \frac{d T_d}{T_d} = d n(I_d - I_T) \text{ e } \frac{d P_d}{P_d} = \frac{d C_d}{C_d} c_d + \frac{d T_d}{T_d} t_d,$$

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

$$\frac{d C_L}{C_L} = d k(I_d - I_C), \quad \frac{d T_L}{T_L} = d k(I_d - I_T) \text{ e } \frac{d P_L}{P_L} = \frac{d C_L}{C_L} c_L + \frac{d T_L}{T_L} t_L,$$

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

Supondo o caso onde n decresce ao longo do tempo e a pobreza possui uma distribuição etária tal que $I_d > I_T \cong I_C$, com a taxa de fecundidade diminuindo de forma mais rápida do que a taxa de mortalidade, tanto a privação transitória quanto a medida crônica

diminuem, porém mais em termos de população do que em termos de coortes. Com a taxa de fecundidade diminuindo de forma mais lenta, o efeito de redução entre as coortes é maior. Na mesma situação, porém com $I_C < I_d < I_T$, ou seja, a pobreza transitória está concentrada em idade mais avançada do que a pobreza crônica, enquanto a pobreza crônica diminui, a pobreza transitória aumenta. O impacto da variação desses componentes sobre a pobreza observada, tanto na população quanto nas coortes, dependerá da participação crônico-transitória no total populacional e de coortes, além da distancia das idades médias desses atributos em relação à idade média da população.

2.2. Modelo Idade-Período-Coorte

Para verificar as variações da pobreza e de sua composição empiricamente, a abordagem de análise deve conter as três dimensões críticas da análise longitudinal: idade do evento, período de sua ocorrência e coorte dos indivíduos envolvidos. A análise Idade-Período-Coorte (IPC) subentende que todos os fatores ao influenciarem a taxa de ocorrência de um evento, tal como a pobreza, podem ser agrupados significativamente nessas três categorias. Apesar das interações ou sobreposições existentes entre os três conjuntos de fatores, é assumido, implicitamente, que essas influências são menos importantes que os efeitos principais associados a cada dimensão (WILMOTH, 1998).

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

3. Metodologia de estimação

3.1. Fonte dos dados e definição das medidas de pobreza

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

Em cada ano, consideram-se os indivíduos nascidos entre 1937 e 1968 (entre 27 e 58 anos em 1995), residentes em áreas urbanas¹³ e com declaração de renda familiar não-negativa e de escolaridade (em anos de estudo). Deste universo, foram selecionados os chefes de família e seus filhos, cônjuges, outros parentes e agregados, excluindo os indivíduos que se declaram pensionistas, empregados ou parentes de empregado, segundo a classificação da PNAD.

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

¹³ 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

familiares per capita de todos os indivíduos (desde o zero ano de idade). A linha de pobreza absoluta é estabelecida nos 60% da medida do mesmo indicador, porém incluindo todos os períodos juntos.

O modelo de decomposição da pobreza em aspectos crônicos e transitórios é baseado na abordagem de componentes, proposta por Jalan e Ravallion (1998 e 2000). A finalidade é distinguir o componente constante da renda, determinante da pobreza crônica, do componente de flutuação, determinante da pobreza transitória, assumindo a hipótese de renda permanente das famílias (ou indivíduos). Partindo do modelo original de Ravallion (1988) e Jalan e Ravallion (1998, 2000), o artigo anterior da dissertação propôs uma decomposição semelhante sobre a propensão individual à pobreza, com base na transição de estados entre dois períodos. De acordo com essa proposta, considerando a probabilidade de persistência na pobreza, dada a condição inicial no estado, s_{jd} , e a probabilidade de transitar para a pobreza, dada a condição oposta no período anterior, e_{jd} , a medida de pobreza crônica, no tempo d , é definida como:

$$C_{jd} \equiv \frac{e_{jd}}{1 - s_{jd} + e_{jd}}.$$

Dado que a pobreza observada, P_{jd} , constitui-se da soma dos componentes crônico e transitório, a medida para esse último, no período d , é definida como

$$T_{jd} \equiv P_{jd} - \frac{e_{jd}}{1 - s_{jd} + e_{jd}}.$$

Para obtenção das taxa de persistência e de transição para a pobreza, estima-se o sistema de equações, especificado no primeiro artigo, pelo método de máxima verossimilhança, utilizando dados em pseudopanel. Cabe salientar que, a fim de realizar essa estimação para cada indivíduo dessa amostra, incluíram-se, ainda, as informações da PNAD de 1993. O acréscimo desse ano é necessário, pois o modelo de decomposição transitória-crônica prevê uma defasagem nos dados para captar a transição entre períodos. Além disso, a diferença em relação às informações utilizadas anteriormente é que, neste trabalho, incluíram-se grupos de indivíduos nascidos entre 1937 e 1944, a fim de estimar com uma maior extensão longitudinal os efeitos de coorte e idade. Os resultados dos parâmetros estimados do sistema de equações de transição estão reportados em Anexo, Tabela A1.

representatividade dos domicílios rurais na amostra da PNAD; e dado que, segundo Silva e Tafner (2005), a pobreza no Brasil tornou-se, nos últimos anos, predominantemente urbana e metropolitana.

3.2. Formato do modelo IPC

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

Para cada indivíduo nesta *cross-section*, as variáveis explicativas das taxas de pobreza são a idade, o período e a coorte, dispostas como no Quadro 1. Nesse quadro, as coortes de nascimento correspondem a diagonal da matriz $l = i - d + 1$.

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

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

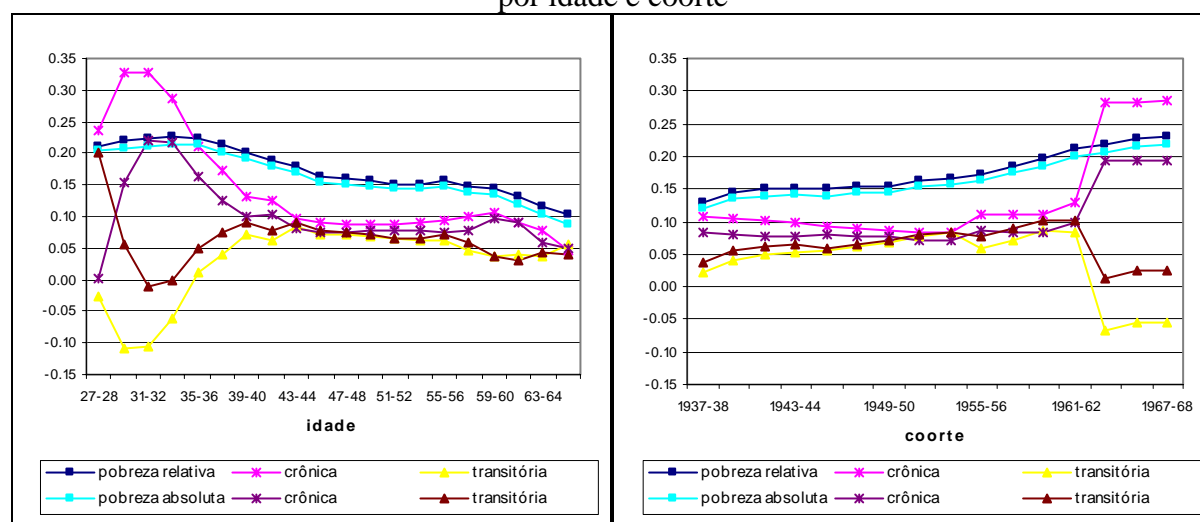
Fonte: elaboração própria

As observações nos extremos do Quadro 1 não foram incluídas, pois não há estimativas de pobreza crônica para elas. Lembrando que o componente crônico da pobreza foi estimado por pseudopainel, onde o mesmo grupo de indivíduos deve ser acompanhado do primeiro ao último período. Além disso, com o problema de identificação no modelo, assumiu-se que as duas faixas de idade mais novas (27-28 e 29-30) possuem os mesmos efeitos. Em Anexo, na Tabela A2, encontra-se a participação amostral de cada combinação IPC.

Para estimação da função IPC de pobreza observada (absoluta e relativa), P_{idl} , é utilizado um modelo logit e, para estimação dos efeitos sobre o componente crônico, C_{idl} , é utilizado um modelo linear, porém com uma transformação logística da variável explicada. Ambas funções são estimadas pelo método de máxima pseudo-verossimilhança, devido ao desenho amostral das PNADs. De acordo com Silva *et al.* (2002), a complexidade desse desenho amostral requer que as regressões utilizem o peso amostral das observações e as variáveis identificadoras do estrato geográfico e da unidade primária de amostragem para a correta inferência das estimativas¹⁴.

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

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



Fonte: elaboração própria a partir de dados da PNAD.

¹⁴ Para estimativa dos erros amostrais é utilizado o método de linearização de Taylor.

Os Gráficos 1 e 2 e a Tabela 1 descrevem as medidas agregadas de pobreza absoluta e relativa, juntamente com seus componentes, por faixa de idade, coorte de nascimento e período, não interagindo essas dimensões. Ao olhar somente para a idade do indivíduo, no Gráfico 1, verifica-se que a pobreza, tanto absoluta quanto relativa, possui uma trajetória média decrescente ao longo do ciclo de vida, decorrência da distribuição do componente crônico. O componente transitório, por outro lado, parece possuir uma trajetória inversa, particularmente a partir dos 31 anos de idade. De fato, em todos os períodos observados, segundo a Tabela 1, a idade média de pobreza crônica está abaixo da idade média da amostra, enquanto a média de idade ponderada pelo componente transitório está acima dessa marca.

De acordo com o modelo de Preston (1984) e com a queda na fecundidade da população brasileira (RIOS-NETO, 2005), a diferença entre idades identificada implicaria uma redução da pobreza crônica ao longo do tempo, em contrapartida a um aumento na pobreza transitória. Corroborando essa idéia, na Tabela 1, ambas tendências se verificam nas medidas agregadas da amostra por período, excluindo o ano de 1995.¹⁵

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

		Pobreza relativa			Pobreza absoluta		
		observada	crônica	transitória	observada	crônica	transitória
ano 1995		0.1886	0.1159	0.0727	0.1803	0.0012	0.1790
ano 1997		0.1882	0.2337	-0.0455	0.1764	0.1762	0.0002
ano 1999		0.1847	0.1719	0.0128	0.1777	0.2114	-0.0337
ano 2001		0.1854	0.1590	0.0264	0.1733	0.1007	0.0726
ano 2003		0.1745	0.0775	0.0970	0.1644	0.0724	0.0919
Total		0.1842	0.1507	0.0334	0.1743	0.1115	0.0628
Idade média/ano	amostra	Ponderada por medida					
1995	39.2	38.1	35.4	40.5	38.1	35.3	39.5
1997	41.1	40.2	38.0	42.6	40.2	38.3	42.4
1999	43.1	41.8	39.7	44.2	41.8	40.5	43.7
2001	44.9	43.2	41.3	45.8	43.1	41.7	45.3
2003	46.9	44.9	42.8	48.3	44.7	43.4	47.8
Total	43.1	41.7	39.5	44.3	41.6	39.9	43.8

Fonte: elaboração própria a partir de dados da PNAD.

No agregado das coortes de nascimento, no Gráfico 2, a pobreza observada apresenta uma tendência ascendente, no sentido dos grupos mais jovens, assim como no ciclo de vida. Ambos efeitos, porém, se confundem, não sendo possível definir o que é trajetória no ciclo de vida do que é tendência entre as gerações. Em termos de composição, identifica-se uma

¹⁵ O ano de 1995 pode ser tratado como um período atípico, devido à implantação do Plano Real, em 1994, e suas conseqüências conjunturais.

mudança significativa entre o grupo de indivíduos nascidos antes e depois de 1963, na qual a pobreza passou a ser essencialmente crônica para as gerações mais novas.

4. Resultados do modelo IPC

As estimações do modelo IPC aplicados à pobreza observada e ao seu componente crônico foram realizadas de duas maneiras: tratando as variáveis explicativas como um conjunto de *dummies* ou de forma contínua. Dessa forma, busca-se garantir alguma robustez às tendências estimadas de ciclo de vida, período e coorte. Pela maior clareza nos resultados e, portanto, maior facilidade de interpretação, são apresentados nessa seção somente os resultados do modelo de polinômios, nas Tabelas 2 e 3. As estimações por *dummies* estão contidas no Anexo deste trabalho, Tabelas A3 e A4.

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

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

Fonte: elaboração própria a partir de dados da PNAD.

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

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

Apesar de não ser constatado um efeito puro de período sobre as pobreza absoluta e relativa como um todo, em termos de composição transitória-crônica, identifica-se uma tendência, independente da idade e da coorte, significativa ao longo do tempo. Essa tendência é de aumento do componente crônico, em contraponto a uma redução semelhante na parte transitória. No entanto, esse processo não segue uma trajetória crescente, pois os efeitos de períodos são significativamente côncavos. O formato da função de período estimada aponta, na realidade, para uma estacionariedade na diferença entre componentes, dando a entender que a tendência identificada foi causada pela mudança brusca de composição ocorrida entre 1995 e 1997.

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

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

Fonte: elaboração própria a partir de dados da PNAD.

Em relação ao efeito puro das coortes, onde, a princípio, o efeito conjuntural está estigmatizado, verifica-se uma tendência decrescente da pobreza total, absoluta e relativa. Em

relação aos componentes, um processo de redução mais acelerado é identificado em termos crônicos. As medidas de pobreza transitória, pelo contrário, tendem a aumentar com o passar das gerações. Cabe salientar que todas essas tendências não apresentam monotonicidade. A partir das estimações dos efeitos por variáveis binárias, em Anexo, foi possível constatar uma quebra estrutural de composição entre as coortes nascidas antes e depois de 1963. Apesar de a mudança de patamar ocorrida entre esses dois grupos de indivíduos, de uma maneira geral, as coortes mais novas tendem a ter um componente transitório maior. Ou seja, se, em termos de período, a pobreza crônica aumentou recentemente, em termos de coorte, a pobreza transitória é a que vem crescendo.

Em termos de ciclo de vida, as funções de pobreza total e de seu componente crônico apresentam um formato negativamente inclinado, de efeito mais acentuado para a segunda medida. Esse resultado leva a intuição de que a idade média de privação crônica, ao longo do ciclo de vida, é menor que a idade média do total da pobreza que, por sua vez, é menor que a idade média da população. Uma das causas para esse resultado é que a taxa de mortalidade é provavelmente maior onde a pobreza crônica é mais concentrada, fazendo com que as coortes percam, ao longo do tempo, grande parte dos indivíduos nessa situação.

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

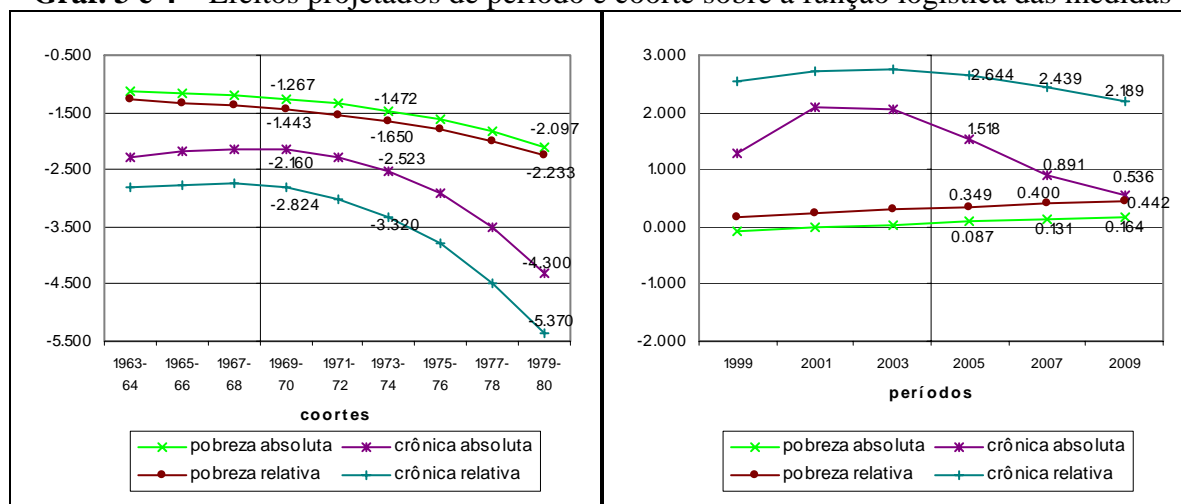
5. Projeções

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

Com a identificação dessas tendências, os efeitos de seis novas coortes e de três novos períodos são calculados, como ilustrado nos Gráficos 3 e 4. A partir disso, projetam-se

medidas de pobreza agregada e de seus componentes para a população entre 29 e 66 anos de idade para os anos de 2005, 2007 e 2009. A extrapolação de previsões da pobreza segue a mesma lógica da estimação do modelo IPC. Ou seja, primeiramente, é projetada a pobreza total e, em seguida, a pobreza crônica. A medida do componente transitório é dada pela diferença entre as duas medidas anteriores.

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



Fonte: elaboração própria a partir de dados da PNAD.

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

Na Tabela 4, as previsões de medidas agregadas para os anos de 2005, 2007 e 2009 são apresentadas, utilizando para esses cálculos as projeções da população brasileira calculadas pelo IBGE (IBGE, 2004). De acordo com o cenário descrito, a previsão de redução na pobreza é em torno de 2,7 pontos percentuais em quatro anos, tanto em termos absolutos quanto em termos relativos. Apesar dessa pequena mudança nas medidas totais de privação, projeta-se para os componentes crônicos agregados uma considerável redução, aumentando, por outro lado, a transitoriedade dos indivíduos à pobreza absoluta e relativa. Ou seja, espera-

se que, cada vez mais, a incidência de pobreza provem do risco de transição das pessoas entre estados e não tanto de sua condição permanente.

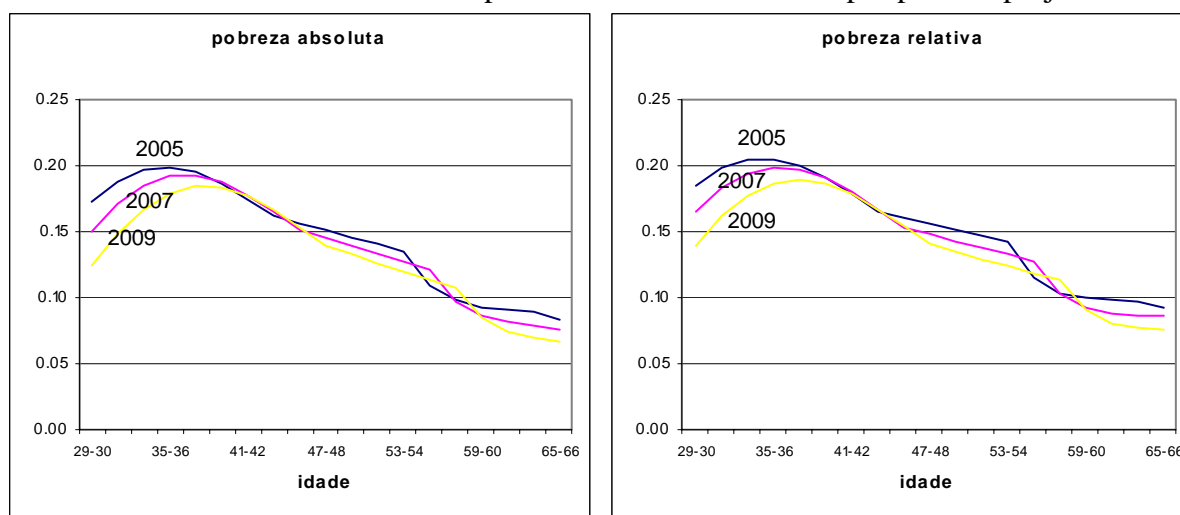
Tab. 4 – Medidas de pobreza absoluta e relativa projetadas para 2005, 2007 e 2009, população entre 29 e 66 anos.

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

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

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

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

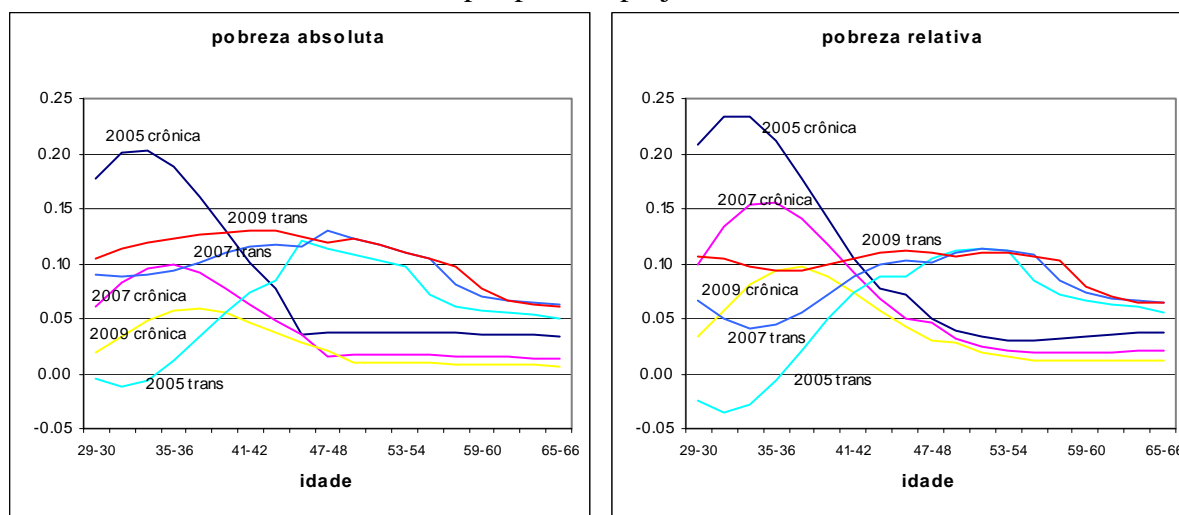


Fonte: elaboração própria a partir de dados da PNAD.

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

etárias, aumentando a idade média de incidência desse componente. Por outro lado, a pobreza transitória, que, inicialmente, apresenta uma distribuição côncava, tende a um formato negativamente inclinado, aumentando significativamente sua incidência entre as faixas de idade mais jovens.

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



Fonte: elaboração própria a partir de dados da PNAD.

6. Conclusão

Pela estrutura teórica apresentada, no início deste trabalho, demonstra-se que, além da possibilidade de decomposição do indicador de pobreza em duas partes distintas, mudanças nesses componentes ao longo do tempo podem ocorrer unicamente por meio de mudanças na estrutura demográfica da população. Diferenças nos padrões demográficos são capazes de gerar ainda uma distinção entre tendências observadas ao longo dos períodos, para toda uma população, e ao longo do ciclo de vida, para pessoas em uma coorte específica. Portanto, recorre-se a um modelo de estimação Idade-Período-Coorte (IPC) para captar esses processos possivelmente diferenciados.

Retomando os resultados do modelo de IPC estimado, conclui-se que, em anos mais recentes, a redução da incidência da pobreza deve-se mais a um efeito de mudanças entre gerações do que de mudanças específicas nos períodos como um todo. Em relação à composição da pobreza, o processo mais acelerado de redução é do componente crônico. O componente transitório, em contrapartida, apresenta uma tendência significativa de aumento ao longo do tempo. Esses resultados contrastantes entre privações crônica e transitória são, em parte, recorrentes justamente da tendência decrescente das taxas de fecundidade e mortalidade

no Brasil. Isso porque, tanto na população como um todo quanto no ciclo de vida individual, a idade média de privação crônica é relativamente baixa, enquanto a idade média de privação transitória é elevada.

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

Uma explicação para a mudança de composição da pobreza pode ser a maior escolaridade das coortes mais novas (MARTELETO, 2005; VELEZ *et al.*, 2001), que reduzem seu componente crônico por meio da maior acumulação de capital humano, ligada às recentes mudanças no mercado de trabalho, gerando maior mobilidade e risco de desemprego. Segundo Marió (2005), os jovens alcançaram níveis educacionais mais altos, mas isso não se traduziu em melhorias no emprego, principalmente entre aqueles sem formação superior. De acordo com Chahad e Macedo (2003), a partir da década de 1990, o mercado de trabalho brasileiro caracterizou-se por um aumento nas taxas de desemprego e rotatividade e das relações informais de trabalho. Para Marió (2005), a população de baixa renda percebe essas mudanças com um aumento no grau de vulnerabilidade e incerteza.

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

Referências Bibliográficas

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

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

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

FERREIRA, F. H. G., LANJOUW, P., NERI, M. **A new poverty profile for Brazil using PPV, PNAD and census data**. Rio de Janeiro: PUC, Departamento de Economia, 2000. 66p. (Texto para discussão; 418)

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

FOSTER, J. E. What is poverty and who are the poor? redefinition for the United States in the 1990's: absolute versus relative poverty. **The American Economic Review**, v.88, n.2, p.335-341, may 1998.

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

MEDEIROS, M., OSÓRIO, R. **Mudanças nas famílias brasileiras**: a composição dos arranjos domiciliares entre 1978 e 1998. Brasília: IPEA, 2002. 21p. (Texto para discussão; 886)

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

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

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

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

RIOS-NETO, E. L. G. **Questões emergentes na demografia brasileira**. Belo Horizonte: CEDEPLAR/UFMG, 2005. (Texto para discussão; 276)

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

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

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

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

SILVA, F. A. R., TAFNER, P. (Eds.) **Brasil**: o estado de uma nação. Rio de Janeiro: IPEA, 2005. 371p.

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

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

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

ANEXO

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

Covariáveis	Linha de pobreza relativa 60% mediana renda familiar per capita						Linha de pobreza absoluta 60% mediana renda familiar per capita					
	Condição inicial		Permanência		Transição		Condição inicial		Permanência		Transição	
	Coef.	P>z	Coef.	P>z	Coef.	P>z	Coef.	P>z	Coef.	P>z	Coef.	P>z
d-1=1993	0.05118	0.000	0.23018	0.000	0.10562	0.000	0.40839	0.000	-0.49158	0.000	-0.80833	0.000
d-1=1995	0.00608	0.383	0.53102	0.000	0.31123	0.000	0.02461	0.000	0.40241	0.000	0.19953	0.000
d-1=1997	0.02202	0.002	0.41480	0.000	0.20842	0.000	0.02506	0.000	0.47542	0.000	0.25149	0.000
d-1=1999	0.01505	0.032	0.36925	0.000	0.17589	0.000	0.04089	0.000	0.22452	0.000	0.05002	0.010
nasc. 1961-1968	0.73669	0.000	0.73696	0.000	0.20208	0.000	0.72179	0.000	0.76748	0.000	0.41630	0.000
nasc. 1953-1960	0.55401	0.000	0.31169	0.000	-0.04410	0.059	0.54852	0.000	0.48857	0.000	0.11235	0.053
nasc. 1945-1952	0.25398	0.000	0.21025	0.000	-0.15922	0.000	0.25416	0.000	0.26592	0.000	-0.00260	0.940
não-branco	0.18227	0.000	0.13086	0.000	0.05022	0.001	0.19335	0.000	0.23041	0.000	0.11575	0.000
mulher	0.06610	0.000	-0.03945	0.002	-0.04599	0.000	0.07160	0.000	0.00683	0.654	-0.04396	0.015
sem escolaridade	0.91481	0.000	0.39861	0.000	0.57973	0.000	1.01650	0.000	1.02432	0.000	0.94871	0.000
primário incompleto	0.82089	0.000	0.32996	0.000	0.58043	0.000	0.89961	0.000	0.84074	0.000	0.87595	0.000
primário completo	0.63027	0.000	0.41849	0.000	0.22063	0.000	0.68711	0.000	0.70717	0.000	0.47005	0.000
fundamental completo	0.40439	0.000	0.17513	0.000	0.40367	0.000	0.43257	0.000	0.41374	0.000	0.48101	0.000
região NE	0.38938	0.000	0.18243	0.000	0.09432	0.000	0.39889	0.000	0.32950	0.000	0.27731	0.000
região S e SE	-0.36581	0.000	-0.03138	0.202	-0.37510	0.000	-0.35499	0.000	-0.21530	0.000	-0.37136	0.000
constante	-2.62649	0.000	0.39841	0.017	-2.61364	0.000	-2.70953	0.000	-0.95328	0.014	-2.68111	0.000
Variáveis instrumentais				rho	-0.01660	0.799				rho	0.50642	0.000
pai s/ escol.	-1.15586	0.000		Wald chi2(23)	84863.25	0.000	-1.13380	0.000		Wald chi2(23)	87117.09	0.000
pai c/ primário incomp.	-1.89863	0.000		Log likelihood	-254305.7		-1.83978	0.000		Log likelihood	-264766.3	
pai c/ primário comp.	-1.51768	0.000		Number of obs	510109		-1.34128	0.000		Number of obs	510109	
pai c/ fundamental comp.	-1.84503	0.000					-1.77832	0.000				
mãe s/ escol.	2.45571	0.000					2.31491	0.000				
mãe c/ primário incomp.	1.97603	0.000					1.92860	0.000				
mãe c/ primário comp.	2.01246	0.000					1.86913	0.000				
mãe c/ fundamental comp.	0.75150	0.027					0.84513	0.010				
	média		erro padrão				média		erro padrão			
Taxa de permanência (s)	0.89656		0.06537				0.83537		0.13719			
Taxa de transição (e)	0.01372		0.01381				0.01074		0.01233			
Pob. crônica (estacion.)	0.16667		0.18697				0.12424		0.16413			
Pobreza observada	0.19975		0.18548				0.18876		0.17827			

Fonte: elaboração própria a partir de dados da PNAD.

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

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

Fonte: elaboração própria a partir de dados da PNAD.

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

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

Fonte: elaboração própria a partir de dados da PNAD.

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

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

Fonte: elaboração própria a partir de dados da PNAD.

TERCEIRO ARTIGO

Vulnerabilidade à pobreza no Brasil:

medindo risco e condicionalidade a partir da função de consumo das famílias

Resumo

Quando se analisa a pobreza em algum período no passado, pode-se decompô-la em duas partes: uma crônica e outra transitória. As famílias podem permanecer pobres durante um longo período ou podem transitar entre os estados de pobreza e não-pobreza. Em uma perspectiva futura, apesar de muitas famílias serem não-pobres hoje, muitas delas, devido a eventos conjunturais ou particulares, podem se tornar pobres em anos subsequentes. Ou seja, não são pobres na atualidade, mas são vulneráveis à pobreza no futuro. O conceito de vulnerabilidade é associado à perda de bem-estar causada pela incerteza causada por eventos diversos e a ausência de instrumentos para gerenciá-la de forma efetiva. Desta maneira, a vulnerabilidade pode ser decomposta em três componentes: riscos; respostas a esses riscos; e resultados das ações decorrentes. Seguindo essa estrutura, por meio de uma função de consumo, o objetivo deste artigo é analisar o bem-estar da população no Brasil, expandindo medidas estáticas de pobreza a fim de incluir aspectos de vulnerabilidade. A fonte de dados utilizada é a POF 2002-2003. Como essa base possui informações para apenas um período, é utilizado um algoritmo de replicação *bootstrap* para simular o processo estocástico de consumo das famílias. Analisando a relação entre indicadores de pobreza e de vulnerabilidade, verifica-se que os pobres são os mais vulneráveis, devido ao seu baixo nível de consumo esperado. Observa-se, também, que o fenômeno de alta condicionalidade à pobreza ligada à redução dos riscos, ou seja, “ficar seguro, permanecer pobre”.

Palavras-chaves: Vulnerabilidade; Pobreza; Consumo; *Bootstrap*; Análise *cross-section*.

Abstract

When we analyze poverty, we can decompose it in two parts: a chronic and a transient one. While some families remained in poverty during a long period of time, others commuted between the poverty and non-poverty states. In an ex-post perspective, although many families are not poor today, due to conjunctural or idiosyncratic events, they may become poor. That is, they are not poor at present, but they are vulnerable to poverty in the future. The vulnerability concept is associated to a well-being loss that is caused by the uncertainty owing to not anticipated events and the absence of effective instruments to manage it. Hence, vulnerability can be decomposed in three components: risks; response to these risks; and outcomes. Following this framework, the objective of this paper is to analyze the well-being of the Brazilian population with a consumption function, adding vulnerability aspects to static assessments of poverty. The database that was used is *POF* 2002-2003 survey, which has information for only one period. Therefore, due to this limitation, a bootstrap algorithm is used in order to simulate the stochastic process in household consumption. When analyzing the relation between poverty and vulnerability, it is verified that the poor are the most vulnerable, owing to the low level of expected consumption. Consequently, the phenomenon of high conditionality to poverty is associated to risks reduction, that is, “stay secure, stay poor”.

Keywords: Vulnerability; Poverty; Consumption; Bootstrap algorithm; Cross-section analysis.

Classificação JEL – C15, D12, I32.

1. Introdução

Ao investigar o passado, identificam-se aqueles indivíduos ou famílias que persistentemente se situaram na pobreza, chamados pobres crônicos, e aquelas que apenas transitaram por essa situação, ou seja, os chamados pobres transitórios. Da mesma forma, apesar de muitas famílias serem atualmente não-pobres, olhando para o futuro, algumas delas são reconhecidamente vulneráveis à pobreza. Isso porque, em períodos subsequentes, determinados eventos conjunturais ou particulares podem empurrá-las à pobreza.

Recentemente, o Centro de Políticas Sociais da Fundação Getúlio Vargas divulgou os números oficiais referentes à redução da pobreza no Brasil. Entre 2002 e 2004, a proporção de pobres na população brasileira passou de um patamar entre 28% e 30% para algo próximo a 26%, sendo que, no último ano, foi registrado uma proporção de 25% (IBRE/FGV, 2005). Esses números são, em muito, reflexo da redução gradual da pobreza em áreas rurais e urbanas não-metropolitanas desde 1995, após a estabilização macroeconômica. No entanto, neste mesmo período, nas regiões metropolitanas, identifica-se um processo contrário de agravamento do problema, a chamada “metropolização da pobreza” (SILVA & TAFNER, 2005).

Apesar da gradual redução da pobreza no Brasil, com o processo de migração da pobreza para ambientes metropolitanos, caracterizados pela maior instabilidade econômica, pouca convicção se tem sobre a estabilidade do bem-estar da população de baixa renda. Segundo Wood (2003), autoridades corretamente direcionadas para o combate à pobreza são aquelas que buscam justamente criar as condições necessárias para pessoas saírem da sua condição de privação para um estado mais seguro, sustentado e não-vulnerável de bem-estar. No entanto, muitos governos fracassam nessa busca, pois acabam envolvidos na reprodução das condições sociais, econômicas e políticas que criam barreiras de incerteza e insegurança ao movimento de redução da pobreza.

Morduch (1994) aponta que, além de questões estruturais, outros três fatores contribuem para a pobreza em países em desenvolvimento: variabilidade climática e de preços em locais dependentes da agricultura; instituições financeiras pouco desenvolvidas; e instituições de seguridade social fracas. Esses três fatores caracterizam a pobreza como um processo estocástico. Para o Banco Mundial, a insegurança sobre esse processo estocástico é justamente uma das causas da pobreza. Na presença de incertezas, famílias pobres têm desenvolvido diversos mecanismos de proteção, contando apenas com seus próprios recursos. De fato, isso acaba se tornando uma busca desesperada, onde objetivos de longo prazo de

melhoramento autônomo nas condições de vida podem ser postos de lado. A alienação surge de uma estratégia deliberada de sobrevivência no tempo presente (WORLD BANK, 2001).

Dessa forma, um conceito relevante de análise do bem-estar de uma população é o de vulnerabilidade, que se refere à relação entre pobreza, risco e esforços para o gerenciamento desse risco. Vulnerabilidade é, consensualmente, definida como a perda de bem-estar, sob normas socialmente aceitas, causada pela incerteza de eventos, associada à ausência de instrumentos apropriados para gerenciá-la (WORLD BANK, 2001). Esse conceito pode estar ligado tanto a dimensões econômicas do bem-estar, como renda e consumo, quanto a outras fontes de risco relacionadas a questões de saúde, violência, desastres naturais, etc.

Em termos de análise, vulnerabilidade pode ser decomposta em componentes de uma chamada “cadeia de risco”: risco ou incerteza de eventos; opções de gerenciamento ou respostas ao risco; e resultados em termos de perda de bem-estar. Seguindo a estrutura conceitual de análise de vulnerabilidade à pobreza proposta por Hoddinott e Quisumbing (2003) e considerando, por meio do uso de uma função de consumo, as possíveis respostas das famílias suscitadas em ambientes de incerteza, o objetivo deste artigo é analisar o bem-estar da população brasileira, expandindo medidas estáticas de pobreza a fim de incluir outros aspectos de vulnerabilidade de famílias e indivíduos.

Para mensurar aspectos dinâmicos do bem-estar de uma população são necessárias informações de famílias (ou indivíduos) acompanhadas em um painel. No entanto, no Brasil, essas informações são limitadas, principalmente em relação a gastos com consumo, indicador-base de bem-estar neste trabalho. A fonte de dados utilizada é a Pesquisa Nacional de Orçamentos Familiares (POF) 2002-2003, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), que possui informação para apenas um período. Devido essa limitação, para a estimação de medidas de vulnerabilidade, é utilizado um algoritmo de replicação *bootstrap* para simular o processo estocástico de consumo das famílias. Cabe salientar que, ao contrário dos artigos anteriores, neste trabalho, o período de transição de referência é menor. Ou seja, como as informações são estáticas, a vulnerabilidade é definida como a pobreza futura esperada em um curtíssimo espaço de tempo.

O artigo está estruturado em mais cinco partes, além dessa introdução. Na segunda, é apresentada uma breve revisão da literatura sobre o conceito de vulnerabilidade. Em seguida, apresenta-se a estrutura conceitual determinante da vulnerabilidade do consumo das famílias, assim como as medidas adotadas para investigação empírica. Na quarta parte, os métodos de estimação da renda, do consumo e da vulnerabilidade das famílias são descritos, assim como a

fonte e o tratamento das informações utilizadas. Os resultados são analisados na quinta seção. Por fim, na sexta parte, algumas conclusões são expostas.

2. Definição e breve discussão sobre vulnerabilidade

Vulnerabilidade pode ser definida como a perda de bem-estar, sob normas socialmente aceitas, causada pela incerteza de eventos, associada à ausência de instrumentos apropriados para gerenciá-la (WORLD BANK, 2001). Esses eventos podem ser uma mudança climática, a perda de um emprego, uma despesa não esperada, uma doença, uma recessão econômica, entre outras coisas. De fato, esse aspecto da vulnerabilidade das famílias não é captado quando a pobreza é definida como uma função dos gastos correntes sobre um patamar de referência¹⁶.

Considerando a diferença entre pobreza e vulnerabilidade, Wood (2003) e Beard (1998) salientam a importância de centrar em políticas de bem-estar não só sobre indivíduos que estão na pobreza, mas também sobre aqueles altamente vulneráveis a ela. Segundo Chaudhuri *et al.* (2002), vulnerabilidade à pobreza e sua ocorrência em si são dois lados de uma mesma moeda. O *status* observado de pobreza de uma família é a realização *ex-post* de um estado, a probabilidade *ex-ante* de que isso venha a ocorrer pode ser tomada como a vulnerabilidade da família.

De fato, pobreza e vulnerabilidade não são conceitos sinônimos, mas estão intrinsecamente relacionados, pois muitas famílias pobres estão certamente vulneráveis a privações futuras. No entanto, a identificação prévia dessas famílias vulneráveis é mais complexa que a simples identificação estática das famílias pobres, pois é uma avaliação explicitamente *forward-looking* por definição, que depende da profundidade do choque no qual a família está exposta¹⁷.

O conceito de vulnerabilidade pode apresentar diferentes significados em diferentes pontos de vista, havendo muitas definições e, conseqüentemente, pouco consenso sobre sua medida. Pesquisadores de diferentes áreas usam diferentes sentidos e definições para o termo, que, por conseqüência, leva a uma diversidade de métodos de mensuração. As diferenças nas

¹⁶ Na Indonésia, por exemplo, embora a incidência de pobreza tenha sido baixa antes da crise de 1997, a proporção de famílias vulneráveis era elevada. Prova disso foi evidenciada pelo número de famílias que foram empurradas à situação de privação após este período (DERCON, 2001).

¹⁷ Além da sua severidade, esses choques podem ser ainda classificados pela esfera em que ocorre (individual, comunitária, conjuntural), pela natureza do evento (econômica, política, climática) e pela frequência em que se repete (WORLD BANK, 2001). Sobre a taxonomia dos choques, ver Tabela 1 de Hoddinott e Quisumbing (2003).

abordagens podem ser explicadas pelo foco em diferentes componentes de risco, respostas e resultados de bem-estar (ALWANG *et al.*, 2001).

Desde que toda disciplina tenha sua própria razão para definir e medir vulnerabilidade, não há razão para presumir que conceitos, medidas e métodos sejam idênticos entre os mais diversos campos das ciências sociais. De fato, um conceito universal agregando todas as dimensões de vulnerabilidade pode ser intangível. Segundo Alwang *et al.* (2001), as diferentes ciências que empregam o termo tendem a ser conceitualmente fortes e empiricamente fracas, como caso das literaturas ecológicas, sociológica e antropológica, ou conceitualmente fracas e empiricamente fortes, como o caso da literatura econômica, não sendo atentos aos detalhes do processo causal.

Na maioria das disciplinas, as medidas de vulnerabilidade estão particularmente voltadas aos riscos incorridos que causam perdas de bem-estar em relação a um mínimo socialmente aceito, sendo que as medidas ótimas variam dependendo do propósito do pesquisador. Apesar de o resultado de interesse na economia ser, na maioria das vezes, renda ou gastos com consumo de bens ou *commodities*, reconhece-se que o conceito de vulnerabilidade é, em si, suficientemente geral para abranger muitas outras dimensões de bem-estar.

Segundo Hoddinott e Quisumbing (2003), a estrutura conceitual de análise da vulnerabilidade de famílias parte inicialmente da ligação dessa condição a três aspectos: as fontes de riscos que as famílias enfrentam, a disponibilidade de recursos (públicos e privados) e as técnicas acessíveis para o gerenciamento desses riscos. O núcleo dessa estrutura é compreendido por três componentes: o ambiente ou arranjo (físico, social, legal, político e econômico) onde as famílias residem (*settings*), as dotações familiares (*assets*) e as atividades geradoras de renda para família (*activities*).

Os ambientes variam muito entre diferentes locais, regiões, países, etc. Cada ambiente possui suas fontes de risco comum (agregadas), seus instrumentos de gerenciamento *ex-ante* do risco e suas respostas *ex-post* dos choques. Dentro dessa estrutura, as famílias são possuidoras de capital (físico, natural, humano, financeiro e social) e força de trabalho (capacidade de trabalhar por conta própria ou como empregado). Essas dotações são os fatores de produção que determinam, sozinhas ou em conjunto, a trajetória de renda familiar ao longo do tempo. A alocação desses fatores em diferentes atividades é, por sua vez, condicionada ao próprio arranjo que as famílias residem. O resultado dessa alocação é a renda familiar que, por sua vez, é o determinante de consumo e, conseqüentemente, de pobreza e vulnerabilidade (HODDINOTT & QUISUMBING, 2003).

A relação entre dotações, escolha de atividade e renda é afetada pela probabilidade de um choque ocorrer, a chamada “realização do risco” (HEITZMANN *et al.*, 2002). Essa realização reflete-se sobre o estoque de dotações, tido como ativos, e sobre seus retornos. De acordo com Mosley e Verschoor (2005), uma condição determinante para gerar um círculo vicioso de pobreza é a própria incerteza dos acontecimentos e a aversão ao risco das famílias em acumular ativos nessas situações. Dessa forma, grande parte das famílias pobres encara uma insegurança crônica mais do que uma incerteza estocástica. Isso porque nem todos os choques que afetam as famílias são de fato choques, uma vez que elas possuem certa habilidade em antecipá-los, tomando decisões que as protegem em situações de risco.

Considerando vulnerabilidade como um resultado do processo de respostas das famílias a riscos, dado um conjunto de condições subtendidas, vulnerabilidade e variabilidade dos indicadores de interesse acabam se tornando termos sinônimos. Segundo Alwang *et al.* (2001), variabilidade é uma crucial dimensão de vulnerabilidade, pois é uma medida composta que inclui probabilidade, frequência e severidade do desvio da norma de referência. No entanto, deve se levar em conta que famílias são aptas a gerenciar riscos por meio da alocação de ativos, com instrumentos formais e informais de seguro e pela suavização de seu consumo. Dado tais possibilidades, o foco sobre a variabilidade do consumo não diria tudo sobre o verdadeiro risco e possivelmente sobre a verdadeira vulnerabilidade ao risco (MORDUCH, 1994).

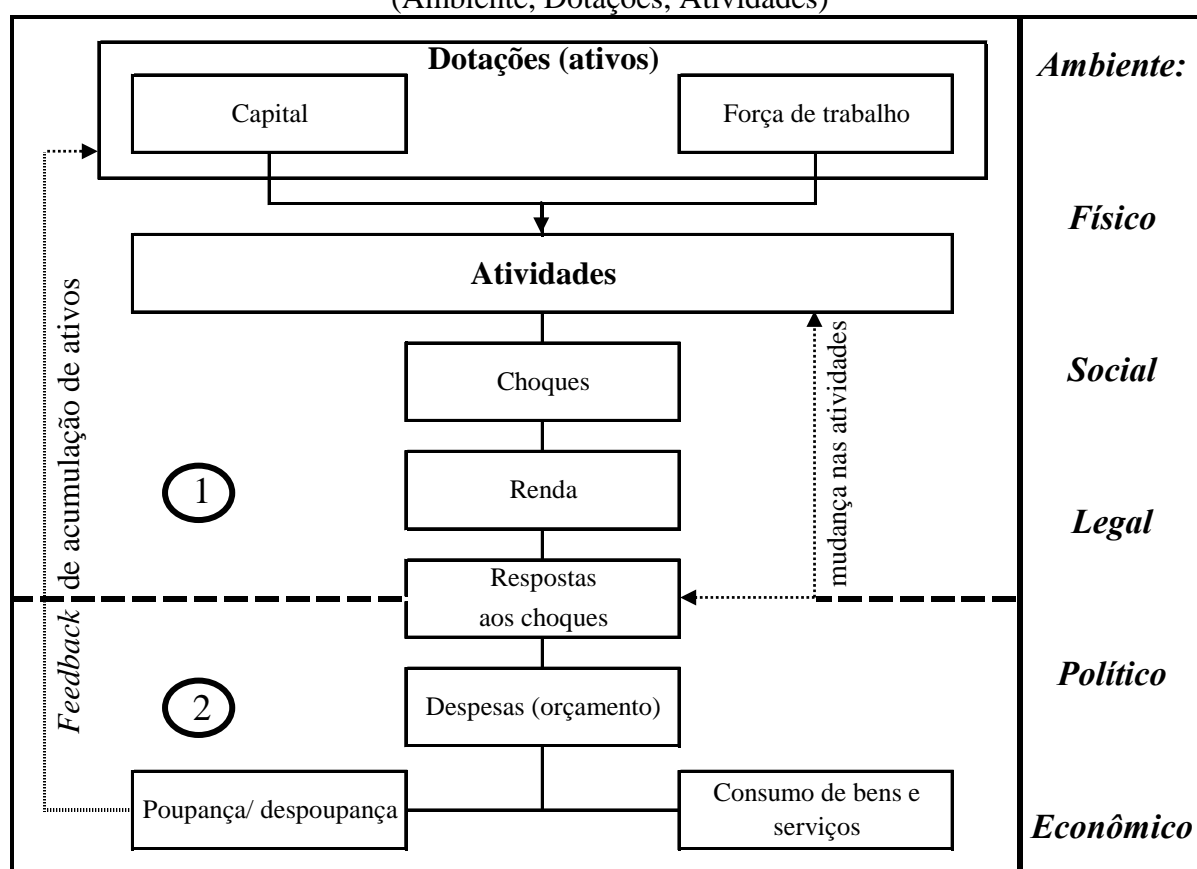
Em relação às decisões tomadas por famílias com baixa renda, Wood (2003) aponta para um fenômeno representado pelo *trade-off* entre liberdade de ação independente, na busca por melhores condições de vida, e a necessidade de dependência em termos de segurança. Nesse caso, os pobres seriam dominados pelo comportamento de preferência intertemporal disfuncional. O autor denomina esse fenômeno como a “Barganha Faustiana” (*Faustian Bargain*), onde muitos pobres trabalham com a mesma lógica: permanecer seguro, permanecer pobre. Isso envolve a aceitação de truncar ambições de auto-aprimoramento e progresso a fim de assegurar um bem-estar básico¹⁸.

¹⁸ Segundo Wood (2003), para alterar as preferências no tempo e convencer as pessoas pobres a investir em seu futuro, as idéias de proteção, segurança e bem-estar social podem ser expressas, certamente, de forma mais geral, como uma função de desenvolvimento fundamental via alteração do comportamento de escolhas intertemporais. Em termos políticos, parece haver uma escolha básica de respostas, dependendo se o diagnóstico enfatiza estância de segurança, por meio de proteção social, ou de capacitações, por intermédio do investimento social.

3. Estrutura conceitual determinante da vulnerabilidade

Famílias podem gerenciar o risco sobre seu consumo de diversas formas, usando instrumentos formais e informais, dependendo do acesso a eles. Esse gerenciamento envolve basicamente ações de caráter *ex-ante* e *ex-post* que determinam a distribuição dos gastos com consumo das famílias, dado um ambiente de incerteza. O modelo proposto para análise de vulnerabilidade considera que o determinante dessa distribuição de consumo é relacionado diretamente com o processo de formação da renda familiar. Sobre esse processo, parte-se da estrutura conceitual colocada por Hoddinott e Quisumbing (2003), adaptada na Figura 1.

Fig. 1 – A estrutura conceitual da vulnerabilidade e seus componentes
(Ambiente, Dotações, Atividades)



Fonte: adaptado de Hoddinott e Quisumbing (2003).

A primeira parte da estrutura corresponde à formação da renda da família. Essa formação é determinada pelos ativos da família, a escolha de suas atividades, os choques incorridos e a reposta a esses choques por meio da mudança nas atividades. Sendo que todos esses aspectos são moldados pelo ambiente em que a família reside.

De acordo com Gaiha e Imai (2002), famílias são aptas, em muitos casos, a escapar de choques específicos a elas, dependendo do funcionamento de mercados, como de trabalho e

de crédito, e da presença de assistência coletiva. No entanto, sua capacidade em lidar com choques coletivos ou agregados é muito menor, pois afetam todo seu redor. Nestas circunstâncias, uma forma de lidar com o problema provém do ajustamento (liquidação) de ativos, para quem os possui¹⁹.

Na segunda parte da estrutura, as famílias respondem aos choques (gerenciamento dos riscos *ex-post*) por meio do saque de parte de sua poupança, guardada nas mais diversas formas de ativos, da solicitação de empréstimos ao mercado de crédito, entre outras ações, buscando manter seu padrão de consumo. Algumas respostas *ex-post* geram um mecanismo de *feedback* na decisão de consumo, alterando o nível de investimento da família nos mais diversos ativos (físicos, humanos, financeiros, etc.).

O que a estrutura conceitual mostra é que, basicamente, o gerenciamento dos riscos à que as famílias estão expostas é dado pela alocação de recursos antes e depois de um evento negativo. Antes, o gerenciamento pode ser dado na forma de redução dos riscos, com a diversificação do portfólio, por exemplo, ou de investimento na mitigação deles, por meio de poupança de precaução e gastos com seguro. Depois, as respostas envolvem atividades lidando com o choque, como a liquidação de ativos, a retirada de crianças da escola, a migração de alguns membros da família e a procura por postos de trabalho precários.

3.1. O comportamento de consumo: a hipótese da renda permanente

Na segunda parte da estrutura conceitual apresentada na Figura 1, supõe-se que, frente a um choque na renda, as famílias possuem certa capacidade de antecipá-lo para manter seu padrão de consumo. Essa capacidade é determinada pelo gerenciamento da sua poupança, ou de seus ativos, e do funcionamento dos mercados, ou do ambiente onde reside. A função de consumo que modela esse gerenciamento parte das hipóteses originalmente formuladas por Modigliani (1949) e Friedman (1957).

As hipóteses da renda permanente de Friedman e do ciclo de vida de Modigliani são consideradas como desenvolvimentos da teoria da função de consumo agregada de Keynes. Diferentes dessa, as primeiras foram inspiradas na microfundamentação de teorias macroeconômicas, destacando a importância de não simplesmente modelar o consumo presente, mas também o consumo futuro no comportamento de agentes representativos. A

¹⁹ Para evitar perdas de bem-estar em decorrência de choques negativos, Gaiha e Imai (2002) expressam uma orientação política, justamente, via aumento da posse de ativos, como terras e capital humano, das famílias vulneráveis.

base do modelo é a maximização do bem-estar individual ao longo do tempo, sujeito à restrição da riqueza acumulada por toda sua vida.

De forma mais aprimorada, Hall (1978) e Deaton (1992) descrevem este modelo de consumo intertemporal com base no problema de otimização dos indivíduos (ou famílias) com expectativas racionais, num contexto de mercados completos de bens dependentes do estado. A suposição de mercados completos pode ser considerada como uma simples aproximação de todo arranjo formal e informal, através do tempo e do espaço, onde as famílias podem entrar a fim de proteger-se de riscos. Seguindo esse modelo, define-se que a família i , no período t , escolhe um plano de consumo estocástico de bens para maximizar o valor esperado de sua função de bem-estar aditiva no tempo, sujeita a uma restrição orçamentária intertemporal:

$$\max U_t(C_{it}, C_{it+1}, \dots, C_{it+T}) = E_t \left[\sum_{\tau=0}^{T-t} (1+\delta)^{-\tau} u(C_{it+\tau}) \right] = u(C_{it}) + E_t U_{it+1} \quad (1)$$

sujeito a

$$\sum_{\tau=0}^{T-t} (1+r)^{-\tau} (C_{it+\tau} - Y_{it+\tau}) = A_{it} \quad (2)$$

onde δ é a taxa de preferência no tempo, r é a taxa de juros (assumida ser maior ou igual a δ e constante ao longo do tempo), T é o tempo de vida da família, $u(\cdot)$ é a função de utilidade específica de um período (assumida ser estritamente côncava), C_{it} é o consumo da família i no tempo t , Y_{it} são seus ganhos estocásticos (a única fonte de incerteza) e A_{it} são seus ativos (exceto capital humano).

Dessa forma, em cada período t , a família avalia as oportunidades de troca entre consumo presente e consumo futuro, elaborando um plano de consumo e poupança intertemporal que maximiza o bem-estar esperado ao longo da vida, de acordo com a distribuição esperada da renda futura. A condição de primeira ordem para o problema de maximização do bem-estar esperado é

$$E_t [u'(C_{it+1})] = \left(\frac{1+\delta}{1+r} \right) u'(C_{it}), \quad (3)$$

onde $u'(\cdot)$ é a utilidade marginal de um período do consumo. De acordo com Deaton (1992), essa igualdade é conhecida como uma “relação de cilha” (*martingale relationship*), sendo um processo estocástico na qual a expectativa de alguma variação no período seguinte é igual ao seu valor no período presente.

Por simplificação, assumindo que a taxa de retorno dos ativos, r , é igual a taxa de desconto intertemporal, δ , e que a função de utilidade de um período é quadrática, a igualdade (3) pode ser reescrita como:

$$E_t[C_{it+1}] = C_{it}, \quad (4)$$

ou

$$C_{it+1} = C_{it} + v_{it+1},$$

onde v_{it+1} é um termo de erro que reflete uma mudança não-antecipada na renda que faz a família i revisar seus planos de consumo intertemporal.

Substituindo a igualdade (4) na esperança da restrição orçamentária intertemporal, expressa em (2), obtém-se a função consumo:

$$C_{it} = Y_{it}^P = \lambda \cdot W_t = \frac{r}{1 - (1+r)^{t-T}} \left[A_t + \sum_{\tau=0}^{T-t} (1+r)^{-\tau} E_t Y_{it+\tau} \right]. \quad (5)$$

Nesse caso, o consumo presente é igual a renda permanente da família, Y_{it}^P , que é definida como a proporção $\lambda = r/1 - (1+r)^{t-T}$ da riqueza total que família i espera, em t , acumular ao longo de sua vida, W_t . Essa riqueza total esperada é a soma do estoque presente de ativos, exceto capital humano, com a distribuição esperada da renda futura, ou seja, a soma da riqueza humana e não-humana da família.

Cabe notar nessa função que o consumo familiar não está relacionado às rendas transitórias auferidas fora das remunerações esperadas. A família planeja seu consumo justamente de acordo com o que espera ganhar, em termos de renda, no futuro. As mudanças na decisão de consumo e no planejamento intertemporal só ocorrem no momento em que um choque não-antecipado, ou não-contornável, ocorre na renda. Logo, os mais diversos choques, na qual a renda familiar está exposta, só surtirão efeito sobre a vulnerabilidade da família, avaliada sobre seu consumo, se elas não tiverem a capacidade de antecipá-los.

Relaxando a simplificação de utilidade quadrática na relação (4), pode-se supor que as famílias possuam um comportamento de aversão ao risco associado à convexidade da sua utilidade marginal, no sentido de Rothschild e Stiglitz (1970). Com isso, dependendo de sua aversão ao risco, um aumento na incerteza sobre a renda reduziria o consumo presente das famílias em troca de uma poupança de precaução. No entanto, isso não dispensa a existência da relação entre C_{it} e Y_{it}^P , implica apenas que a primeira é determinada por uma proporção da segunda (CABALLERO, 1990), tal que

$$C_{it} = \beta_i Y_{it}^P, \quad (6)$$

onde β_i é a propensão marginal à consumir da família i em relação à sua renda permanente, determinada pela sensibilidade da decisão do consumo sob risco e pela distribuição de probabilidade dos possíveis estados da natureza (KIMBALL, 1990).

Deaton (1997) aponta que, em países em desenvolvimento, segundo algumas evidências, gastos com consumo e renda observada das famílias caminham juntos ao longo do ciclo de vida, refutando a hipótese do ciclo de vida de Modigliani (1949). No entanto, isso não implica que consumo e renda observada sejam fortemente correlacionados em curtos períodos de tempo (dias, meses ou anos). A suavização de “alta-frequência”, associada à hipótese da renda permanente de Friedman (1957), revela a extensão em que famílias podem manter seus padrões de consumo e de vida frente a flutuações de curto-prazo de suas rendas. Segundo Deaton, esse tipo de suavização é uma forma de assegurar o consumo na presença de risco e variações na renda.

3.2. Medidas de vulnerabilidade

Assim como diversos trabalhos recentes, a proposta deste artigo é expandir medidas estáticas de pobreza, a fim de incluir outros aspectos de vulnerabilidade das famílias. Segundo Ligon e Schechter (2004), o uso de uma medida de vulnerabilidade objetiva capturar as consequências do risco de pobreza das famílias sobre o bem-estar social.

Há na literatura, basicamente, dois grupos de trabalhos que buscam lidar com medidas de vulnerabilidade. Um dos grupos trabalha com a abordagem de Vulnerabilidade como Exposição ao Risco (VER), o outro grupo utiliza as abordagens de Vulnerabilidade como Pobreza Esperada (VEP)²⁰ e Vulnerabilidade como Utilidade Esperada (VEU).

A abordagem VER é voltada à estimação de efeitos específicos e conjunturais dos choques observados sobre o consumo das famílias, esses efeitos retratam, por sua vez, a exposição a tais choques (AMIN *et al.*, 1999; DERCON & KRISHNAN, 2000; GAIHA & IMAI, 2002). Dessa forma, a estimação não mede, explicitamente, a vulnerabilidade, ela somente avalia se os choques observados geraram perdas no bem-estar. Trata-se, basicamente, de uma medida *ex-post* da extensão na qual um choque negativo faz uma família desviar do seu bem-estar esperado.

No outro grupo de abordagens, seguido neste trabalho, as medidas VEP e VEU fazem referência a um indicador de bem-estar padrão, como uma linha de pobreza ou um limite inferior de consumo observado, e enumeram a probabilidade de estar futuramente abaixo

²⁰ A VEP pode ser chamada também de Vulnerabilidade à Linha de Pobreza (VPL) (PRITCHETT *et al.*, 2000).

desse padrão. Ambas medidas são trabalhadas no nível individual/familiar, dada uma forma funcional para a avaliação de bem-estar, e o somatório de toda população determina a medida de vulnerabilidade agregada.

De uma forma geral, para as abordagens VEP e VEU, vulnerabilidade pode ser definida basicamente a partir de uma abordagem utilitarista, tendo por referência a distribuição dos gastos com consumo das famílias. Para medir essa vulnerabilidade, é especificada uma função, $U_i : \mathfrak{R}^n \rightarrow \mathfrak{R}$, de transformação dos gastos com consumo da família i em valores reais. Dada a função U_i , a medida de vulnerabilidade da família i , no tempo t , é definida pela função

$$V_{it} \equiv U_i(z_i) - EU_i(C_{it+1}), \quad (7)$$

onde C_i é o gasto observado da família i no consumo de bens e z_i pode ser o consumo equivalente de certeza²¹ da família i ou uma determinada linha de pobreza.

O componente de utilidade esperada na medida de vulnerabilidade da família i pode ser expresso como:

$$EU_i(C_{it+1}) \equiv \sum_{\omega \in \Omega} \pi_{\omega, it+1} U_i(C_{\omega}) \approx \int_0^{\infty} f(C_{it+1}) \cdot U_i(C_{it+1}) dC_{it+1}, \quad (8)$$

onde $\pi_{\omega, it+1}$ é a probabilidade de a família i associada aos estados da natureza $\omega \in \Omega$ e $f(\cdot)$ é uma função densidade de distribuição.

Definida a medida pela expressão (7), a vulnerabilidade do conjunto de famílias I , no tempo t , é simplesmente medida por:

$$V_t \equiv \sum_{i=1}^I V_{it}. \quad (9)$$

Nesse caso, a minimização da vulnerabilidade agregada é similar à maximização da função de bem-estar social, $\max_{\{C_{it+1}(\omega)\}} \sum_{i \in I} EU_i(C_{it+1})$, sujeita à alguma restrição agregada de recursos.

A forma funcional U_i e o valor z_i são geralmente assumidos como os mesmos para todas as famílias. Logo, $U_i = U$ e $z_i = z \quad \forall i$. No entanto, essa forma funcional e a definição de seu valor esperado variam de acordo com o trabalho.

Os trabalhos de Chaudhuri *et al.* (2002), Christiaensen e Subbarao (2002), Bourguignon *et al.* (2004) e Suryahadi e Sumarto (2001), utilizando a abordagem VEP,

²¹ O consumo equivalente de certeza é definido como nível de consumo, numa suposta ausência de riscos, que garanta o mesmo bem-estar da distribuição do consumo observado.

especificam a função U , na medida (7), a partir da classe de medidas de pobreza P_α de Foster *et al.* (1984). Nesse caso, em particular, a medida de vulnerabilidade é representada como:

$$V_{it} = EP_\alpha(C_{it+1}).^{22}$$

Mais especificamente, estes autores utilizam a função P_0 , tal que a medida de vulnerabilidade da família é a probabilidade de o nível de consumo ficar abaixo da linha de pobreza no período subsequente²³. A definição se a família é vulnerável ou não vem da comparação dessa probabilidade com um valor de referência, usualmente 50%. Ou seja,

$$V_{it} = I[EP_0(C_{it+1}) > p^*],$$

onde p^* é a probabilidade de referência.

A crítica ao uso dessa medida é semelhante à avaliação das análises de pobreza com o uso da função P_0 : não considera o grau (hiato) de pobreza esperada. Sobre isso, Ravallion (1988) aponta justamente para as diferenças na análise de pobreza esperada entre usar $\alpha = 0$ e $\alpha > 0$. Para superar essa limitação, Kühn (2003) e Hoddinott e Quisumbing (2003) propõem o uso da esperança da função P_α , como especificado anteriormente²⁴.

Nessas medidas de pobreza esperada, o parâmetro $\alpha > 1$ da função determina o grau de aversão ao risco das famílias (CRUCES, 2005). Como essa função é decrescente em relação ao consumo, quanto maior o valor do parâmetro maior é a convexidade da função e, portanto, maior é a aversão ao risco assumida. No entanto, para Ligon e Schechter (2004), a função P_α e, por consequência, a medida VEP são mal situadas na representação de atitudes de aversão ao risco. O primeiro problema ocorre porque essas medidas não atribuem peso e, portanto, aversão ao risco às famílias com consumo acima da linha de pobreza. A segunda limitação é que, quando $\alpha > 1$, P_α implica uma aversão absoluta ao risco crescente em relação ao consumo, algo contrário à evidência empírica sobre preferências das famílias pobres.

²² Está implícito nessa abordagem que a função de bem-estar da família i é definida como: $U(C_i) \equiv -P_\alpha(C_i) = -(\max\{z - C_i, 0\}/z)^\alpha$, de tal forma que $U(z) = 0$ e $EU(C_{it+1}) = -EP_\alpha(C_{it+1})$.

²³ Pritchett *et al.* (2000) fazem uma extensão dessa proposta, levando em consideração que, se o futuro é incerto, o grau de vulnerabilidade aumenta com a extensão no horizonte de tempo. Logo, vulnerabilidade é a probabilidade de a família ser observada ao menos uma vez no futuro, considerando determinado número de períodos.

²⁴ Kamanou e Morduch (2002) propõem uma medida semelhante à proposta por Kühn (2003), porém definindo vulnerabilidade como a mudança esperada na pobreza agregada, ao contrário do que seria a pobreza esperada *per se*. Ou seja, vulnerabilidade da população é medida como a diferença entre o valor esperado da pobreza agregada no futuro e o seu valor presente.

Considerando essa limitação na medida P_α , Ligon e Schechter (2003) propõem uma especificação alternativa para a função de utilidade na medida de vulnerabilidade expressa em (7). Na então chamada abordagem VEU, a forma funcional sugerida é derivada de uma classe de funções de utilidade von Neumann-Morgenstern, que associa bem-estar das famílias ao risco que elas incorrem. Particularmente, os autores propõem o uso de membros da família de funções de utilidade CRRA (*Constant Relative Risk Aversion*), representada pela função:

$$U_\gamma(C_i) = \frac{C_i^{1-\gamma}}{1-\gamma},$$

onde o parâmetro γ determina a aversão relativa ao risco das famílias, pobres e não-pobres. Essa forma funcional é compatível com a intuição que “ricos são mais tolerantes ao risco do que pobres” (DEATON & MUELLBAUER, 1980).

De acordo Ligon e Schechter (2003, 2004), a medida de vulnerabilidade, tal como definida, pode ser decomposta em medidas distintas, não necessariamente ortogonais, de condição permanente/crônica e risco. Seguindo a proposta desses autores, a medida de vulnerabilidade em (7) é reescrita como:

$$V_i = \begin{array}{l} [U(z) - U(E(C_{i+1} | \mathbf{X}_i))] \quad \text{Permanente} \\ + [U(E(C_{i+1} | \mathbf{X}_i)) - EU(C_{i+1})] \quad \text{Risco} \end{array} \quad (10)$$

Essa decomposição pode ser adotada utilizando qualquer uma das formas funcionais de U mencionadas anteriormente. Enquanto o consumo observado em $t+1$ está sujeito aos mais diversos choques conjunturais e idiossincráticos à cada família, o consumo esperado em $t+1$ é determinado unicamente pelas características inerentes às famílias, representadas no vetor \mathbf{X}_i .

4. Método de estimação dos rendimentos, do consumo e da vulnerabilidade

Para medir a vulnerabilidade de uma família (ou de uma população), não é possível confiar somente nos dados observados, pois o principal aspecto da noção de vulnerabilidade é que o bem-estar familiar não depende apenas do quanto de gasto em consumo foi realizado no presente. No entanto, como apenas informações de realizações passadas são disponíveis, a estimação deve recorrer a essas informações para calcular a probabilidade de possíveis resultados futuros.

Quando essas probabilidades se mantêm ao longo do tempo, o ambiente é chamado de estacionário, sendo possível estimar a probabilidade de diferentes resultados em um período qualquer e tomar isso como vulnerabilidade. Assim, se os resultados para cada família são

observados por dois ou mais períodos, assume-se que cada uma dessas observações ocorreu com a mesma probabilidade. A principal virtude dessa abordagem, utilizada por Ligon e Schechter (2003) e Cruces (2005), é sua transparência e simplicidade, pois o valor da função esperada de cada família é dado pelo seu valor médio em períodos observados. Uma segunda vantagem é não requerer suposições sobre a variação das informações entre as famílias, sendo apropriado em casos de ampla heterogeneidade não-observada entre as mesmas.

No entanto, em ambientes onde a renda e o consumo crescem (ou diminuem) ao longo do tempo, as probabilidades associadas a diferentes resultados variam entre os períodos. É difícil, portanto, nestes ambientes, caracterizar essas probabilidades em determinado ponto do tempo. Pode-se, no entanto, adotar uma estratégia assumindo que as probabilidades de mudança nos resultados são fixas ao longo do tempo. Tais ambientes são chamados de “estacionários na diferença” (PRITCHETT *et al.*, 2000). Porém, segundo Ligon e Schechter (2004), o uso de informações de mudanças no tempo pode ignorar informações potencialmente úteis, fornecendo, portanto, estimadores menos precisos do que aqueles que exploram essa estacionariedade. Outra estratégia para tornar o processo estacionário, proposta por Bourguignon *et al.* (2004), é estimar a tendência de crescimento da variável analisada e incluí-la na probabilidade de distribuição do resultado²⁵.

Sem a disponibilidade de informações sobre a distribuição de resultados para cada família ao longo do tempo, Chaudhuri (2000) e Christiaensen e Subbarao (2002) sugerem uma alternativa para estimar vulnerabilidade com o uso de informações em formato *cross-section*. Esse método é aplicado ainda nos trabalhos de Chaudhuri *et al.* (2002) e Suryahadi e Sumarto (2001), ambos para o caso da Indonésia. Chaudhuri e Christiaensen e Subbarao propõem estimar a esperança e a variância do consumo das famílias com o uso do Método de Mínimos Quadrados Generalizados Estimados (FGLS). Dessa forma, a variabilidade heteroscedástica *cross-sectional* serve como uma *proxy* da variabilidade intertemporal de cada família.

Chaudhuri *et al.* (2002) argumentam que não é possível prever resultados futuros a partir dessa distribuição, se muito da variação *cross-section* observada provém de diferenças não-observadas entre as famílias e parte dessas diferenças são determinantes de resultados persistentes no tempo. Por outro lado, se muito da variação pode ser atribuída a diferenças nas características observadas das famílias, então uma única *cross-section* é plenamente útil para realizar essa previsão.

²⁵ A proposta de Bourguignon *et al.* (2004) é feita com base numa interação entre análise de *pseudopainel* e análise *cross-section*, sendo útil para casos onde não há disponibilidade de informações em formato de painel.

Ligon e Schechter (2004) criticam o método *cross-section* justamente pela dificuldade em separar aspectos de risco de aspectos de desigualdade entre as famílias. Algo que só seria possível por meio do controle de efeitos fixos de características não-observadas das famílias, via informações em painel. A importância desse controle depende de como as variáveis analisadas respondem à variação das características observadas.

Outro problema da estimação por *cross-section* é apontado por Tesliuc e Lindert (2002). Os autores utilizam como exemplo o caso em que desastres naturais são vistos como um sério risco que as famílias incorrem. Nesse caso, usar a variação de informações *cross-section* em um ano sem desastres implica uma subestimação do nível de vulnerabilidade das famílias. Da mesma forma, valer-se de informações de um ano particularmente ruim, em termos de clima, pode levar à conclusão que grande parte das famílias é vulnerável.

De fato, o uso de informações em formato *cross-section* limita o acesso a fontes de risco agregado das famílias. Ou seja, sem o uso de informações em painel, é particularmente difícil separar, para dada família, o que significa um risco agregado de um risco idiossincrático a ela. Além disso, Kamanou e Morduch (2002) apontam que há uma forte suposição de homogeneidade nesse método, atribuindo a todas as famílias observadas a mesma distribuição de resultado. Na prática, a suposição de homogeneidade persiste, mesmo com uma medida de vulnerabilidade aprimorada por meio da desagregação da análise em região, grupos de renda, etc. Para superar essa limitação de homogeneidade, Kamanou e Morduch (2002) e Kühn (2003) propõem o uso do método de *bootstrap* para a geração de uma distribuição de possíveis resultados futuros para as famílias, baseado em suas características observadas. Por meio dessa geração, eles assumem que a verdadeira distribuição de resultados futuros poderia ser estimada para cada família da amostra.

Em análises *cross-section*, o uso do método *bootstrap* pode possibilitar uma estimação mais precisa da vulnerabilidade das famílias. No entanto, certos aspectos ainda precisam ser assumidos nesse tipo de análise. Na ausência de informações em formato de um extenso painel, deve-se pressupor que o ambiente dos resultados é estacionário, todos os efeitos fixos das famílias sobre os resultados são observados e não há distinção entre risco agregado e idiossincrático às famílias. Deve-se deixar claro que, com informações em somente um ponto no tempo, a suposição de estacionariedade do ambiente implica uma definição de vulnerabilidade que é válida somente para um período muito curto de referência.

4.1. Renda permanente e renda transitória familiar

Na primeira parte da estrutura apresentada na Figura 1, caso a família resida em ambiente sem choques, a renda gerada pela alocação dos ativos em atividades é equivalente a uma renda familiar permanente. Porém, em um ambiente de incerteza, a renda familiar observada em cada período pode flutuar em torno desse valor permanente. Esse desvio conseqüente de choques é denominado como a renda transitória da família.

Segundo Deaton (1997), para distinguir a renda permanente da renda transitória da família, a formulação original de Friedman (1957) foi construída sobre uma analogia precisa (e completa) entre a primeira como uma renda estimada com precisão e a segunda como sendo análoga a uma medida de erro.

Para decompor o ganho familiar total nessas duas partes, considera-se inicialmente a sua separação de acordo com cada uma de suas fontes. A renda familiar total, no período t , Y_{it} , é basicamente composta de três fatores: a remuneração da força de trabalho, L_{it} , determinada pela qualidade do posto de trabalho e pela qualificação dos membros ocupados em atividade remunerada; a remuneração dos ativos não-humanos (físicos e financeiros) da qual tem posse, R_{it} ; e a renda de transferências, D_{it} , determinada pelo ambiente. Pode-se incluir ainda nessa composição, a renda provinda de outras fontes diversas, O_{it} , como de jogos de azar, heranças e indenizações. Dessa forma, a renda total da família i , no período t , é representada como:

$$Y_{it} = L_{it} + R_{it} + D_{it} + O_{it} .$$

De acordo com os determinantes de cada componente da renda familiar, a renda permanente da família é provinda da esperança de renda do trabalho de seus membros, da remuneração esperada de seus ativos e das transferências do governo garantidas por lei, como o caso das aposentadorias e pensões. Dessa forma, a renda familiar permanente, no tempo t , pode ser representada como:

$$Y_{it}^P = L_{it}^P + R_{it}^P + D_{it}^P ,$$

onde L_{it}^P é a remuneração permanente da força de trabalho da família, denominada simplesmente por renda permanente do trabalho, R_{it}^P é o retorno permanente dos ativos físicos e financeiros da família, ou simplesmente renda permanente dos ativos, e D_{it}^P é o valor das transferências permanentes²⁶.

²⁶ Cabe salientar que nem todas transferências do governo são uma fonte de caráter permanente, como é o caso de transferências ligadas a políticas sociais compensatórias.

Para estimar a renda permanente do trabalho da família, pode-se supor que L_{it} é função basicamente da quantidade e da qualidade da mão-de-obra. Do mesmo modo, considera-se que fatores regionais afetem a produtividade e a remuneração dessa mão-de-obra. Com isso, a renda do trabalho da família i , em t , pode ser representada por uma função log-linear definida como²⁷:

$$\ln L_{it} = l_1 + l_2 H_i + l_3 HH_i + l_4 Q_i + l_5 S_i + \xi_{it}, \quad (11)$$

onde ξ_{it} é o termo de erro da função e os parâmetros l são associado aos seguintes conjuntos de variáveis: H_i , que representa a força de trabalho familiar, medida pelas variáveis de estrutura familiar (número de membros, linear, quadrático e cúbico, e proporções de homens e mulheres por faixa etária); HH_i , que representa a qualidade da mão-de-obra familiar, medida por uma *proxy* formada pelas características do chefe da família (sexo, raça, idade linear e quadrática, escolaridade e estado conjugal); Q_i , que representa a qualidade do posto de trabalho da mão-de-obra familiar, medida por uma *proxy* a partir da posição na ocupação do chefe da família²⁸; S_i , que representa os aspectos de mercado de trabalho e de custo de vida não-observados, dados pelo conjunto de *dummies* regionais.

Para estimar a renda permanente dos ativos, o componente R_{it} é definido como função da proporção dos ativos não-humanos da família i , no tempo t , acumulados até o instante observado, e de um termo aleatório (transitório). Ao mesmo tempo, essa relação entre ativos acumulados e seus retornos monetários é controlada pelas características da família, H_i , e de seu chefe, HH_i , que poderiam determinar a forma com que esses ativos são aplicados, e pelo ambiente onde ela reside, S_i . Devido ao fato que a remuneração de ativos é observada com valor positivo somente em parte das famílias, a estimação é realizada sobre uma função da variável latente não-censurada, R_{it}^* , definida como:

$$R_{it}^* = \eta_1 + \eta_2 A_i + \eta_3 H_i + \eta_4 HH_i + \eta_5 S_i + \varepsilon_{it}, \quad (12)$$

onde ε_{it} é o termo de erro da função e A_i é uma *proxy* para riqueza não-humana da família, definida a partir das posses de bens duráveis e do valor de seus imóveis e aplicações financeiras.

²⁷ A equação de rendimentos (11) poderia ser estimada de forma desagregada para cada membro da família. No entanto, isso implicaria a estimação de equações de oferta de trabalho (ou participação na força de trabalho) desses mesmos indivíduos e, infelizmente, essas informações não estão disponíveis no momento. Além disso, a análise tornar-se-ia mais complexas em um ponto considerado menos fundamental.

Buscando uma maior precisão, as funções (11) e (12) podem ser definidas de forma desagregada por região representativa. Ou seja, assume-se na estimação que o efeito do arranjo em que as famílias residem não se expressa somente por meio de um conjunto de *dummies* de controle S_i . A diferença entre ambientes também se reflete na diferença entre os valores dos parâmetros l , na função (11), e η , na função (12). Além disso, *dummies* para controle de observações *outliers* podem ser incluídas no conjunto de variáveis explicativas das funções.

Supondo que todas as características explicativas das funções (11) e (12) são de caráter permanente²⁹, a remuneração permanente estimada da força de trabalho familiar é definida como:

$$\hat{L}_{it}^P \equiv \exp(\hat{l}_1 + \hat{l}_2 H_i + \hat{l}_3 HH_i + \hat{l}_4 Q_i + \hat{l}_5 S_i), \quad (13)$$

enquanto a remuneração permanente dos ativos da família i é estimada pelo retorno esperado dos ativos dessa família,

$$\hat{R}_{it}^P \equiv \hat{\Pr}[R_{it}^* > 0] \cdot \hat{E}[R_{it}^* | R_{it}^* > 0, A_i, H_i, HH_i, S_i]. \quad (14)$$

Com os estimadores (13) e (14) obtidos e com o valor das transferências permanentes observado, no período t , a renda permanente estimada da família i pode ser expressa como:

$$\hat{Y}_{it}^P = \hat{L}_{it}^P + \hat{R}_{it}^P + D_{it}^P. \quad (15)$$

O componente transitório da renda familiar é determinado pelo residual observado das esperanças condicionadas da renda do trabalho e da remuneração de ativos, pelas transferências observadas que não possuem caráter permanente e pela renda provinda de fontes transitórias diversas. Esse residual pode ser explicado por fatores observados (choques conjunturais e idiossincráticos) e não-observados, sendo expresso por:

$$Y_{it}^T = L_{it}^T + R_{it}^T + D_{it}^T + O_{it},$$

onde L_{it}^T é a remuneração transitória da força de trabalho da família, ou simplesmente renda transitória do trabalho, R_{it}^T é o retorno transitório de ativos físicos e financeiros da família, ou simplesmente renda transitória dos ativos, e D_{it}^T é o valor das transferências transitórias.

Os estimadores da renda transitória do trabalho e da remuneração transitória dos ativos da família i são obtidos pela diferença entre o valor permanente estimado, \hat{L}_{it}^P e \hat{R}_{it}^P

²⁸ Caso o chefe da família não esteja ocupado em posto de trabalho, sua posição na ocupação é classificada como de desocupação.

²⁹ De caráter permanente se considerado uma análise de curto prazo, entre o período t e o período $t+1$.

respectivamente, e o valor observado do componente do ganho familiar, L_{it} e R_{it} . Logo, a renda familiar transitória estimada pode ser representada como:

$$\hat{Y}_{it}^T = \hat{L}_{it}^T + \hat{R}_{it}^T + D_{it}^T + O_{it}. \quad (16)$$

4.2. Estimação da função de consumo familiar

De acordo com Deaton (1997), uma forma conveniente para testar o modelo de renda permanente em análises empíricas é definir o gasto com consumo das famílias como função de sua renda permanente, Y_{it}^P , renda transitória, Y_{it}^T , e estrutura demográfica, H_i . Dessa forma, a função de consumo da família i , em t , pode ser escrita como:

$$C_{it} = \beta_1 + \beta_2 Y_{it}^P + \beta_3 Y_{it}^T + \beta_4 H_i + v_{it}, \quad (17)$$

onde v_{it} é um termo aleatório do consumo não-explicado por fatores observados.

Pela equação (5), os parâmetros da função (17) devem ser, por hipótese, $\beta_2 = 1$ e $\beta_3 = 0$. Ou seja, no período t , o consumo da família i é função somente de sua renda permanente, em uma relação de um-para-um. No entanto, se a família for avessa ao risco e, portanto, propensa ao acúmulo de uma poupança de precaução, como na função (6), pode-se esperar $\beta_2 < 1$.

Os casos em que as famílias não tem a capacidade de antecipar completamente os choques em sua renda são identificados quando $\beta_3 > 0$. Porém, segundo Deaton (1997), a simples desigualdade $\beta_2 > \beta_3$ sugere que famílias, apesar de não anteciparem completamente os choques em sua renda, seguem um comportamento de suavização de seu consumo em relação à renda. Tal desigualdade aponta para maior poupança da renda transitória frente à renda permanente³⁰.

Neste artigo, a função de consumo estimada é de formato log-linear. Ou seja, a função de consumo em relação à renda possui uma elasticidade constante. Com essa suposição, a função (17) é reescrita da seguinte forma:

$$\ln C_{it} = \beta_1 + \beta_2 \ln Y_{it}^P + \beta_3 \ln(1 + Y_{it}^T / Y_{it}^P) + \beta_4 H_i + v_{it}, \quad (18)$$

³⁰ Apesar de trabalhos como os de Musgrove (1978, 1979), Bhalla (1979, 1980) e Wolpin (1982) não encontrarem evidências que $\beta_2 = 1$, todos eles identificam, em seus estudos, algum comportamento de suavização de consumo das famílias.

onde $(1 + Y_{it}^T / Y_{it}^P)$ é desvio transitório, no tempo t , da renda permanente da família i . Logo, o valor de β_2 indica a elasticidade do consumo à variação esperada na renda, enquanto o valor de β_3 aponta a (in)capacidade da família em antecipar choques em sua renda.

Supondo que as famílias observadas numa população possuam diferenças no comportamento de aversão ao risco e na capacidade de antecipar choques, assume-se que os parâmetros da função de consumo (18) poderiam assumir diferentes magnitudes, de acordo com a faixa de valores condicionais desse consumo. Com isso, a forma de estimação proposta para a função é por regressões centradas em diferentes quantis de valores condicionais do consumo familiar, utilizando o método de Minimização dos Desvios Absolutos (LAD), proposto originalmente por Koenker e Bassett (1978 e 1982).

Com o conjunto de regressões quantílicas estimado, uma tipologia de consumo é definida a partir dos diferentes estimadores do vetor β , centrados em cada quantil q . O padrão de comportamento de consumo da família i , dentro dessa tipologia, segue os parâmetros da regressão quantílica que apresenta o menor módulo do resíduo entre todas as Q regressões estimadas, tal que, se essa família é do tipo q ,

$$|\hat{v}_{q,it}| = \min\{|\hat{v}_{1,it}|, \dots, |\hat{v}_{Q,it}|\}, \quad (19)$$

onde $\hat{v}_{q,it}$ é o estimador LAD do componente não-explicado da função (18), para $q = \{1, \dots, Q\}$. Ou seja, o tipo de comportamento de consumo da família é definido pela regressão que minimiza a parte não-explicada desse consumo.

Na estimação quantílica, definem-se cinco tipos de famílias, correspondente às regressões centradas nos quantis de 10%, 30%, 50%, 70% e 90% da distribuição condicionada do consumo. Dado que a família i é do tipo q , seu consumo permanente estimado, no tempo t , é definido como:

$$\hat{C}_{it}^P = \exp(\hat{\beta}_{1q} + \hat{\beta}_{2q} \ln \hat{Y}_{it}^P + \hat{\beta}_{4q} H_i), \quad (20)$$

enquanto o estimador do componente de risco, ou desvio transitório, de seu consumo é definido como:

$$\hat{\delta}_{it}^T = \exp(\hat{\beta}_{3q} \ln(1 + \hat{Y}_{it}^T / \hat{Y}_{it}^P)), \quad (21)$$

onde $\hat{\beta}_{kq}$ é o estimador LAD do parâmetro correspondente ao conjunto de variáveis k na regressão quantílica q . O termo $\exp(\hat{v}_{q,it})$ do consumo observado é denominado como um componente não-explicado, pois não se conhece ao certo seu caráter (permanente ou de risco).

O consumo total estimado da família i , no tempo t , \hat{C}_{it} , é dado pelo produto dos estimadores (20) e (21). Esse estimador pode ainda ser separado em um consumo autônomo, em relação à renda familiar, $\hat{C}_{0,it}^P = \exp(\hat{\beta}_{1q} + \hat{\beta}_{4q}H_i)$, condicionado à estrutura demográfica da família, e um componente sensível à variação na renda permanente, $\hat{\delta}_{it}^{YP} = \exp(\hat{\beta}_{2q} \ln \hat{Y}_i^P)$.

Chaudhuri *et al.* (2002) argumentam que as razões para vulnerabilidade são diversas. Particularmente, uma família pode ser altamente vulnerável à pobreza porque seu consumo médio é baixo, apesar de apresentar pouca variabilidade, ou porque seu consumo é muito volátil, apesar da média ser elevada. Com cinco tipos de famílias definidas em termos de elasticidade do consumo, além da diversidade de valores das rendas familiares, esperam-se identificar, neste trabalho, diferenças na vulnerabilidade estimada. Basicamente, a diversidade de razões para explicar a vulnerabilidade parte justamente das diferentes relações entre consumo e renda de cada tipo de família.

4.3. Transformação do consumo familiar

Para comparar vulnerabilidade à pobreza entre famílias, é necessário transformar seus consumos totais, C_{it} , em valores equivalentes ao número de membros de cada uma delas, c_{it} . Dessa forma, define-se um nível de consumo equivalente familiar composto por um componente de consumo equivalente permanente e pelo desvio transitório desse consumo, tal que

$$\hat{c}_{it} \equiv \frac{\hat{C}_{it}}{\varpi_i} = \frac{\hat{C}_{it}^P}{\varpi_i} \hat{\delta}_{it}^T = \hat{c}_{it}^P \cdot \hat{\delta}_{it}^T, \quad (22)$$

onde ϖ_i é o deflator de equivalência familiar e $\hat{c}_{it}^P = \hat{C}_{it}^P / \varpi_i$ é o estimador do consumo equivalente permanente da família i , no tempo t .

Uma maneira de definir o deflator de equivalência familiar seria assumir que consumo equivalente familiar seja igual ao consumo familiar per capita, tal que

$$\varpi_i \equiv n_i,$$

onde n_i é o número de membros da família i .

A outra forma de definição do deflator assume que diferentes estruturas demográficas familiares possuam diferentes escalas de consumo, mesmo havendo a mesma quantidade de membros. Além disso, as famílias podem possuir certas economias de escala em seu tamanho.

A alternativa de deflator, adotada neste artigo, pode ser obtida da própria função de consumo estimada, a partir da sensibilidade do consumo total à estrutura demográfica familiar de cada tipo q . Dessa forma o deflator estimado de equivalência para a família i , do tipo q , pode ser definido como:

$$\hat{\omega}_i \equiv n_i \cdot \exp(\hat{\beta}_{4q} H_i).$$

4.4. Estimação da vulnerabilidade pela geração de amostras bootstrap

A partir do seu consumo equivalente no período t , a vulnerabilidade da família i é medida e decomposta pela função (4). O problema dessa medida encontra-se em estimar a distribuição do consumo das famílias para o cálculo do valor esperado da função de utilidade, expresso na função (8). A solução proposta para estimação, centrada numa simulação *ex-ante*, é a utilização da técnica de geração de amostras *bootstrap*.

Essa técnica, também chamado de método de reamostragem, foi introduzido por Efron (1979) como uma ferramenta numérica para estimar a distribuição de uma estatística ou uma característica dessa distribuição com precisão assintótica, onde soluções analíticas estão fora de alcance ou são de difícil obtenção. De fato, o método de *bootstrap* é freqüentemente mais preciso em amostras finitas do que em aproximações assintóticas de primeira ordem, porém sem exigir a complexidade algébrica de expansões de ordem superior³¹ (HOROWITZ, 1999).

Trabalhos como de Elbers *et al.* (2003), Kamanou e Morduch (2002) e Kühl (2003) fazem uso dessa técnica em estudos sobre pobreza. Sendo que os dois últimos possuem o mesmo objetivo *ex-ante* de estimar vulnerabilidade. A proposta de Kamanou e Morduch, semelhante à de Elbers *et al.*, é combinar as técnicas de simulação de Monte Carlo e *bootstrap* não-paramétrica para estimação da pobreza esperada no período subsequente de um determinado grupo de famílias. A proposta de Kühl, mais próxima à deste trabalho, é utilizar a técnica de *wild bootstrap*, desenvolvida por Wu (1986) e Liu (1988), para simular um processo estocástico de consumo específico (heteroscedástico) para cada família de sua amostra.

Como definido na equação (22), o consumo equivalente observado de cada família pode ser separado em dois componentes. O segundo desses componentes, $\hat{\delta}_{it}^T$, constitui a distribuição de termos aleatórios que define o consumo da família i , no tempo t , como um

³¹ Sobre a consistência da técnica de *bootstrap*, ver Horowitz (1999).

processo estocástico. O logaritmo desse termo aleatório constituirá a função de distribuição empírica (EDF) \hat{F} que determina o processo de geração dos dados (DGP) *bootstrap*.

A partir do estimador do componente não-estocástico do consumo equivalente, supostamente igual entre dois períodos, $\hat{c}_{it}^P = \hat{c}_{it+1}^P$, e da EDF, \hat{F} , uma pseudo-amostra do logaritmo do consumo da família em $t+1$ pode ser gerada da forma:

$$\ln c_{it+1}^* = \ln \hat{c}_{it}^P + \ln \hat{\delta}_{it+1}^{T*} = \ln \hat{c}_{it}^P + \hat{\beta}_{3q} \ln \left(1 + \hat{Y}_{it+1}^T / \hat{Y}_{it+1}^P \right)^* \quad \forall i, \quad (23)$$

onde $\ln \hat{\delta}_{it+1}^{T*} = \hat{\beta}_{3q} \ln \left(1 + \hat{Y}_{it+1}^T / \hat{Y}_{it+1}^P \right)^*$ é o desenho aleatório gerado com a distribuição \hat{F} . Cabe destacar que, segundo a expressão (21), o termo aleatório gerado é determinado basicamente pelo logaritmo do desvio transitório simulado da renda permanente, $\ln \left(1 + \hat{Y}_{it+1}^T / \hat{Y}_{it+1}^P \right)^*$, e pelo seu efeito marginal sobre o logaritmo consumo equivalente da família, $\hat{\beta}_{3q}$, ou (in)capacidade de antecipar choques na renda.

Com essa pseudo-amostra e de acordo com a expressão (10), a vulnerabilidade simulada da família i , no tempo t , é medida como:

$$V_{it}^* = \left[U(z) - U(\hat{c}_{it}^P) \right] + \left[U(\hat{c}_{it}^P) - EU \left(\hat{c}_{it}^P \cdot \exp \left(\hat{\beta}_{3q} \ln \left(1 + \hat{Y}_{it+1}^T / \hat{Y}_{it+1}^P \right)^* \right) \right) \right],$$

onde $U(\cdot)$ é a função de utilidade específica, que pode ser da classe de funções P_α ou CRRA.

Por ser função de $\hat{\delta}_{it+1}^{T*} = \exp \left(\hat{\beta}_{3q} \ln \left(1 + \hat{Y}_{it+1}^T / \hat{Y}_{it+1}^P \right)^* \right)$, o componente de risco é o único termo aleatório na medida de vulnerabilidade. A magnitude desse componente depende tanto do choque gerado sobre a renda familiar quanto da resposta da família ao choque incorrido.

Segundo Davidson e Flachaire (2001), a precisão da técnica de *bootstrap* depende se o DGP usado para o desenho da pseudo-amostra é tão próximo quanto possível do verdadeiro DGP que gerou os dados observados. No entanto, essa aproximação é dificultada em casos de heteroscedasticidade de formato desconhecido entre as observações. Nesse caso, o verdadeiro DGP não pode ser replicado pelo DGP *bootstrap*.

Para contornar esse problema, Wu (1986) e Liu (1988) propõem a utilização da técnica denominada *wild bootstrap*³². Essa técnica consiste basicamente no uso de uma distribuição *bootstrapping* auxiliar e_{it+1}^* , tal que o termo estocástico do logaritmo da renda familiar é reescrito como:

$$\ln \left(1 + \hat{Y}_{it+1}^T / \hat{Y}_{it+1}^P \right)^* = \ln \left(1 + \hat{Y}_{it}^T / \hat{Y}_{it}^P \right) \cdot e_{it+1}^*, \quad (24)$$

onde $\ln(1 + \hat{Y}_{it}^T / \hat{Y}_{it}^P)$ é a estimação do logaritmo do desvio transitório da renda na amostra original e e_{it+1}^* é o valor gerado do desenho aleatório, independente entre as famílias e dos dados originais, tal que $E(e_{it+1}^*) = 1$ e $Var(e_{it+1}^*) = 1$. Dessa forma, como o termo $\ln(1 + \hat{Y}_{it}^T / \hat{Y}_{it}^P)$ é constante na construção da pseudo-amostra, o termo aleatório $\ln(1 + \hat{Y}_{it}^T / \hat{Y}_{it}^P) \cdot e_{it+1}^*$ segue uma distribuição heteroscedástica $N(\ln(1 + \hat{Y}_{it}^T / \hat{Y}_{it}^P), \ln(1 + \hat{Y}_{it}^T / \hat{Y}_{it}^P))$.

Davidson e Flachaire (2001) definem o termo (24) a partir da multiplicação da distribuição auxiliar, e_{it+1}^* , com uma transformação genérica do termo aleatório, $\ln(1 + \hat{Y}_{it}^T / \hat{Y}_{it}^P)$, tal que $\ln(1 + \hat{Y}_{it+1}^T / \hat{Y}_{it+1}^P)^* = \varphi_i(\ln(1 + \hat{Y}_{it}^T / \hat{Y}_{it}^P)) \cdot e_{it+1}^*$. Assim como Kühn (2003), neste trabalho, opta-se em omitir qualquer transformação $\varphi_i(\cdot)$ do componente transitório da renda familiar, pois assume-se que ela já foi estimada da forma mais precisa possível.

Na aplicação da técnica de *wild bootstrap*, da amostra original de valores estimados $\{\hat{c}_{it}, \dots, \hat{c}_{it}, \dots, \hat{c}_{it}\}$, é desenhada uma nova amostra de tamanho I dessa distribuição, por meio de um gerador de números aleatórios e_{it+1}^* . O processo é repetido B vezes e, em cada interação b , uma amostra aleatória de tamanho I é gerada. A correspondente distribuição simulada de consumo $[c_{t+1}^{*(1)} \dots c_{t+1}^{*(b)} \dots c_{t+1}^{*(B)}]$, onde $c_{t+1}^{*(b)} = \{c_{1t+1}^{*(b)}, \dots, c_{It+1}^{*(b)}\}$ para $b = 1, \dots, B$, expressa a variabilidade do consumo decorrente de choques transitórios na renda para cada família.

Com a geração das B pseudo-amostras, duas abordagens distintas de análise de vulnerabilidade são possíveis, dependendo da direção em que a matriz $[c_{t+1}^{*(1)} \dots c_{t+1}^{*(b)} \dots c_{t+1}^{*(B)}]$ é integrada. Segundo a abordagem tradicional, empregada por Elbers *et al.* (2003) e Kamanou e Morduch (2002), uma integração vertical do vetor $c_{t+1}^{*(b)}$ forneceria uma distribuição de resultados em cada replicação b , tal que um indicador de bem-estar é estimado para o conjunto de famílias I em cada pseudo-amostra. A análise é realizada sobre a esperança e o desvio padrão desses estimadores agregados, com base no total de replicações geradas.

Uma abordagem alternativa, proposta por Kühn (2003) e adotada neste artigo, é integrar horizontalmente os resultados de cada linha da matriz, fazendo com que as replicações sejam vistas como B observações simuladas de consumo para cada uma das famílias. A construção de medidas, condicionadas a essas distribuições específicas simuladas, possibilita atribuí-las, não ambigualmente, às características observadas das famílias.

³² Mammen (1993) mostra, sobre uma variedade de condições, que essa técnica é assintoticamente justificada.

Com a escolha desse tipo de análise, a função de utilidade especificada é avaliada para a família i , de acordo com seu nível de consumo, em cada replicação b gerada, $U_{it+1}^{*(b)} = U(c_{it+1}^{*(b)})$. Por conseguinte, a estimação da função de utilidade esperada para família i , em $t + 1$, é definida como:

$$E\hat{U}_{it+1} = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B U_{it+1}^{*(b)}, \quad (25)$$

enquanto a sua vulnerabilidade estimada será:

$$\hat{V}_{it} = \begin{cases} [U(z) - U(\hat{c}_{it}^P)] & \text{Permanente} \\ + [U(\hat{c}_{it}^P) - \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B U(c_{it+1}^{*(b)})] & \text{Risco.} \end{cases} \quad (26)$$

Dado que o estimador de vulnerabilidade de cada família replica-se aos seus membros, a vulnerabilidade à pobreza de um conjunto de indivíduos pode ser medida pelo somatório desses estimadores, como na expressão (9). Dessa maneira, a análise das características relacionadas à vulnerabilidade à pobreza é realizada simplesmente comparando grupos de indivíduos, diferenciados pela sua região de residência, estrutura familiar, sexo, cor, idade, escolaridade, etc.

4.5. Fonte e tratamento das informações

A fim de analisar a recente condição de vulnerabilidade das famílias e dos indivíduos no Brasil, optou-se pelo uso das informações contidas nos microdados da amostra da Pesquisa Nacional de Orçamentos Familiares (POF) 2002-2003, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A pesquisa compreende o período entre julho de 2002 e junho de 2003.

Na amostragem da POF, são investigados apenas os domicílios particulares permanentes³³, rurais e urbanos. Em cada um deles, a unidade básica da pesquisa é identificada como a Unidade de Consumo (UC) residente. A UC compreende um único morador ou conjunto de moradores que compartilham da mesma fonte de alimentação ou compartilham as despesas com moradia, havendo a possibilidade de um domicílio abrigar uma única UC ou mais. A definição do termo UC é próxima da definição do termo “família” para o IBGE, sendo que, na maioria dos casos, os dois termos se confundem³⁴.

³³ O domicílio particular permanente é aquele construído para servir exclusivamente à habitação, servindo de moradia a uma ou mais pessoas no momento de coleta das informações.

³⁴ O conceito “família” para o IBGE refere-se às pessoas ligadas por laços de parentesco, dependência doméstica ou normas de convivência, sem referência explícita ao consumo ou despesa. Entretanto, na maior parte das situações, a Unidade de Consumo da POF coincide com a “família”, segundo o conceito adotado pelo IBGE (IBGE, 2004).

As pessoas dentro de cada UC pesquisada são caracterizadas de acordo com sua condição na família (ou UC) em relação ao chefe, idade em anos, sexo (masculino ou feminino), cor declarada (branca, preta, amarela, parda ou indígena), escolaridade (medida em anos de estudo) e posição na ocupação no trabalho principal. Para fins de análise neste artigo, consideraram-se apenas duas categorias para cor do indivíduo: branca, referente às pessoas de cor branca e amarela, e não-branca, referente aos demais indivíduos. Os anos de estudos dos indivíduos foram categorizados em 6 faixas de escolaridade: sem escolaridade (0 ou menos de 1 ano de estudo completo); escolaridade primária incompleta (entre 1 e 3 anos de estudo completos); escolaridade primária completa (entre 4 e 7 anos de estudo completos); ensino fundamental completo (entre 8 e 10 anos de estudo completos); ensino médio completo (entre 11 e 14 anos de estudo completos); e ensino superior completo (acima de 15 anos de estudo completos). A posição na ocupação do indivíduo no seu trabalho principal é classificada como: empregado no setor privado; empregado no setor público; empregado doméstico; empregado temporário em área rural; empregador; trabalhador por conta-própria; trabalhador voluntário, estagiário, não-remunerado ou em produção para autoconsumo; outros tipos de posição³⁵; e desocupado, caso o indivíduo não tenha ocupação ao longo dos 12 meses de pesquisa.

Famílias, ou UCs, conviventes em um mesmo domicílio é um problema na mensuração e análise das condições de vida da população. Isso porque, não se conhece ao certo qual a relação de dependência entre UCs conviventes. Como essas UCs só representam 0,56% da população, opta-se em excluí-las da amostra. Além disso, moradores cuja condição na UC fosse de empregado doméstico, ou parente desse empregado, não foram considerados na análise, pois não se constituem como potenciais unidades de orçamento da UC, segundo a própria pesquisa.

Em relação aos gastos de cada UC, considerou-se a realização de despesas na forma monetária, efetuadas à vista ou a prazo por meio de pagamento em dinheiro, cheque ou com utilização de cartão de crédito, e na forma não-monetária, correspondendo a tudo que é produzido ou recebido em bens utilizados pela UC e que não passou pelo mercado na última transação. Entre essas despesas, monetárias e não-monetárias, há a separação entre despesas de consumo (alimentação, habitação, vestuário, educação, saúde, etc.), outras despesas correntes (impostos, serviços bancários, transferências e contribuições em geral), aumento do ativo (aquisição, construção e reforma de imóveis, aquisição de terrenos e títulos em geral) e

³⁵ Os casos de ocupação em outra posição ocorrem quando o indivíduo recebeu alguma remuneração referente a trabalho ao longo do ano, porém sua posição não foi identificada.

diminuição do passivo (pagamento de débitos com empréstimos e carnê de mercadorias, dívidas judiciais e prestação de imóvel).

Assim como as despesas, os rendimentos que os membros das famílias recebem podem ser classificados em rendimento monetário e rendimento não-monetário. Como rendimento monetário, considerou-se qualquer tipo de ganho monetário, recebido durante o período de 12 meses anteriores à data de coleta das informações, por cada um dos moradores que constituiu uma unidade de orçamento de rendimento. Como rendimento não-monetário, considerou-se a parcela equivalente às despesas não-monetárias, definidas como toda produção para consumo próprio e outras formas de aquisição (produto achado, roubado, adquirido por meio de doação ou troca por outro produto ou serviço), acrescida do valor de aluguel estimado da moradia própria, deduzidas as despesas com manutenção e reparos, impostos, taxas de serviços e seguros desse imóvel. Os componentes do rendimento bruto total familiar estão descritos no Quadro A1, em Anexo.

Ao longo do período de coleta das informações da POF, os valores de despesas e rendimentos foram obtidos em diferentes momentos, dentro dos 12 meses de pesquisa, com diferentes intervalos de referência, de acordo com sua natureza e frequência de ocorrência. Devido a essas diversas referências temporais, as informações de valores utilizadas são deflacionadas para o ajuste em relação ao efeito inflacionário entre os momentos de coleta e anualizadas de acordo com o intervalo de referência. Na POF, a data de referência dos valores deflacionados é 15 de janeiro de 2003.

Na medida de vulnerabilidade das famílias, o foco é apenas sobre o total das despesas correntes de consumo. Essas despesas correspondem aos gastos realizados com aquisições de bens e serviços utilizados para atender diretamente as necessidades e desejos pessoais dos membros da família no corrente período. O indicador-base de bem-estar familiar é uma transformação do valor total dessas despesas, de acordo com os parâmetros de escala equivalente definidos, ponderado (dividido) pelas linhas de pobreza sugeridas por Rocha (2003). Essas linhas foram deflacionadas, de acordo com o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) do IBGE, e anualizadas. Com a ponderação, o valor equivalente dos gastos com consumo foi padronizado de tal forma que todas as linhas de pobreza utilizadas possuam valor um.

Considerando que o plano amostral da POF inclui aspectos que definem um “plano amostral complexo”³⁶, a totalidade dos dados obtidos na pesquisa não pode ser tratada como se fosse formada por observações independentes e identicamente distribuídas. Com isso, de acordo com Pessoa e Silva (1998), em alguns casos, dependendo do tipo de estimador requerido, as estimativas são realizadas pelo método de máxima pseudo-verossimilhança³⁷. Com esse método, as análises sobre as observações requerem a utilização, além do peso amostral, de identificadores do estrato geográfico e da unidade primária de amostragem para calcular corretamente as estimativas.

A Tabela 1 traz a média e o desvio padrão das variáveis familiares envolvidas neste trabalho. Pela amostra ponderada, verifica-se que os gastos anuais per capita das famílias com consumo são, em média, 3,74 vezes maior que a linha de pobreza definida. Por sua vez, a renda anual familiar per capita é, em média, quase cinco vezes maior que essa linha. A média da renda familiar anual total é de aproximadamente R\$ 21.500,00. Desse valor, 63,5% provém da força de trabalho das famílias, 14,2% da remuneração de ativos não-humanos, 13% das transferências permanentes, como aposentadorias e pensões, 0,8% de outras transferências e 8,6% de outras fontes de renda. O valor com despesas de consumo corresponde, em média, a quase 80% da renda familiar total.

Pelas variáveis de estrutura demográfica, estima-se que o tamanho médio das famílias é de 3,6 membros, sendo compostas metade por homens (49%) e metade por mulheres (51%). Porém, nas faixas de idade mais jovens, até 34 anos, a razão de sexo (mulher/homem) é de 0,97, enquanto nas faixas acima de 35 anos, a razão sobe para 1,15. A proporção de crianças e adolescentes, entre 0 e 14 anos de idade, é em torno de 23%, enquanto a proporção de idosos, com mais de 60 anos de idade, é de aproximadamente 13%.

Em relação às características dos chefes das famílias, quase 70% são casados, 26% são mulheres e 54% são brancos. A idade média deles é de aproximadamente 46 anos. A maioria possui até o ensino primário completo (29,74%), seguidos daqueles com ensino primário incompleto (19,77%) e ensino médio completo (16,35%). Menos de 7% dos chefes de família possuem formação de nível superior, enquanto mais de 14% possuem nenhuma formação escolar. Em termos de posição na ocupação, 34% dos chefes de famílias são empregados no setor privado, 26% são ocupados por conta-própria e 14% possuem ocupação não classificada. Entre a minoria dos chefes, estão os com emprego público (8,1%), trabalhando

³⁶ Segundo Silva *et al.* (2002), os aspectos que definem um plano amostral complexo são: estratificação das unidades de amostragem, conglomeração, probabilidades desiguais de seleção em um ou mais estágios, e ajustes dos pesos amostrais para calibração com totais populacionais conhecidos.

como empregador (4,07%), em ocupação não-remunerada ou para consumo da própria família (3,52%), com emprego doméstico (3,14%) e com emprego temporário em área rural (2,69%), além dos desocupados (4,76%).

Tab. 1 – Estatísticas descritivas das variáveis

Variável	média	err. pad.	Variável	média	err. pad.
gastos consumo per capita*	3.7404	0.0505	Escolaridade do chefe		
renda familiar per capita*	4.7844	0.0797	sem escolaridade	0.1418	0.0028
gastos consumo total (R\$)	16935.43	227.82	ensino primário incompleto	0.1977	0.0031
renda familiar total (R\$)	21517.89	358.51	ensino primário completo	0.2974	0.0037
renda familiar do trabalho (R\$)	13671.44	223.36	ensino fundamental completo	0.1324	0.0031
renda familiar de ativos (R\$)	3050.14	113.18	ensino médio completo	0.1635	0.0033
transferências permanentes (R\$)	2788.62	80.95	ensino superior completo	0.0672	0.0021
outras transferências (R\$)	162.63	29.09	Posição na ocupação do chefe		
total de outras rendas (R\$)	1845.06	106.48	desocupado	0.0476	0.0016
Estrutura demográfica da família			empregado privado	0.3400	0.0049
n. de membros da família	3.6288	0.0156	empregado público	0.0810	0.0023
n. quadrático de membros	16.5100	0.1418	empregado doméstico	0.0314	0.0017
n. cúbico de membros	91.1495	1.3257	empregado temporário rural	0.0269	0.0020
Proporção na família de homens			empregador	0.0407	0.0021
entre 0 e 5 anos de idade	0.0450	0.0008	ocupado por conta própria	0.2581	0.0037
entre 6 e 10 anos de idade	0.0384	0.0007	não-remunerado/auto-consumo	0.0352	0.0014
entre 11 e 14 anos de idade	0.0321	0.0007	ocupado em outra posição	0.1390	0.0034
entre 15 e 19 anos de idade	0.0433	0.0009	Riqueza da família		
entre 20 e 34 anos de idade	0.1320	0.0019	valor aplicações financeiras (R\$)	1178.19	97.26
entre 35 e 49 anos de idade	0.0995	0.0016	valor dos imóveis próprios (R\$)	1066.64	99.74
entre 50 e 59 anos de idade	0.0435	0.0012	Com posse de pelo menos		
mais de 60 anos de idade	0.0557	0.0015	1 aparelho audiovisual	0.9156	0.0022
Proporção na família de mulheres			2 aparelhos audiovisuais	0.6850	0.0043
entre 0 e 5 anos de idade	0.0432	0.0009	3 aparelhos audiovisuais	0.4197	0.0047
entre 6 e 10 anos de idade	0.0376	0.0007	1 grande bem durável	0.4740	0.0047
entre 11 e 14 anos de idade	0.0312	0.0007	2 grandes bens duráveis	0.2563	0.0041
entre 15 e 19 anos de idade	0.0436	0.0008	1 veículo motorizado	0.3459	0.0045
entre 20 e 34 anos de idade	0.1268	0.0016	2 veículos motorizados	0.0783	0.0029
entre 35 e 49 anos de idade	0.1011	0.0014	Região de residência		
entre 50 e 59 anos de idade	0.0494	0.0012	Norte	0.0651	0.0007
mais de 60 anos de idade	0.0776	0.0019	Nordeste	0.2513	0.0017
Chefe da família			Sudeste	0.4516	0.0024
casado	0.6975	0.0040	Sul	0.1598	0.0013
mulher	0.2617	0.0042	Centro-Oeste	0.0721	0.0007
não-branco	0.4625	0.0046	Área de residência		
idade	45.84	0.15	urbana	0.8454	0.0022
idade quadrática	2339.12	15.23	metropolitana	0.3020	0.0021
Número de observações	47407		Número de estratos	443	
Tamanho da população	47329693		Número de UPAs	3992	
			Design df	3549	

Nota: * Valor padronizado com linha de pobreza igual a um.

Fonte: elaboração própria a partir de dados da POF 2002-2003 e Rocha (2003).

³⁷ Para estimativa dos erros amostrais, este trabalho utiliza o método de linearização de Taylor.

A *proxy* de riqueza foi definida por meio das variáveis de valor das aplicações financeiras, cuja média anual entre as famílias é de R\$1.178,19, e valor dos imóveis próprios, com média de R\$1.066,64, e do conjunto de *dummies* para posse de bens duráveis. Desse conjunto de *dummies*, identifica-se que mais de 91% das famílias possuem algum aparelho audiovisual no domicílio (televisão, videocassete, aparelho de som, etc., exclusive portáteis), mais de 47% detêm, pelo menos, um bem durável de grande porte (classificados como supérfluos, tal como *freezer*, forno de microondas, aparelho de ar-condicionado e máquinas de lavar louças e roupas) e que quase 35% têm veículo motorizado, sendo que a propriedade de um segundo veículo é um luxo para menos de 8% das famílias.

Finalmente, da amostra ponderada de famílias, a grande maioria reside na região Sudeste do País (45,16%), seguido das regiões Nordeste (25,13%) e Sul (15,98%), e em áreas urbanas (84,54%). Das famílias residentes em áreas urbanas, 35,72% estão em regiões metropolitanas (30,2% do total).

5. Resultados

Os resultados do trabalho, apresentados nesta seção, estão separados em três partes. Na primeira parte, são analisados os resultados das regressões quantílicas da função de consumo, salientando a estimação das respostas ex-ante e ex-post das famílias sobre a incerteza em sua renda. Em seguida, os resultados da simulação *bootstrap* são apresentados. Dessa simulação, derivam-se medidas agregadas de vulnerabilidade de famílias e indivíduos, possibilitando o desenho do perfil do risco e da condicionalidade ao baixo nível de consumo no Brasil. Essas medidas são calculadas com base nas classes de funções P_α de Foster *et al.* (1984), expressas como **P0**, **P1** e **P2**, e de funções CRRA (*Constant Relative Risk Aversion*), com $\gamma = \{1, 2, 3\}$, expressas como **CRRA1**, **CRRA2** e **CRRA3**. Por último, de acordo com essas medidas, os indivíduos são classificados em “pouco vulneráveis” e “muito vulneráveis”. Entre esses últimos, há ainda uma subdivisão de acordo com as razões dessa elevada vulnerabilidade (baixo consumo permanente ou alta volatilidade).

5.1. Resultados da regressão da função de consumo

Por não se tratar do foco deste trabalho, as funções de rendimento (11) e (12) estimadas não são analisadas em detalhes. Os resultados dessas regressões estão retratados no Anexo, Tabelas A1 e A2. Segundo a Tabela 2, estima-se que, da renda familiar média observada, cerca de 82% é de caráter permanente. Ou seja, na média, as famílias estão

incorrendo em ganhos transitórios em sua renda. No componente de renda do trabalho, o ganho transitório sobre a parte permanente chega a quase 30% (1,293573 na Tabela 2). No componente de remuneração de ativos, porém, o valor esperado é 17% maior que o valor observado (1/0,853115).

Tab. 2 – Estatística das rendas anuais permanente e transitório estimadas das famílias

Variável	média	erro padrão	
renda permanente do trabalho	11250.84	167.76	
desvio transitório da renda trabalho	1.293573	0.008718	
renda permanente de ativos	3734.24	93.86	
desvio transitório da renda de ativos	0.853115	0.100825	
renda familiar permanente	17773.70	232.65	
desvio transitório da renda familiar permanente	1.226271	0.008180	
Número de observações	47407	Número de estratos	443
Tamanho da população	47329693	Número de UPAs	3992
		Design df	3549

Fonte: elaboração própria a partir de dados da POF 2002-2003.

Com os componentes permanente e transitório das rendas definidos por família, as regressões correspondentes à função de consumo (18) são estimadas, ver Tabela 3. Em todas as regressões quantílicas, identifica-se que β_{2q} (referente ao logaritmo da renda permanente) é significativamente maior que β_{3q} (referente ao logaritmo do desvio transitório). Ou seja, apesar de não ser pleno, com $\beta_{2q} = 1$ e $\beta_{3q} = 0$, de acordo com os testes na Tabela 3, as famílias seguem, em média, um comportamento de suavização de seu consumo, com uma maior propensão à gastar sua renda esperada e poupar ganhos transitórios.

As funções centradas nos quantis de 10%, 30%, 50% e 70% mostraram uma sensibilidade muito semelhante a ambos componentes da renda familiar. Em termos gerais, verifica-se que as famílias gerenciam, em parte, a incerteza na sua renda com medidas de caráter *ex-ante*, por meio de uma poupança de precaução, e de caráter *ex-post*, na antecipação do choque transitório. De acordo com essas regressões, nos quatro primeiros quantis, a elasticidade do consumo à renda permanente é de aproximadamente 0,8, enquanto a elasticidade ao desvio transitório é em torno de 0,62, nos quantis 0,1 e 0,7, e em torno de 0,65, nos quantis 0,3 e 0,5. No entanto, é justamente no quantil mais elevado (90%) que as famílias possuem maior propensão à poupança de precaução, com elasticidade do consumo ao ganho esperado de 0,74, sendo ainda menos sensíveis a choques, com elasticidade estimada de 0,54.

Tab. 3 – Resultados das regressões quantílicas da função log-linear do consumo das famílias

Covariantes	Coeficientes				
	Quantil 10%	Quantil 30%	Quantil 50%	Quantil 70%	Quantil 90%
Log da renda permanente (1)	0.808513	0.810142	0.804884	0.794431	0.741198
Log do desvio transitório (2)	0.622363	0.651527	0.641967	0.617786	0.544591
n. de membros da família	0.096430	0.071676	0.054581	<i>0.037352</i>	0.062739
n. quadrático de membros	-0.011178	-0.008613	-0.006786	-0.004816	-0.009786
n. cúbico de membros	<i>0.000365</i>	0.000296	<i>0.000273</i>	0.000192	0.000427
Proporção na família de homens					
entre 6 e 10 anos de idade	0.034778	0.023372	-0.037234	-0.058207	-0.034690
entre 11 e 14 anos de idade	0.102205	0.091518	0.047884	0.027008	0.058777
entre 15 e 19 anos de idade	0.077689	<i>0.106949</i>	0.044842	0.019033	0.138706
entre 20 e 34 anos de idade	-0.002168	-0.048293	-0.064456	-0.098826	0.010259
entre 35 e 49 anos de idade	-0.146693	<i>-0.112686</i>	-0.172880	-0.193771	-0.052369
entre 50 e 59 anos de idade	<i>-0.143196</i>	-0.093304	-0.172407	-0.204218	-0.111242
mais de 60 anos de idade	-0.072794	-0.070265	<i>-0.096396</i>	-0.140724	-0.090378
Proporção na família de mulheres					
entre 6 e 10 anos de idade	0.021445	0.022801	-0.021269	-0.069300	0.047474
entre 11 e 14 anos de idade	0.113844	0.053709	0.032377	0.064704	0.146161
entre 15 e 19 anos de idade	0.220601	0.157909	<i>0.131180</i>	0.068677	<i>0.163182</i>
entre 20 e 34 anos de idade	0.250564	0.200060	<i>0.103755</i>	-0.027334	0.012593
entre 35 e 49 anos de idade	0.179082	0.142107	<i>0.098698</i>	-0.005578	0.017717
entre 50 e 59 anos de idade	0.123003	0.096596	0.030890	-0.073469	-0.064843
mais de 60 anos de idade	-0.080725	-0.034257	<i>-0.107096</i>	-0.215518	-0.159722
Constante	0.861666	1.276000	1.645598	2.084348	2.857096
Soma de desvios da linha					
	14378.48	28831.27	33733.89	30048.52	15531.57
sobre	8.21010	8.83453	9.27648	9.75756	10.48825
Soma de desvios mínima	8548.176	16127.560	18364.820	16160.580	8474.442
Pseudo R2	0.4055	0.4406	0.4556	0.4622	0.4544
Testes (Prob > F)					
beta(1)=1 e beta(2)=0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
beta(1)=1	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
beta(2)=0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
beta(1)=beta(2)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Número de observações	47407	47407	47407	47407	47407
Tamanho da população	47329693	47329693	47329693	47329693	47329693

Nota: coeficientes significativos a 1% em negrito e a 5% em itálico.

Fonte: elaboração própria a partir de dados da POF 2002-2003.

Em relação ao efeito de composição das famílias sobre o consumo autônomo da renda, identifica-se que o nascimento de um filho aumenta o consumo autônomo das famílias, em média, entre 3% e 7%, dependendo do quantil centrado, considerando que o tamanho médio das famílias é de 3,63 membros. Importante salientar que a função de consumo em relação ao tamanho da família possui formato côncavo, em escalas menores, e convexo, em escalas maiores, com exceção da função centrada no quantil 0,7. Ou seja, o consumo autônomo aumenta com o acréscimo de membros a taxas decrescentes até determinada escala. Em famílias maiores, com mais de oito ou nove integrantes, essas taxas são crescentes.

Com as regressões quantílicas apresentando alguma distinção em seus resultados, tanto em termos de gerenciamento do risco quanto de consumo autônomo, a tipologia das famílias é definida de acordo com sua proximidade observada às regressões plotadas, conforme a expressão (19). A Tabela 4 sumariza as estatísticas de consumo estimadas para cada tipo de família.

Tab. 4 – Estatística dos gastos equivalentes estimados com consumo, padronizados pela linha de pobreza unitária, e desvios transitórios por tipo de família

Variável	média				
	tipo q=0.1	tipo q=0.3	tipo q=0.5	tipo q=0.7	tipo q=0.9
gasto equivalente com consumo estimado	1.63599	2.20325	3.04026	4.28154	5.67950
gasto equivalente com consumo permanente	1.50779	2.03268	2.82847	3.97384	5.15883
desvio transitório do consumo	1.09233	1.09439	1.08735	1.08796	1.07891
desvio transitório da renda	1.25574	1.20960	1.20405	1.21511	1.25562
Número de observações	9279	10031	9805	9977	8315
Tamanho da população	8597494	10161953	9958083	10090778	8521386

Fonte: elaboração própria a partir de dados da POF 2002-2003 e Rocha (2003).

Pela Tabela 4, verifica-se que o consumo equivalente permanente aumenta, em média, junto com o consumo equivalente total estimado, havendo uma grande diferença entre os tipos de famílias. Em termos transitórios, apesar de muito próximos, três grupos são identificados envolvendo os tipos 0,1 e 0,3, os tipos 0,5 e 0,7 e o tipo 0,9. No primeiro, o desvio transitório no consumo é próximo a 9,3%; no segundo, esse desvio está em torno de 8,7%; e no terceiro grupo, o desvio é de 7,9%. Apesar de serem atribuídas elasticidades distintas, a semelhança entre alguns tipos nos desvios transitórios do consumo ocorre porque a renda transitória é relativamente maior onde a sensibilidade a ela é menor.

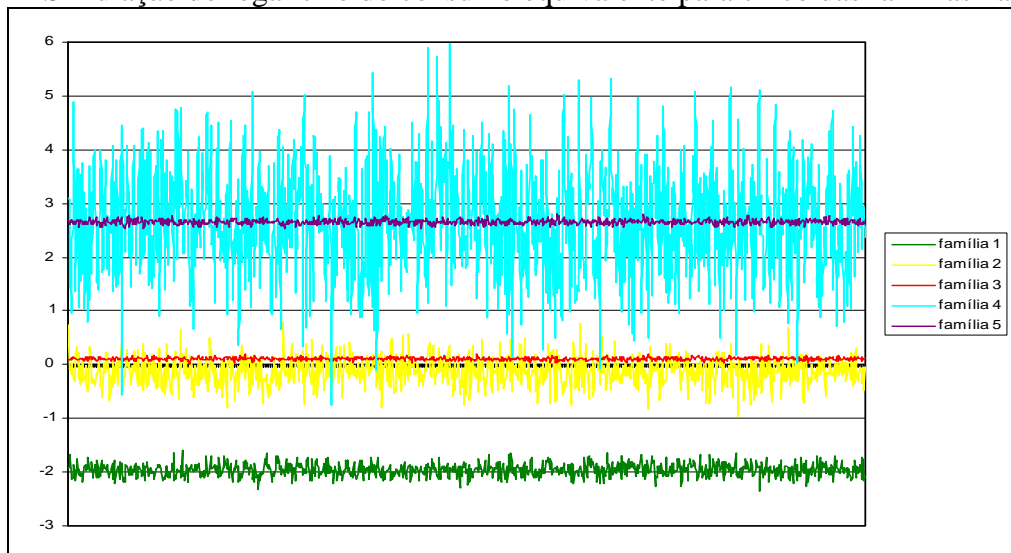
Cabe salientar ainda que, levando em consideração as respostas das famílias à incerteza em sua renda, o desvio transitório do consumo é significativamente menor que o desvio transitório da renda para todos os tipos de famílias. A consequência disso será uma vulnerabilidade de consumo de caráter mais permanente do que de risco, em relação a uma medida pautada somente na renda.

5.2. Resultados das medidas de vulnerabilidade estimadas

Com a geração de 1.000 pseudo-amostras pela técnica de *wild bootstrap*, foi possível estimar medidas de vulnerabilidade para cada uma das famílias, atribuindo-as ainda para os respectivos indivíduos a elas pertencentes. Em cada replicação da amostra original, o logaritmo do consumo equivalente é transformado por uma função de utilidade específica,

sendo que as medidas de vulnerabilidade calculadas derivam da média dessa função entre as replicações.

Gráf. 1 – Simulação do logaritmo do consumo equivalente para cinco das famílias na amostra



Fonte: elaboração própria a partir de dados da POF 2002-2003 e Rocha (2003).

O Gráfico 1 ilustra a simulação do logaritmo do consumo equivalente de cinco famílias distintas quaisquer captadas na amostra, onde o logaritmo da linha de pobreza é zero. Por esta ilustração, verifica-se que a combinação das respostas estimadas pela função consumo com a distribuição heterogênea do risco na renda gera os mais diversos perfis de seqüência do consumo, sob os estados simulados. A família 1, por exemplo, caracteriza-se por sempre estar na situação de pobreza, ou seja, com uma vulnerabilidade de caráter permanente. A família 2, apesar de estar, na maior parte das vezes, abaixo da linha de pobreza, apresenta alguma flutuação acima dessa linha, enquanto que a família 3, apesar de muito próxima à linha, nunca transita para abaixo dela, devido à pouca variabilidade no consumo. As famílias 4 e 5 apresentam componentes permanentes do consumo semelhantes, porém a primeira, devido a sua maior variabilidade, acaba tendo um maior risco de pobreza.

Com essa simulação realizada para cada observação da amostra, as medidas de vulnerabilidade individual (ou familiar) são calculadas, de acordo com a expressão (10) e com as especificações P_α (com $\alpha = \{0,1,2\}$) e CRRA (com $\gamma = \{1,2,3\}$). Considerando a correlação dessas medidas com os indicadores de pobreza (P0, P1 e P2) observados, na Tabela A3 em Anexo, verifica-se que os pobres são os mais vulneráveis, devido ao baixo nível de consumo esperado. Apesar de as medidas de pobreza apresentarem uma relação positiva com as medidas de risco, essa ligação é mais fraca do que entre pobreza e

vulnerabilidade permanente. O fenômeno de “Barganha Faustiana”, descrito por Wood (2003) como a alta condicionalidade à pobreza ligada à redução dos riscos, pode estar subtendido na maioria das relações inversas entre indicadores de vulnerabilidade permanente e de risco. Somente as medidas de risco obtidas pelas especificações CRRA2 e CRRA3 apresentaram, na Tabela A3, uma correlação positiva com todas as outras medidas de condição permanente, apesar de fracas.

As medidas agregadas de indivíduos e famílias por região e área (rural, metropolitana e outras áreas urbanas) de residência são apresentadas em Anexo, na Tabela A4. Por meio delas, é possível verificar que os números da vulnerabilidade agregada no Brasil, no período analisado, seguem a mesma estrutura de concentração regional da pobreza. No entanto, separando as medidas de vulnerabilidade nos componentes de pobreza permanente e de risco, verifica-se uma diversidade de composição dessa medida. Além disso, olhando para as medidas derivadas da classe P_α , a conclusão tirada é que a vulnerabilidade no Brasil possui, de uma maneira geral, um caráter mais crônico/permanente do que de risco. Porém, segundo Ligon e Schechter (2004), essas medidas captam a variabilidade do consumo de forma menos precisa que as medidas derivadas da especificação CRRA.

Analisando os componentes das diversas medidas da Tabela A4, identifica-se que, apesar de a vulnerabilidade permanente ser relativamente baixa na região Sudeste, o risco é elevado, dada a maior variabilidade no consumo das famílias e dos indivíduos. As regiões Norte e Centro-Oeste, apesar de muito semelhantes em termos de medida agregada, se distinguem significativamente em relação ao caráter dessa medida. No Norte, o componente permanente da medida é relativamente maior, enquanto no Centro-Oeste, o ambiente é de maior incerteza sobre o consumo. De uma maneira geral, identificam-se dois extremos, o Nordeste, onde a vulnerabilidade é elevada tanto em termos permanentes quanto de risco, e o Sul, onde a vulnerabilidade, dependendo da medida adotada, é relativamente baixa nos dois aspectos. As áreas rurais, apesar da elevada condição crônica, caracterizam-se por ser um ambiente de baixo risco em comparação às áreas metropolitanas e outras áreas urbanas semelhantes na composição da vulnerabilidade à pobreza.

A Tabela 5 apresenta as medidas agregadas dos componentes de vulnerabilidade das famílias, excluídas aquelas com somente um integrante, segundo suas características e de seus chefes. Segundo esses resultados, a presença de crianças na família, aqui definidas como pessoas com menos que 14 anos, aumenta a vulnerabilidade à pobreza, principalmente em termos permanentes. Comparado às famílias compostas apenas por indivíduos entre 15 e 59

anos, as famílias com pessoas acima de 60 anos, apesar da maior vulnerabilidade, apresentam menores riscos. Isso ocorre porque a renda de um idoso é mais estável do que de pessoas mais jovens. Da mesma forma, a vulnerabilidade da família é menor, nos dois componentes, quanto mais velho é seu chefe.

Tab. 5 – Medidas dos componentes da vulnerabilidade das famílias, com pelo menos dois integrantes, de acordo com suas características e de seus chefes

	Medida de vulnerabilidade pela especificação					
	P0	P1	P2	CRRA1	CRRA2	CRRA3
Famílias	Componente permanente					
sem crianças nem idosos	0.07495	0.01560	0.00494	-1.07812	-0.55437	-0.34143
com 1 ou 2 crianças	0.24800	0.07343	0.03022	-0.51455	-0.23384	-0.04683
com 3 ou mais crianças	0.60082	0.25095	0.13316	0.16665	0.49055	1.18841
com idosos	0.17124	0.05351	0.02348	-0.77747	-0.35996	-0.12808
Chefe de família						
menos de 35 anos	0.28956	0.09678	0.04422	-0.46825	-0.15194	0.11744
entre 35 e 59 anos	0.22035	0.07217	0.03310	-0.66020	-0.27338	-0.00542
com mais de 60 anos	0.16809	0.05147	0.02268	-0.79523	-0.36821	-0.13301
homem solteiro c/ criança	0.35923	0.12278	0.05611	-0.27675	-0.02686	0.22120
homem casado c/ criança	0.30616	0.10384	0.04826	-0.39982	-0.10943	0.17221
mulher solteira c/ criança	0.37795	0.13688	0.06587	-0.25184	0.03175	0.38470
mulher casada c/ criança	0.35858	0.12101	0.05658	-0.38864	-0.06923	0.23988
Total	0.22982	0.07515	0.03426	-0.63215	-0.25733	0.00508
Famílias	Componente de risco					
sem crianças nem idosos	0.04024	0.01832	0.00998	0.00983	0.06901	0.47097
com 1 ou 2 crianças	0.01526	0.01710	0.01310	-0.04247	0.06369	0.37025
com 3 ou mais crianças	-0.02527	0.00643	0.01318	-0.02803	0.13969	1.45694
com idosos	0.01823	0.01070	0.00716	-0.02652	0.04131	0.23912
Chefe de família						
menos de 35 anos	0.01095	0.01525	0.01282	-0.02811	0.07361	0.43891
entre 35 e 59 anos	0.02094	0.01683	0.01222	-0.02210	0.07988	0.60731
com mais de 60 anos	0.01372	0.00915	0.00625	-0.03532	0.03454	0.24248
homem solteiro c/ criança	-0.00609	0.01092	0.01167	-0.06538	0.04048	0.26033
homem casado c/ criança	0.00866	0.01576	0.01351	-0.04506	0.08114	0.62965
mulher solteira c/ criança	0.00829	0.01260	0.01182	-0.01197	0.08058	0.55751
mulher casada c/ criança	-0.02085	0.01051	0.01214	-0.03211	0.07161	0.40516
Total	0.01690	0.01501	0.01130	-0.02614	0.06996	0.49519

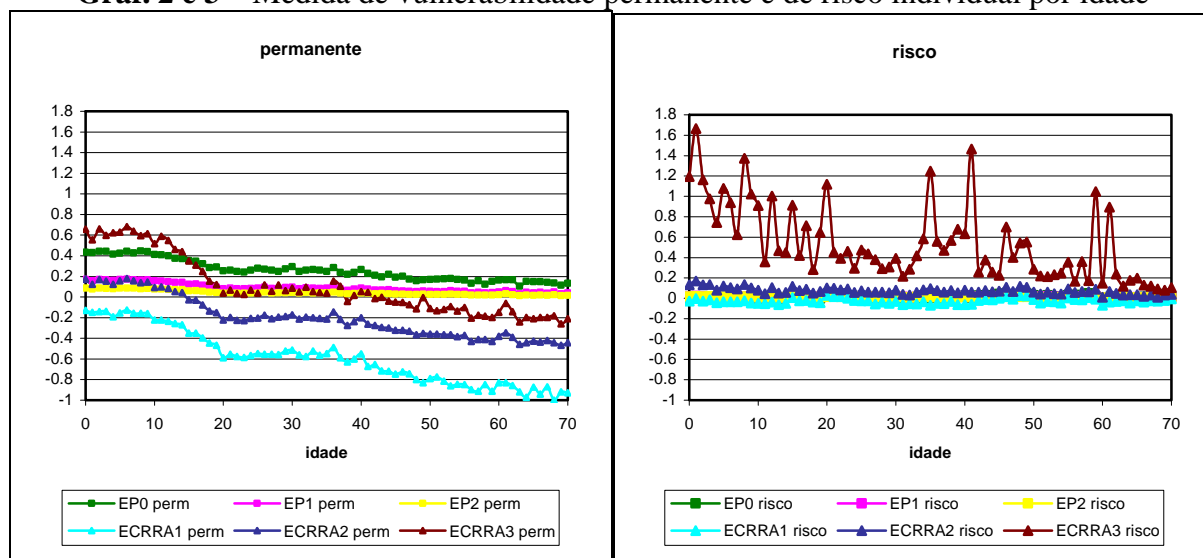
Fonte: elaboração própria a partir de dados da POF 2002-2003 e Rocha (2003).

Entre as famílias com crianças, a maior vulnerabilidade está entre as com chefes não-casados (solteiros, viúvos, etc.), principalmente se esses forem do sexo feminino, onde o componente permanente é elevado. Em relação aos chefes homens, apesar de as famílias chefiadas por casados apresentarem vulnerabilidade permanente relativamente baixa, seu risco é surpreendentemente elevado.

Com intuito de analisar a vulnerabilidade de indivíduos ao longo de seu ciclo de vida, os Gráficos 2 e 3 apresentam as medidas estimadas por idade. Cabe salientar que, por se tratar

de informações em formato *cross-section*, não há controle sobre o efeito coorte da medida por idade. Por isso, as estimativas devem ser analisadas com cautela.

Gráf. 2 e 3 – Medida de vulnerabilidade permanente e de risco individual por idade



Fonte: elaboração própria a partir de dados da POF 2002-2003 e Rocha (2003).

No Gráfico 2, observa-se que as medidas de vulnerabilidade permanente possuem uma certa declividade no ciclo de vida. Os indivíduos possuem uma privação esperada no consumo maior até os 10 anos de idade, diminuindo até os 20 anos e se estabilizando até os 40 anos. Após essa idade, o nível de consumo esperado aumenta gradualmente. No Gráfico 3, com exceção da medida baseada na função CRRA3, não é constatado qualquer dinâmica de risco no ciclo de vida dos indivíduos. Levando em consideração somente a última medida, poder-se-ia dizer que o risco, assim como a vulnerabilidade permanente é declinante ao longo da vida. No entanto, as demais medidas demonstram uma certa estabilidade nesse ciclo.

5.3. Categorização de pessoas de acordo com sua medida de vulnerabilidade

A partir das medidas estimadas de vulnerabilidade, uma categorização de indivíduos pode ser feita, classificando-os como “pouco vulneráveis à pobreza” e “muito vulneráveis à pobreza”, havendo ainda, no segundo caso, uma subdivisão de acordo com a razão da medida elevada. Essa razão pode ser o baixo nível de consumo esperado ou a elevada volatilidade nos gastos com consumo.

Devido sua maior precisão, as medidas de vulnerabilidade adotadas para essa classificação são aquelas calculadas com base na especificação CRRA. As pessoas pouco vulneráveis à pobreza foram definidas como aquelas em que a utilidade esperada do consumo

é maior ou igual a função de utilidade na linha de pobreza, $EU(c_{it+1}^*) \geq U(z)$, ou seja, a medida de vulnerabilidade total é positiva. Caso contrário, os indivíduos são definidos como muito vulneráveis, sendo que, se a utilidade do consumo permanente é menor que a utilidade da linha de pobreza, $U(\hat{c}_{it}^P) < U(z)$, a razão para isso é o próprio baixo nível de consumo. Se $EU(c_{it+1}^*) < U(z)$, porém $U(\hat{c}_{it}^P) \geq U(z)$, logo a razão para alta vulnerabilidade da pessoa é a elevada volatilidade nos gastos com consumo.

Tab. 6 – Proporção de indivíduos por categoria de vulnerabilidade, especificação CRRA3

	Muito vulneráveis		Pouco vulneráveis	Total
	baixo consumo permanente	alta volatilidade		
Total	0.2571	0.0730	0.6699	1.0000
Pobres	0.7898	0.1591	0.0511	1.0000
Não-pobres	0.0327	0.0368	0.9305	1.0000
Homens	0.2560	0.0747	0.6693	1.0000
Mulheres	0.2582	0.0715	0.6704	1.0000
Posição na ocupação				
desocupado	0.3296	0.0851	0.5853	1.0000
empregado privado	0.1816	0.0649	0.7535	1.0000
empregado público	0.1017	0.0416	0.8566	1.0000
empregado doméstico	0.3200	0.0832	0.5968	1.0000
empregado temporário rural	0.4560	0.0777	0.4664	1.0000
empregador	0.0156	0.0261	0.9583	1.0000
ocupado por conta própria	0.2040	0.0729	0.7231	1.0000
não-remunerado/auto-consumo	0.2620	0.0609	0.6771	1.0000
ocupado em outra posição	0.1349	0.0422	0.8230	1.0000
Número de observações	178015		Número de estratos	443
Tamanho da população	1.72E+08		Número de UPAs	3992
			Design df	3549

Fonte: elaboração própria a partir de dados da POF 2002-2003 e Rocha (2003).

A Tabela 6 reproduz a proporção de indivíduos segundo a classificação proposta, com função CRRA3 especificada. Os resultados com as especificações CRRA1 e CRRA2 estão em Anexo, Tabelas A5 e A6. Pela Tabela 6, observa-se que 33% do total de indivíduos no Brasil é muito vulnerável à pobreza, sendo que, para mais de um quinto desse número (7,3% do total), a causa principal é o elevado risco sobre o consumo. Sobre a população pobre, 79% das pessoas são altamente vulneráveis devido ao baixo consumo permanente e 16% estão na mesma situação, porém devido à elevada volatilidade no consumo. No total, 95% dos pobres são muito vulneráveis, enquanto 7% dos não-pobres são classificados da mesma forma. Ou seja, apesar da relação intrínseca entre pobreza e vulnerabilidade, algumas pessoas que não estão em situação observada de privação são altamente vulneráveis a ela. Além disso, nem

todos os pobres estão condicionados a um baixo nível de consumo, a situação de alguns deles pode ser explicada principalmente pelos riscos incorridos.

Em relação ao sexo dos indivíduos, não há diferença significativa de participação nas categorias. No entanto, em relação à posição na ocupação, as diferenças são claras. Os indivíduos mais vulneráveis à pobreza estão desocupados ou em posições como empregado temporário rural e empregado doméstico. Entre os muito vulneráveis, com exceção dos empregadores, onde a principal razão da situação é o risco, e dos empregados rurais temporários, onde o nível de consumo permanente é muito baixo, a porcentagem de indivíduos de elevada volatilidade está em torno de 20% e 30%.

6. Conclusão

Segundo Wood (2003), a condição determinante da pobreza em qualquer lugar no mundo é a incerteza, sendo que as diferenças no bem-estar das sociedades estão em suas capacidades em mitigá-la. Nesse sentido, o desenho de políticas de combate à pobreza e de promoção do bem-estar com base em informações estáticas pode não ser preciso. Isso porque os pobres de hoje podem ou não ser os pobres de amanhã e, principalmente, os não-pobres de hoje não estão livres de privações futuras. Dessa forma, políticas de intervenção eficientes devem ser focalizadas de maneira a olhar para frente, reduzindo os riscos e a probabilidade de pobreza futura.

A estimação das medidas de vulnerabilidade à pobreza de famílias e indivíduos parte da distinção entre o componente permanente e o componente transitório (ou de risco) de seu consumo. Com a limitação de informações longitudinais no Brasil, para captar a variabilidade do consumo de cada unidade de análise, optou-se por simular um processo estocástico com a construção de um algoritmo de replicação *bootstrap*.

As medidas de vulnerabilidade agregada, com base na família de funções de Foster *et al.* (1984), levam a conclusão de que a pobreza esperada no Brasil possui um caráter mais permanente (ou crônico) do que de risco. No entanto, essas medidas subestimam a importância de mecanismos para redução do risco, pois não captam a parte referente à variabilidade do consumo que ocorre acima da linha de pobreza, considerando, apenas, o intervalo abaixo da linha. A utilização da medida proposta por Ligon e Schechter (2003) mostra que o risco no consumo gera perdas significativas no bem-estar de famílias e indivíduos brasileiros, em alguns casos.

Na comparação entre medidas, verifica-se que a maior volatilidade no consumo está associada à maior incidência de pobreza, corroborando a idéia de que os pobres são os mais

susceptíveis às incertezas. Da mesma forma, a pobreza também é correlacionada com o componente crônico da vulnerabilidade, porém essa última medida e algumas medidas de risco estão relacionadas de uma forma inversa. Essa constatação é o que Wood (2003) chama de “Barganha Faustiana”, onde a alta condicionalidade à pobreza está ligada à redução de riscos incorridos. De fato, a população pobre possui menos controle sobre relações e eventos em torno dela, orientando-se mais pelo presente do que pelo futuro.

Para o Brasil, como esperado, a dinâmica de distribuição da vulnerabilidade é muito próxima à estrutura de concentração da pobreza, sendo que a maior vulnerabilidade agregada, tanto em termos de risco quanto em termos de condicionalidade crônica, é da região Nordeste. Numa situação de “Barganha Faustiana”, estão as famílias/indivíduos residentes em áreas rurais. A possível decisão de migração para um centro urbano acarretaria, portanto, um ganho no nível esperado de consumo, porém com perdas decorrente da maior variabilidade desse. Essa característica é retratada no Sudeste, de maior concentração urbana no País, uma região com baixa vulnerabilidade crônica e elevado risco. A mesma comparação entre urbano e rural é replicada na diferença entre famílias, com crianças, chefiadas por homens casados e não-casados. Ou seja, para um chefe homem, a companhia de um cônjuge está relacionado a um maior nível de consumo da família juntamente com uma maior variabilidade.

De maneira geral, a vulnerabilidade é maior quanto mais jovem é o indivíduo, o seu chefe, ou as demais pessoas conviventes em seu domicílio. Isso ressalta a importância de políticas destinadas às gerações mais novas, como o Programa Bolsa Família, com intuito de reduzir a pobreza e mitigar os efeitos da incerteza. Apesar de as famílias, em certa medida, buscarem suavizar seu consumo, há muita dificuldade em antecipar choques em sua renda, em decorrência do atual funcionamento de mercados, tal como de crédito e de trabalho. Na busca por maior segurança em torno de uma condição mínima de sobrevivência, essa dificuldade pode se refletir em restrições no investimento de longo prazo por parte das famílias.

Dessa forma, esforços políticos que aumentem o nível de renda e de consumo das famílias são necessários, mas não suficientes para melhoria do bem-estar da população. Além disso, melhoria em arranjos formais e informais, tais como aquisição de ativos físicos, aumento de capital humano e capital social, diversificação da renda, inclusão em programas formais de seguridade e maior acesso a mercados de crédito, são relevantes para aumentar a capacidade de respostas das famílias, principalmente as pobres, antes e depois da realização do risco³⁸.

³⁸ Nesse aspecto, Neri e Giovanini (2005) apontam que o mercado de microcrédito revelou-se incipiente em áreas urbanas do país, principalmente devido à escassez de colateral dos produtores pobres, não-cooperativados e

Referências Bibliográficas

ALWANG, J., SIEGEL, P. B., JORGENSEN, S. L. **Vulnerability**: a view from different disciplines. Washington DC: World Bank, Social Protection Unit, 2001. (Discussion paper; 115)

AMIN, S., RAI, A. S., TOPA, G. **Does microcredit reach the poor and vulnerable?** evidence from northern Bangladesh. Cambridge, Mass.: Center for International Development, Harvard University, 1999. 55p. (Working paper; 28)

BEARD, S. The social security system. **Vital Speeches of the Day**, v.65, n.5, p.147-148, 1998.

BHALLA, S. S. Measurement errors and the permanent income hypothesis: evidence from rural India. **American Economic Review**, v.69, n.3, p.295-307, 1979.

BHALLA, S. S. The measurement of permanent income and its application to saving behavior. **Journal of Political Economy**, v.88, n.4, p.722-744, 1980.

BOURGUIGNON, F., GOH, C., KIM, D. I. **Estimating individual vulnerability to poverty with pseudo-panel data**. Washington: World Bank, 2004. (Policy research working paper; 3375)

CABALLERO, R. J. Consumption puzzles and precautionary saving. **Journal of Monetary Economics**, v.25, n.1, p.113-136, 1990.

CHAUDHURI, S. **Empirical methods for assessing household vulnerability to poverty**. New York, NY: Columbia University, 2000. (Mimeogr.)

CHAUDHURI, S., JALAN, J., SURYAHADI, A. **Assessing household vulnerability to poverty from cross-sectional data**: a methodology and estimates from Indonesia. New York, NY: Columbia University, Department of Economics, 2002. (Discussion paper; 102-52)

CHRISTIAENSEN, L., SUBBARAO, K. **Towards an understanding of vulnerability in Rural Kenya**. (Paper presented IFPRI-World Bank Conference on Risk and Vulnerability: estimation and policy implications, Washington, D.C., September 23-24, 2002) Disponível em: <<http://www.ifpri.org/events/conferences/2002/092302/christiaensen.pdf>>

CRUCES, G. **Income fluctuations, poverty and well-being over time**: theory and application to Argentina. St. Louis, MO: Washington University in St. Louis, 47p. (Economics Working Paper Archive at WUSTL, 2005; Labor and Demography, 0502007) Disponível em: <<http://econwpa.wustl.edu/eps/lab/papers/0502/0502007.pdf>>

DAVIDSON, R., FLACHAIRE, E. **The wild bootstrap, tamed at last**. Kingston: Queen's University, Institute of Economic Research, 2001. (Working paper; 1000) Disponível em: <http://www.econ.queensu.ca/working_papers/papers/qed_wp_1000.pdf>

informais. A sugestão dos autores, em termos políticos, é de aproveitar um efeito colateral das políticas redistributivas, aumentando o potencial de garantias dos pobres. A prescrição é conferir aos beneficiários de programas de transferência alguma liberdade no *timing* do recebimento dos recursos, permitindo sua antecipação para aquisição de capital.

- DEATON, A. **The analysis of household surveys: a microeconomic approach to development policy**. Baltimore: Johns Hopkins University, 1997. 479p.
- DEATON, A. **Understanding consumption**. New York: Oxford University, 1992. 242p.
- DEATON, A., MUELLBAUER, J. **Economics and consumer behavior**. Cambridge: Cambridge University, 1980. 450p.
- DERCON, S. **Assessing vulnerability to poverty**. Oxford: University of Oxford/Centre for the Study of African Economics, 2001.
- DERCON, S., KRISHNAN, P. Vulnerability, seasonality and poverty in Ethiopia. **Journal of Development Studies**, v.36, n.6, p.25-53, 2000.
- ELBERS, C., LANJOUW, J. O., LANJOUW, P. Micro-level estimation of poverty and inequality. **Econometrica**, v.71, n.1, p.355-364, 2003.
- FOSTER, J., GREER, J., THORBECKE, E. A. Class of decomposable poverty measures. **Econometrica**, v.52, n.3, p.761-766, 1984.
- FRIEDMAN, M. **A theory of the consumption function**. Princeton: Princeton University, 1957. 243p.
- GAIHA, K., IMAI, K. **Vulnerability, shocks and persistence of poverty – estimates for semi-arid rural South India**. Oxford: University of Oxford, Department of Economics, 2002. (Discussion paper; 128)
- HALL, R. E. Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: theory and evidence. **Journal of Political Economy**, v.86, n.6, p.971-987, 1978.
- HEITZMANN, K., CANAGARAJAH, R. S., SIEGEL, P. B. **Guidelines for assessing the sources of risk and vulnerability**. Washington: Social Protection Unit in the World Bank, 2002. (Discussion paper; 218)
- HODDINOTT, J., QUISUMBING, A. **Methods for microeconomic risk and vulnerability assessments**. Washington: World Bank/Social Protection Unit, 2003. (Discussion paper; 324)
- HOROWITZ, J. L. The bootstrap. In: GRILICHES, Z., INTRILIGATOR, M. D. (Eds.) **Handbook of econometrics**. Amsterdam; New York: North-Holland, 1999. v.5
- IBGE. **Pesquisa de orçamentos familiares 2002-2003: primeiros resultados, Notas Técnicas**. Rio de Janeiro: IBGE, 2004.
- IBRE/FGV, **Miséria em queda: mensuração, monitoramento e metas**. Rio de Janeiro: Centro de Políticas Sociais do IBRE/FGV, 2005.
- KAMANOU, G., MORDUCH, J. **Measuring vulnerability to poverty**. New York: United Nations University, WIDER, 2002. (Discussion paper; 2002/58) Disponível em: <<http://www.ciaonet.org/wps/kag01/kag01.html>>.
- KIMBALL, M. S. Precautionary saving in the small and in the large. **Econometrica**, v.58, n.1, p.53-73, 1990.

KOENKER, R. W., BASSETT, G. Regression quantiles. **Econometrica**, v.46, n.1, p.33-50, 1978.

KOENKER, R. W., BASSETT, G. Tests for linear hypotheses and l1 estimation. **Econometrica**, v.50, n.6, p.1577-1583, 1982.

KÜHL, J. J. **Household poverty and vulnerability: a bootstrap-approach**. (Paper presented at the Northeast Universities Development Consortium Conference, Yale University, New Haven, CT (US) 17-19 Oct. 2003)

LIGON, E., SCHECHETER, L. Measuring vulnerability. **Economic Journal**, v.113, n.486, p.C95-C102, 2003.

LIGON, E., SCHECHTER, L. **Evaluating different approaches to estimating vulnerability**. Washington: Social Protection Unit, 2004. (Discussion paper; 410) Disponível em: <http://are.berkeley.edu/~ligon/Papers/estimating_vulnerability.pdf>

LIU, R. Y. Bootstrap procedures under some non-I.I.D. models. **Annals of Statistics**, n.16, p.1696-1708, 1988.

MAMMEN, E. Bootstrap and wild bootstrap for high dimensional linear models. **Annals of Statistics**, 21, p.255-285, 1993.

MODIGLIANI, F. Fluctuations in the saving-income ratio: a problem in economic forecasting. **Studies in Income and Wealth**, n.11, p.371-443, 1949.

MORDUCH, J. Poverty and vulnerability. **American Economic Review**, v.84, n.2, p.221-225, 1994.

MOSLEY, P., VERSCHOOR, A. Risk attitudes and the 'vicious circle of poverty'. **The European Journal of Development Research**, v.17, n.1, p.59-88, 2005.

MUSGROVE, P. **Consumption behavior in Latin America**. Washington D.C: Brookings Institution, 1978.

MUSGROVE, P. Permanent household income and consumption in urban South America. **American Economic Review**, v.69, n.3, p.355-368, 1979.

NERI, M. C., GIOVANINI, F. S. Negócios nancios, garantias e acesso a crédito. **Revista de Economia Contemporânea**, v.9, n.3, p.643-669, 2005.

PESSOA, D. G. C., SILVA, P. L. N. **Análise de dados amostrais complexos**. Rio de Janeiro: IBGE, 1998.

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

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

PRITCHETT, L., SURYAHADI, A., SUMARTO, S. **Quantifying vulnerability to poverty: a proposed measure, with application to Indonesia**. Washington, DC: SMERU Research Institute, 2000. 32p. (Working paper; 83)

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

- ROCHA, S. **Pobreza no Brasil**: afinal, de que se trata? Rio de Janeiro: FGV, 2003.
- ROTHSCHILD, M., STIGLITZ, J. E. Increasing risk: i. a definition. **Journal of Economic Theory**, v.2, n.3, p.225-243, 1970.
- SILVA, F. A. R., TAFNER, P. (Eds.) **Brasil**: o estado de uma nação. Rio de Janeiro: IPEA, 2005. 371p.
- SILVA, P. L. N., PESSOA, D. G. C., LILA, M. F. Análise estatística de dados da PNAD: incorporando a estrutura do plano amostral. **Ciência & Saúde Coletiva**, v.7, n.4, p.659-670, 2002.
- SURYAHADI, A., SUMARTO, S. **The chronic poor, the transient poor, and the vulnerable in Indonesia before and after crisis**. Jakarta: SMERU Research Institute, 2001. (Working paper; 113)
- TESLIUC, E., LINDERT, K. **Vulnerability**: a quantitative and qualitative assessment. Guatemala poverty assessment program. Washington, D. C.: World Bank, 2002.
- WOLPIN, K. I. A. New test of the permanent income hypothesis: the impact of weather on the income and consumption of farm households in India. **International Economic Review**, v.23, n.3, p.583-594, 1982.
- WOOD, G. Staying secure, staying poor: the “Faustian Bargain”. **World Development**, v.31, n.3, p.455-471, 2003.
- WORLD BANK. **World Development Report 2000/2001**: Attacking poverty. New York: Oxford University Press, 2001.
- WU, C. F. J. Jackknife bootstrap and other resampling methods in regression analysis. **Annals of Statistics**, 14, p.1261-1295, 1986.

ANEXO

Quadro A1 – Definição dos componentes do rendimento bruto total familiar

Rendimento do trabalho	Remuneração salarial	Valor do rendimento da pessoa que trabalha como empregado público, privado, doméstico ou temporário na área rural, recebendo remuneração total ou parcial em dinheiro.
	Remunerações extras	Rendimentos recebidos pelo empregado referentes a horas extras, participação nos lucros, rendimentos, abonos e saques do PIS/PASEP e do FGTS, indenizações trabalhistas, salário-educação e auxílios refeição, transporte, combustível, creche, moradia e outros
	Rendimento do empregador e conta-própria	Valor do rendimento do empregador ou conta-própria provindo da retirada ou ganho líquido da atividade econômica que exerce.
	Produção própria	Rendimento não-monetário equivalente à produção para consumo da própria UC.
Remuneração de ativos	Aplicações financeiras	Ganhos com operações financeiras de títulos de renda, lucros e dividendos de ações, juros, correções e saques de poupança e resgate de cotas de fundos de investimento.
	Aluguel de bens imóveis	Recebimento monetário, relacionado a aluguel, ocupação, uso ou exploração de direitos de bens imóveis e não-monetário, relacionado ao aluguel estimado líquido da própria moradia.
	Aluguel de bens móveis	Recebimento monetário relacionado ao aluguel, uso ou exploração de direitos de bens móveis (veículos, apetrechos de festas, exploração de direitos autorais, etc.).
	Lucros de negócios	Rendimento proveniente de lucro de negócios.
	Juros de empréstimos	Recebimento de valor correspondente aos juros de empréstimo conferido.
	Previdência privada	Recebimento com aposentadoria, suplementação e complementação de previdência privada, aberta ou fechada.
Transferências	Transferências permanentes	Recebimento com aposentadoria e pensão de previdência pública, auxílio a portadores de deficiência física e pensão alimentícia.
	Transferências transitórias	Recebimento com auxílios doença, natalidade, maternidade e funeral, salário-família, programas sociais, seguro-desemprego, acidente de trabalho, bolsa de estudo, doação, mesada, transferência interfamiliar, heranças e outras transferências similares.
Renda de outras fontes diversas	Vendas esporádicas	Recebimento de vendas eventuais de ativos como, por exemplo, automóveis, imóveis, consórcio e produtos.
	Empréstimos	Recebimento de empréstimos, crédito-educativo e outros.
	Outras rendas monetárias	Restituições de previdência pública e imposto de renda, devolução de previdência pública, receita com pensionista, restituição judicial, prêmios e indenizações pagas por seguradoras, ganhos de jogos, dinheiro achado e outros.
	Outras rendas não-monetárias	Rendimento não-monetário equivalente à doação, troca ou outras formas de aquisição de produtos, sem passar pelo mercado.

Fonte: elaboração própria a partir de IBGE (2004).

Tab. A1 – Resultados das regressões de máxima pseudo-verossimilhança do logaritmo de rendimentos do trabalho das famílias por região

Covariantes	Coeficientes									
	Área urbana					Área rural				
	N	NE	SE	S	CO	N	NE	SE	S	CO
n. de membros da família	0.63380	0.80615	0.88310	0.79592	0.83047	0.82055	0.56562	0.80935	1.41423	0.67044
n. quadrático de membros	-0.06886	-0.09264	-0.10638	-0.08491	-0.10403	-0.10080	-0.05705	-0.08377	-0.21142	-0.08336
n. cúbico de membros	0.00245	0.00367	0.00436	0.00279	0.00462	0.00401	0.00198	0.00288	0.01023	0.00349
Proporção na família de homens										
entre 6 e 10 anos de idade	<i>0.36650</i>	0.10996	-0.19547	-0.12117	-0.12846	0.76916	0.01112	0.36567	-0.54548	0.16125
entre 11 e 14 anos de idade	0.16464	-0.06636	0.23393	0.25759	0.26890	0.81925	0.31818	0.82504	0.07798	0.37766
entre 15 e 19 anos de idade	0.77699	1.00962	0.77502	0.99017	0.86667	1.09514	1.15406	1.75127	1.24162	0.92155
entre 20 e 34 anos de idade	1.93946	2.08114	2.14787	2.15193	2.00678	2.29747	1.75340	2.85527	1.65832	1.56790
entre 35 e 49 anos de idade	1.94096	2.03684	2.06475	2.04183	1.91938	2.26112	1.82479	2.57532	1.38714	1.65531
entre 50 e 59 anos de idade	1.26087	1.36331	1.42207	1.26618	1.28951	2.00690	1.28304	2.24807	<i>0.89368</i>	1.41624
mais de 60 anos de idade	<i>0.52954</i>	0.42067	0.64370	0.49566	0.61366	1.63798	0.81370	1.83335	<i>0.89451</i>	1.05913
Proporção na família de mulheres										
entre 6 e 10 anos de idade	-0.11460	0.01526	-0.00648	0.06564	-0.04411	0.42547	0.03148	0.69613	0.74953	0.34957
entre 11 e 14 anos de idade	0.20607	0.06845	-0.09482	0.10796	0.10126	0.83982	0.30123	<i>0.54173</i>	0.09239	0.12660
entre 15 e 19 anos de idade	0.89791	0.73202	0.68492	0.72114	0.75082	1.04903	0.63683	1.25757	<i>0.76661</i>	<i>0.64676</i>
entre 20 e 34 anos de idade	1.60851	1.84240	1.80170	1.59644	1.64390	1.55748	1.14082	2.14647	1.34993	1.10440
entre 35 e 49 anos de idade	1.76940	1.57520	1.57502	1.46119	1.35744	1.60550	0.79573	1.96793	1.33046	0.95446
entre 50 e 59 anos de idade	1.39929	1.01695	1.11453	1.11163	1.00266	1.29642	0.80563	1.89178	1.03381	0.86554
mais de 60 anos de idade	<i>0.51394</i>	0.59522	0.46883	0.45811	<i>0.37258</i>	1.11661	0.75179	1.76754	<i>0.78659</i>	<i>0.60430</i>
Chefe da família										
casado	0.18310	0.11298	0.03373	0.24704	0.04238	0.06533	<i>0.11793</i>	0.15448	0.00588	0.11794
mulher	-0.17043	-0.10315	0.01792	0.15602	-0.04730	-0.15420	-0.06531	0.20280	0.01202	0.21230
não-branco	-0.11200	-0.08194	-0.15266	-0.23753	-0.10840	-0.07526	-0.03888	-0.18187	<i>-0.17895</i>	-0.16737
idade	0.03200	0.03391	0.03976	0.02769	0.02538	0.01580	<i>0.01394</i>	0.00685	0.00698	0.00368
idade quadrática	<i>-0.00024</i>	-0.00020	-0.00023	<i>-0.00015</i>	<i>-0.00014</i>	-0.00017	-0.00006	-0.00003	-0.00001	0.00000
Escolaridade do chefe										
sem escolaridade	-1.65007	-2.00207	-1.59751	-1.60757	-1.93912	-0.56379	-1.03505	-0.85956	-0.98534	-1.00037
ensino primário incompleto	-1.47189	-1.79744	-1.42413	-1.50947	-1.76004	-0.60298	-0.89395	-0.75327	-0.83857	-0.90286
ensino primário completo	-1.33330	-1.57824	-1.28333	-1.29324	-1.50110	-0.54916	-0.64989	-0.63299	-0.55867	-0.79669
ensino fundamental completo	-1.04241	-1.25310	-1.04182	-1.01321	-1.24778	-0.06649	-0.37100	-0.09148	-0.40807	-0.61927

(continua)

ensino médio completo	-0.74950	-0.86439	-0.66019	-0.70089	-0.89306	-	-	-	-	-
Posição na ocupação do chefe										
empregado privado	0.35617	0.76373	1.08156	0.70236	0.61536	1.23232	0.90556	1.26474	0.44378	<i>1.08574</i>
empregado público	0.67559	0.96673	1.30169	0.95017	0.97943	1.44651	1.10865	1.44020	0.63125	1.42453
empregado doméstico	<i>0.04952</i>	0.42643	0.67197	0.31800	0.25612	<i>0.96826</i>	0.66395	0.96191	-0.28457	0.83053
empregado temporário rural	-0.21640	-0.04914	0.13835	-0.07510	-0.10420	0.68996	0.23513	0.69385	-0.06910	0.55017
empregador	1.36509	1.69618	1.70599	1.18391	1.67718	1.60464	1.63867	2.25500	1.30747	2.30630
ocupado por conta própria	<i>0.15202</i>	0.49697	0.76312	0.51842	0.53731	1.08392	0.57477	1.03763	0.46127	<i>0.94250</i>
não-remunerado/auto-consumo	-0.48343	-0.32667	-0.11335	-0.18187	<i>-0.44897</i>	0.45927	-0.19319	0.02896	<i>-0.35676</i>	-0.37696
ocupado em outra posição	-0.67368	-0.44767	-0.40663	-0.73099	-0.64299	<i>-0.46376</i>	-0.57304	-0.79679	-0.50805	-0.83898
Residente em área metropolitana	-0.03626	0.23958	0.22587	0.28066	-	-	-	-	-	-
<i>Dummies para outliers</i>										
positivo 1	2.47710	2.40261	2.32050	2.32244	2.32006	2.68220	2.39019	2.44142	2.24369	2.37871
positivo 2	1.80102	2.60426	-	1.99676	2.09422	1.99230	2.03016	-	-	1.84342
negativo 1	-2.64837	-2.56298	-2.53696	-2.58336	-2.58642	-2.68674	-2.63226	-2.56996	-2.56570	-2.48736
negativo 2	-2.34151	-2.18562	-2.35270	-2.23427	-2.45089	-1.50762	-1.88640	-	-	-2.51027
Constante	6.21186	5.30228	5.04215	5.67721	6.17387	4.36181	5.16459	4.28899	5.13766	5.95494
Número de observações	4554	13674	6525	4847	6219	1898	4072	1784	1003	1573
Tamanho da população	2241053.3	8491223	19293364	6211883.5	2899234	731307.47	3106736.1	1709546.2	1241549.5	399329.11
Número de estratos	65	104	74	40	40	30	42	19	12	17
Número de UPAs	440	1271	616	460	621	114	244	92	49	85
Design df	375	1167	542	420	581	84	202	73	37	68
Prob > F	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0095	0.0000
R-squared	0.6374	0.6935	0.7093	0.7323	0.6804	0.5535	0.5518	0.6532	0.5793	0.5892

Nota: coeficientes significativos a 1% em negrito e a 5% em itálico. “ - ” variável omitida.

Fonte: elaboração própria a partir de dados da POF 2002-2003.

Tab. A2 – Resultados das regressões censuradas de máxima pseudo-verossimilhança de rendimentos dos ativos das famílias por região

Covariantes	Coeficientes									
	Área urbana					Área rural				
	N	NE	SE	S	CO	N	NE	SE	S	CO
n. de membros da família	596.792	356.476	2075.046	285.298	1039.163	233.983	45.409	-2.543	-245.682	52.340
n. quadrático de membros	-71.796	-30.387	-328.417	1.890	-184.136	<i>-33.634</i>	-4.511	-11.713	51.752	-11.024
n. cúbico de membros	2.5206	0.7021	15.7850	-2.1513	9.8220	1.4070	0.2317	1.0087	-3.4907	0.3741
Proporção na família de homens										
entre 6 e 10 anos de idade	455.294	1548.559	125.316	-716.738	29.528	432.196	-47.211	<i>-1191.811</i>	-	243.820
entre 11 e 14 anos de idade	-40.725	302.115	558.842	-792.263	-292.230	49.621	-116.246	-532.052	492.857	-526.063
entre 15 e 19 anos de idade	<i>754.696</i>	1395.744	488.689	573.884	-296.509	268.936	5.037	181.877	-368.699	300.174
entre 20 e 34 anos de idade	916.945	1209.880	-1091.192	-323.552	-243.559	<i>490.046</i>	<i>171.484</i>	-216.988	164.973	157.206
entre 35 e 49 anos de idade	972.878	1194.546	288.412	883.642	-138.604	711.940	190.371	-241.948	429.551	-274.496
entre 50 e 59 anos de idade	1054.807	<i>771.007</i>	2090.029	880.070	191.346	<i>515.400</i>	40.644	77.416	390.084	-87.011
mais de 60 anos de idade	1322.139	1046.043	1890.829	<i>1855.857</i>	<i>759.773</i>	<i>662.163</i>	62.357	-557.087	442.656	-307.909
Proporção na família de mulheres										
entre 6 e 10 anos de idade	-193.299	156.945	-2342.392	-1074.376	-239.760	-60.079	98.625	560.533	-	-605.527
entre 11 e 14 anos de idade	241.356	-457.071	-1184.832	-292.996	<i>-830.043</i>	90.591	-28.427	<i>1216.338</i>	1037.796	-425.769
entre 15 e 19 anos de idade	529.563	<i>790.872</i>	-174.245	-753.497	-326.159	114.818	126.733	<i>-59.527</i>	<i>1168.841</i>	229.098
entre 20 e 34 anos de idade	<i>716.322</i>	326.910	-1197.483	<i>-1788.104</i>	-171.733	75.119	5.941	107.904	4.360	452.713
entre 35 e 49 anos de idade	1060.132	1005.310	-1479.749	636.416	1016.994	51.264	58.480	-3.588	48.153	-479.260
entre 50 e 59 anos de idade	1313.110	2339.420	<i>2312.995</i>	1071.747	1032.548	249.124	181.373	-64.335	365.620	-1061.008
mais de 60 anos de idade	1796.498	1683.504	<i>2002.441</i>	1210.114	1685.241	217.483	72.981	89.980	344.578	-882.630
Chefe da família										
casado	-42.619	-156.233	-626.531	304.440	<i>-255.594</i>	53.997	-31.722	9.834	-	171.940
mulher	152.979	10.135	-222.957	-75.613	-94.129	109.823	-67.051	-284.414	-85.656	510.334
não-branco	-56.866	-48.237	-9.507	-195.034	49.976	<i>-140.393</i>	37.641	-95.257	<i>-189.115</i>	-188.383
idade	<i>44.250</i>	27.758	102.341	174.185	49.534	13.004	4.494	22.210	<i>12.338</i>	25.288
idade quadrática	-0.24546	-0.07579	-0.60113	-1.30123	-0.20148	-0.11287	-0.01895	-0.09839	-	-0.01462
Escolaridade do chefe										
sem escolaridade	-927.323	-1013.738	-3000.806	-905.678	-1823.658	-456.953	4.757	-585.770	-435.650	-770.698
ensino primário incompleto	<i>-832.173</i>	-612.457	-2740.711	-783.978	-1505.362	<i>-321.286</i>	44.928	-357.743	-77.779	-608.194
ensino primário completo	-568.974	-601.449	-2604.362	-865.069	-1370.933	-252.212	106.912	-208.210	288.610	-432.081
ensino fundamental completo	-503.309	-517.167	-2440.565	-848.567	-1053.981	-113.991	360.014	-201.414	291.894	-433.542

(continua)

ensino médio completo	-66.229	-108.408	-1911.630	87.297	-996.860	-	-	-	-	-
Valor aplicações financeiras	0.02274	0.01593	0.03106	0.03305	0.26653	0.03192	0.01663	0.37207	-0.01167	-0.00165
Valor dos imóveis próprios	0.05754	0.01549	0.02022	-0.02657	0.02033	0.00968	0.04088	0.05716	-	-0.00101
Com posse de pelo menos										
1 aparelho audiovisual	122.562	<i>145.640</i>	334.219	159.586	303.842	<i>140.293</i>	105.943	446.180	-	-337.884
2 aparelhos audiovisuais	95.709	355.524	-131.127	211.990	122.885	-36.622	-1.347	-266.091	-	452.113
3 aparelhos audiovisuais	279.283	328.035	1107.880	833.975	466.142	129.365	138.900	606.211	-	79.428
1 grande bem durável	402.119	578.408	587.736	-76.812	432.154	395.986	<i>147.583</i>	664.541	393.105	353.010
2 grandes bens duráveis	889.451	1248.656	<i>620.046</i>	1137.098	906.643	194.519	6451.495	920.259	-	430.789
1 veículo motorizado	411.719	520.665	1013.975	622.262	485.886	<i>165.019</i>	-1.109	<i>328.656</i>	446.564	249.084
2 veículos motorizados	889.109	1628.265	2899.428	2212.064	604.666	214.711	9.372	176.270	-	202.688
Residente em área metropolitana	739.487	475.836	755.407	944.585	-	-	-	-	-	-
<i>Dummies para outliers</i>										
positivo 1	12777.74	25017.97	32530.29	35238.49	14146.93	6561.59	2758.41	21764.25	10341.19	11490.67
positivo 2	14522.93	31175.50	43362.04	35449.01	12617.83	7486.89	3105.22	18715.63	14753.41	12463.57
positivo 3	48895.98	167783.10	194691.90	237441.40	31411.07	27852.18	9944.76	46635.54	36811.73	19487.18
negativo 1	-7582.46	-	<i>-14341.59</i>	-6158.14	-12209.50	-	<i>-5647.93</i>	-21674.94	-	-
negativo 2	-	-	1239.91	10669.62	-37701.19	-	-1328.63	-840.03	-	-
negativo 3	-	-	-	-	<i>1961.90</i>	-	-	-	-	-
Constante	-1962.22	<i>-2114.29</i>	-4219.30	-5502.12	-1603.69	156.73	79.55	465.25	445.86	734.33
Sigma	1930.125	4340.709	6792.218	6139.102	2586.186	817.944	519.833	2064.122	1336.953	1592.778
Observações censuradas	729	2429	1188	822	1370	71	173	168	80	76
Número de observações	4760	14044	6668	4927	6475	1939	4169	1811	1014	1600
Tamanho da população	2334831.9	8716512.3	19641522	6310057.4	3009217.9	744206.14	3178921.2	1734777.6	1254680.2	404966.67
Número de estratos	65	104	74	40	40	30	42	19	12	17
Número de UPAs	440	1271	616	460	621	114	244	92	49	85
Design df	375	1167	542	420	581	84	202	73	37	68
Prob > F	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

Nota: coeficientes significativos a 1% em negrito e a 5% em itálico. “ - ” variável omitida.

Fonte: elaboração própria a partir de dados da POF 2002-2003.

Tab. A3 – Matriz de correlação entre medidas de pobreza e vulnerabilidade das famílias

	observado			vulnerabilidade permanente						vulnerabilidade de risco				
	P0	P1	P2	V(P0)	V(P1)	V(P2)	V(CRRA1)	V(CRRA2)	V(CRRA3)	V(P0)	V(P1)	V(P2)	V(CRRA1)	V(CRRA2)
P1 obs.	0.8145													
P2 obs.	0.6515	0.9529												
V(P0) perm.	0.7247	0.7079	0.6079											
V(P1) perm.	0.6824	0.8134	0.7807	0.8162										
V(P2) perm.	0.5753	0.7690	0.7877	0.6513	0.9516									
V(CRRA1) perm.	0.6439	0.6191	0.5439	0.6896	0.6689	0.5909								
V(CRRA2) perm.	0.6947	0.7840	0.7564	0.7727	0.9038	0.8950	0.8476							
V(CRRA3) perm.	0.4558	0.6182	0.6629	0.5077	0.7384	0.8332	0.5259	0.8475						
V(P0) risco	0.1152	0.0455	-	-0.4741	-0.2483	-0.1532	-0.0927	-0.1563	-0.1037					
V(P1) risco	0.2451	0.2688	0.2346	-0.1102	-0.2239	-0.2220	0.0143	-0.1018	-0.1291	0.6122				
V(P2) risco	0.2845	0.3751	0.3696	0.0790	-0.0631	-0.1219	0.0967	-	-0.0853	0.3637	0.9114			
V(CRRA1) risco	0.2186	0.2223	0.2025	-0.0330	-0.0384	-0.0379	-0.0171	-0.0358	-0.0331	0.4506	0.5714	0.5271		
V(CRRA2) risco	0.2706	0.3791	0.4125	0.0661	0.0671	0.0598	0.0863	0.0775	0.0458	0.3636	0.7035	0.8134	0.6283	
V(CRRA3) risco	0.0310	0.0527	0.0642	0.0230	0.0306	0.0329	0.0252	0.0351	0.0389	0.0249	0.0816	0.1187	0.0691	0.3340

Nota: “ - ” valor não significativo a 1%.

Fonte: elaboração própria a partir de dados da POF 2002-2003 e Rocha (2003).

Tab. A4 – Medidas de pobreza e vulnerabilidade estimadas das famílias e dos indivíduos totais, por região e por áreas rural, urbana e metropolitana

	Total	Região					Área		
		N	NE	SE	S	CO	rural	metrop.	out. urb.
medida por família									
P0 observado	0.2246	0.2603	0.3246	0.2002	0.1028	0.2674	0.2680	0.2096	0.2207
P1 observado	0.0803	0.0895	0.1231	0.0697	0.0310	0.0984	0.1006	0.0708	0.0798
P2 observado	0.0400	0.0426	0.0635	0.0343	0.0138	0.0499	0.0521	0.0341	0.0398
V (P0)	0.2249	0.2707	0.3214	0.2006	0.1021	0.2710	0.2606	0.2122	0.2218
permanente	0.2078	0.2677	0.3144	0.1779	0.0775	0.2577	0.2829	0.1875	0.1977
risco	0.0171	0.0030	0.0070	0.0227	0.0247	0.0133	-0.0222	0.0247	0.0241
V (P1)	0.0819	0.0969	0.1230	0.0718	0.0312	0.1003	0.0970	0.0757	0.0810
permanente	0.0677	0.0883	0.1106	0.0556	0.0183	0.0856	0.1010	0.0593	0.0629
risco	0.0141	0.0086	0.0124	0.0162	0.0129	0.0147	-0.0040	0.0164	0.0180
V (P2)	0.0413	0.0477	0.0638	0.0360	0.0141	0.0508	0.0494	0.0379	0.0409
permanente	0.0308	0.0397	0.0529	0.0245	0.0066	0.0392	0.0495	0.0262	0.0281
risco	0.0105	0.0080	0.0108	0.0115	0.0075	0.0116	-0.0001	0.0117	0.0128
V (CRRA1)	-0.7499	-0.5633	-0.4541	-0.8160	-1.1667	-0.6112	-0.6073	-0.7942	-0.7658
permanente	-0.7260	-0.4955	-0.4221	-0.8036	-1.1490	-0.5689	-0.5065	-0.7819	-0.7573
risco	-0.0239	-0.0678	-0.0320	-0.0123	-0.0177	-0.0423	-0.1007	-0.0123	-0.0085
V (CRRA2)	-0.2379	-0.1565	-0.0255	-0.2831	-0.5195	-0.1449	-0.1597	-0.2639	-0.2458
permanente	-0.3047	-0.1831	-0.0934	-0.3623	-0.5675	-0.2077	-0.1395	-0.3460	-0.3287
risco	0.0668	0.0265	0.0680	0.0791	0.0480	0.0628	-0.0202	0.0822	0.0829
V (CRRA3)	0.4119	0.2718	0.9020	0.3569	-0.1576	0.4361	0.3445	0.4000	0.4376
permanente	-0.0399	0.0572	0.2268	-0.1158	-0.3316	0.0650	0.2083	-0.1015	-0.0763
risco	0.4517	0.2146	0.6753	0.4727	0.1740	0.3711	0.1363	0.5015	0.5139
medida por indivíduo									
P0 observado	0.2964	0.3418	0.4093	0.2625	0.1431	0.3261	0.3501	0.2759	0.2900
P1 observado	0.1126	0.1238	0.1654	0.0971	0.0456	0.1258	0.1390	0.0985	0.1117
P2 observado	0.0583	0.0604	0.0887	0.0496	0.0210	0.0660	0.0745	0.0492	0.0579
V (P0)	0.2968	0.3537	0.4075	0.2619	0.1432	0.3303	0.3453	0.2757	0.2925
permanente	0.2873	0.3627	0.4116	0.2448	0.1183	0.3249	0.3820	0.2549	0.2743
risco	0.0095	-0.0091	-0.0041	0.0171	0.0248	0.0054	-0.0366	0.0209	0.0182
V (P1)	0.1149	0.1329	0.1660	0.1000	0.0456	0.1290	0.1370	0.1040	0.1137
permanente	0.1015	0.1269	0.1570	0.0830	0.0301	0.1156	0.1474	0.0868	0.0946
risco	0.0134	0.0060	0.0090	0.0170	0.0155	0.0134	-0.0104	0.0172	0.0191
V (P2)	0.0602	0.0670	0.0893	0.0523	0.0211	0.0678	0.0726	0.0540	0.0596
permanente	0.0488	0.0592	0.0793	0.0387	0.0116	0.0556	0.0762	0.0403	0.0446
risco	0.0114	0.0078	0.0100	0.0136	0.0095	0.0121	-0.0036	0.0137	0.0150
V (CRRA1)	-0.5330	-0.3515	-0.2434	-0.6145	-0.9838	-0.4390	-0.3766	-0.5840	-0.5558
permanente	-0.5049	-0.2816	-0.2024	-0.6019	-0.9654	-0.3955	-0.2659	-0.5771	-0.5431
risco	-0.0280	-0.0698	-0.0411	-0.0127	-0.0184	-0.0436	-0.1107	-0.0069	-0.0128
V (CRRA2)	-0.0655	0.0107	0.1792	-0.1259	-0.4264	0.0048	0.0377	-0.1050	-0.0775
permanente	-0.1426	-0.0134	0.1093	-0.2251	-0.4823	-0.0690	0.0761	-0.2104	-0.1764
risco	0.0770	0.0241	0.0699	0.0992	0.0558	0.0738	-0.0384	0.1054	0.0989
V (CRRA3)	0.7773	0.5223	1.2727	0.7777	-0.0278	0.7833	0.7077	0.8225	0.7754
permanente	0.1824	0.2773	0.5523	0.0616	-0.2567	0.2679	0.5678	0.0643	0.1218
risco	0.5949	0.2451	0.7204	0.7162	0.2290	0.5154	0.1400	0.7582	0.6536

Fonte: elaboração própria a partir de dados da POF 2002-2003 e Rocha (2003).

Tab. A5 – Proporção de indivíduos por categoria de vulnerabilidade, especificação CRRA1

	Muito vulneráveis		Pouco vulneráveis	Total
	baixo consumo permanente	alta volatilidade		
Total	0.2362	0.0518	0.7119	1.0000
Pobres	0.7704	0.1429	0.0866	1.0000
Não-pobres	0.0112	0.0135	0.9753	1.0000
Homens	0.2343	0.0521	0.7136	1.0000
Mulheres	0.2381	0.0515	0.7103	1.0000
Posição na ocupação				
desocupado	0.3070	0.0624	0.6306	1.0000
empregado privado	0.1595	0.0434	0.7971	1.0000
empregado público	0.0871	0.0230	0.8899	1.0000
empregado doméstico	0.3020	0.0610	0.6370	1.0000
empregado temporário rural	0.4180	0.0601	0.5220	1.0000
empregador	0.0133	0.0174	0.9693	1.0000
ocupado por conta própria	0.1825	0.0504	0.7671	1.0000
não-remunerado/auto-consumo	0.2371	0.0413	0.7216	1.0000
ocupado em outra posição	0.1282	0.0301	0.8417	1.0000
Número de observações	178015		Número de estratos	443
Tamanho da população	1.72E+08		Número de UPAs	3992
			Design df	3549

Fonte: elaboração própria a partir de dados da POF 2002-2003 e Rocha (2003).

Tab. A6 – Proporção de indivíduos por categoria de vulnerabilidade, especificação CRRA2

	Muito vulneráveis		Pouco vulneráveis	Total
	baixo consumo permanente	alta volatilidade		
Total	0.2473	0.0624	0.6903	1.0000
Pobres	0.7849	0.1539	0.0612	1.0000
Não-pobres	0.0209	0.0239	0.9552	1.0000
Homens	0.2459	0.0632	0.6909	1.0000
Mulheres	0.2487	0.0616	0.6897	1.0000
Posição na ocupação				
desocupado	0.3190	0.0735	0.6075	1.0000
empregado privado	0.1720	0.0546	0.7734	1.0000
empregado público	0.0929	0.0338	0.8734	1.0000
empregado doméstico	0.3121	0.0726	0.6153	1.0000
empregado temporário rural	0.4406	0.0712	0.4881	1.0000
empregador	0.0136	0.0194	0.9670	1.0000
ocupado por conta própria	0.1936	0.0616	0.7447	1.0000
não-remunerado/auto-consumo	0.2492	0.0503	0.7005	1.0000
ocupado em outra posição	0.1314	0.0352	0.8334	1.0000
Número de observações	178015		Número de estratos	443
Tamanho da população	1.72E+08		Número de UPAs	3992
			Design df	3549

Fonte: elaboração própria a partir de dados da POF 2002-2003 e Rocha (2003).

CONSIDERAÇÕES FINAIS

No 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 em um pseudopanel, embora algumas suposições devam ser assumidas em relação às mudanças intra-coortes e intra-períodos. Além dessa possibilidade de decomposição entre pobreza crônica e pobreza transitória, mudanças nesses componentes e, conseqüentemente, na pobreza como um todo, ao longo do tempo, podem ocorrer unicamente por meio de mudanças na estrutura demográfica da população, refletidas nos efeitos de idade, de período e de coorte de nascimento dos indivíduos. As variações longitudinais desses efeitos podem ser isoladamente captadas por meio de um modelo de estimação Idade-Período-Coorte (IPC). De fato, em anos mais recentes, a redução da incidência da pobreza total, por exemplo, deve-se mais a um efeito de mudanças entre gerações do que a mudanças específicas nos períodos como um todo.

Para mensurar explicitamente a vulnerabilidade de indivíduos à pobreza, buscou-se um método que possibilitasse calcular a perda esperada de bem-estar das famílias e de indivíduos, estimando a variabilidade em seu consumo a partir de informações em um ponto no tempo. Com essa limitação longitudinal nos dados, a proposta foi de simular um processo estocástico de consumo por meio da construção de um algoritmo de replicação *bootstrap*. Como para a pobreza observada, o modelo de análise proposto possibilitou, ainda, decompor a vulnerabilidade estimada em duas partes, uma permanente e outra de risco. Importante salientar que essa decomposição considerou o possível comportamento de suavização de consumo das famílias como uma resposta aos riscos incorridos sobre sua renda.

No primeiro artigo, com as regressões do modelo markoviano, foi possível distinguir os determinantes da pobreza em três regimes (condição inicial, permanência e transição). Entre os efeitos estimados, a cor do indivíduo é um fator determinante para explicar as condições iniciais e de permanência. Porém, essa característica não possui efeito de diferenciação significativo na probabilidade de transição. Da mesma forma, o efeito sexo aumenta a probabilidade de permanência na pobreza das mulheres e reduz as chances de transição delas, em caso de não-pobreza. Em relação ao efeito do nível educacional das

pessoas, a conclusão do ensino fundamental reduz significativamente a probabilidade de permanência na pobreza. Por outro lado, a probabilidade de transição para a pobreza diminui quando se completa o ensino primário.

Assim como sugerido pelo Relatório sobre Pobreza Crônica 2004-05 (CPRC, 2004), este trabalho evidencia que estão mais sujeitos à pobreza crônica os indivíduos não-brancos, com baixos níveis de escolaridade e residentes na Região Nordeste. Outro grupo fortemente sujeito à pobreza crônica encontra-se em famílias chefiadas por ocupados no setor informal que, por sua vez, também está muito vulnerável a situações transitórias. Em relação ao sexo dos indivíduos, 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 apresentam elevado componente de pobreza transitória, assim como aqueles chefiados por desocupados.

Analisando a dependência de estado na pobreza, corrobora-se a idéia de que a pessoa em situação de privação relativa possui menor mobilidade quando comparada à situação de privação absoluta. Além disso, utilizando a primeira dessas definições, os resultados mostram que, de uma maneira em geral, a pobreza urbana no Brasil, entre 1995 e 2003, é essencialmente crônica. Neste período, entre a população adulta urbana em situação de privação relativa, quase 73% se caracterizava por um aspecto crônico.

No segundo artigo, de acordo com as tendências estimadas pelo modelo IPC, identifica-se um processo de redução do componente crônico da pobreza. O componente transitório, em contrapartida, apresenta uma tendência de aumento ao longo do tempo. Presume-se que esses resultados contrastantes entre privações crônica e transitória são, em parte, decorrentes justamente da tendência decrescente das taxas de fecundidade e de mortalidade no Brasil. Isso porque, tanto na população como um todo quanto no ciclo de vida individual, a idade média de privação crônica é relativamente baixa, enquanto a idade média de privação transitória é elevada. Nas projeções simuladas, tornam-se claras as tendências de aumento do componente transitório, tanto em aspectos de privação absoluta quanto de privação relativa. A persistir essa tendência, espera-se uma inversão no cenário observado entre 1995 e 2003, onde a situação crônica era o principal responsável pela condição de pobreza da maioria da população de baixa renda.

Uma possível explicação para a mudança de composição da pobreza está na combinação entre a maior escolaridade das gerações mais recentes, que reduzem seu componente crônico por meio da maior acumulação de capital humano, e as mudanças ocorridas no mercado de trabalho na última década. Apesar de os jovens alcançarem níveis

educacionais mais altos, isso não se traduziu em segurança no emprego, principalmente entre aqueles sem formação superior. Outra causa para o aumento da pobreza transitória pode ser a crescente participação feminina no mercado de trabalho e como chefes de família.

No terceiro artigo, a comparação entre medidas de vulnerabilidade e de pobreza observada, em 2003, aponta que a maior volatilidade no consumo está associada à maior incidência de pobreza, corroborando a idéia de que os pobres são os mais susceptíveis às incertezas. Da mesma forma, a pobreza também é correlacionada com o componente crônico da vulnerabilidade, porém essa última medida e algumas medidas de risco estão relacionadas de uma forma inversa, constatando-se que a alta condicionalidade à pobreza pode estar ligada à redução de riscos incorridos. Ou seja, a população pobre possui menos controle sobre relações e eventos em torno dela, orientando-se mais pelo presente do que pelo futuro.

De maneira geral, apesar de as famílias, em certa medida, buscarem suavizar seu consumo, há muita dificuldade em antecipar choques em sua renda, provavelmente, em decorrência do atual funcionamento de mercados, tal como de crédito e de trabalho. Pelos critérios adotados, estima-se que 79% da população pobre é altamente vulnerável devido ao baixo consumo permanente e 16% estão na mesma situação devido à elevada volatilidade no consumo. Entre os não-pobres, 7% são classificados como muito vulneráveis, sendo metade desse contingente devido à alta variabilidade do consumo. Ou seja, apesar da relação intrínseca existente entre pobreza e vulnerabilidade, algumas pessoas que não estão em situação observada de privação são altamente vulneráveis a ela. Além disso, nem todos os pobres estão condicionados a um baixo nível de consumo, a situação de alguns deles pode ser explicada principalmente pelos riscos incorridos.

Em síntese, a pobreza e a vulnerabilidade a ela são caracterizadas de diferentes formas de acordo com a média e a variabilidade de renda e consumo das famílias. No Brasil, assim como o perfil da população de baixa renda, essa caracterização vem mudando ao longo do tempo. Juntamente com essas mudanças, o desenho de políticas sociais seguiu novos rumos, principalmente nos últimos dez anos.

A consolidação de um eixo de políticas públicas no campo da assistência social ocorreu no Brasil somente após a constituição de 1988. Mesmo assim, essa consolidação foi herdeira de uma ampla tradição de subsidiariedade, ajuda e filantropia de ações e instituições de caráter assistencial não-estatal (CARDOSO & JACCOUD, 2005). Segundo Arbache (2003), tendo em vista o histórico insucesso das políticas sociais compensatórias e assistencialistas, tem-se tornado cada vez mais clara a necessidade de se propor novas soluções e estratégias de ação contra a pobreza.

Desde o início da década de 1990, debate-se intensamente uma forma sistemática de combate à pobreza, onde políticas sociais que defendem soluções permanentes e sustentáveis para o problema têm ganhado espaço na literatura acadêmica, no governo e entre entidades não-governamentais. As novas políticas sociais propostas procuram agir não apenas no âmbito do indivíduo, mas, também, do contexto em que ele vive. O objetivo delas é atacar as causas da pobreza e não as suas conseqüências, aumentando, portanto, a eficácia no uso dos recursos públicos (ARBACHE, 2003). Além disso, outro critério que emerge neste período é o da “focalização”, que consiste em aumentar a eficiência no uso dos recursos disponíveis, concentrando-os naqueles que apresentam as maiores carências. Para isso, foram desenvolvidos sofisticados instrumentos de identificação e priorização dos beneficiários dos serviços sociais, em uma lógica orientada pela demanda (VILLALOBOS, 2000).

Com a preocupação em torno da focalização da ação política e considerando que a pobreza é provinda fundamentalmente da má distribuição de renda, as políticas de transferência de renda tornam-se legítimas e adequadas, em termos de aumento de eficiência e eficácia, num quadro de estagnação da economia (BARROS *et al.*, 2001). Os programas de transferência de renda atualmente discutidos e implementados no Brasil mostram, por um lado, preocupação com a diminuição gradual da desigualdade de oportunidades, por meio da ampliação do capital humano dos mais pobres e, portanto, de sua capacidade futura de geração autônoma de renda. Nesse sentido, os programas são direcionados a famílias com crianças e adolescentes menores de 15 anos e condicionam a complementação monetária à frequência das crianças à escola e a postos de saúde (BRASIL, 2005).

Entretanto, Villalobos (2000) sugere que o tratamento dos problemas sociais não deve ser homogêneo e padronizado. Deve-se dedicar atenção especial, desde o diagnóstico, ao grupo específico atingido ou à situação que se quer enfrentar, para evitar crises na eficiência e eficácia de programas. Além disso, a autora aponta que as políticas sociais tornam-se necessariamente mais complexas ao longo do tempo, sendo necessário adaptá-las e ajustá-las dentro da tarefa de modernização do Estado. Para Marió (2005), nas sociedades modernas, os mercados de trabalho servem como um dos principais canais de inclusão econômica. Em particular, recomendações de políticas terão, provavelmente, de examinar questões relacionadas a fatores institucionais que limitam ou condicionam a participação no mercado de trabalho.

Assim, a distinção entre grupos de indivíduos estruturalmente pobres e temporariamente pobres deve ser outra preocupação na formulação de políticas diferenciadas para cada um dos grupos. Gaiha e Deolalikar (1993) e Barrientos *et al.* (2005) afirmam que

medidas de mudança para corrigir falhas de mercado, como o de trabalho ou de crédito, podem ajudar a aliviar a pobreza transitória, porém não causam nenhum impacto sobre a pobreza persistente. Por outro lado, políticas de transferência de renda condicionadas à acumulação de capital humano podem aliviar a pobreza crônica, mas não garantem necessariamente uma situação de segurança aos indivíduos.

De acordo com Wood (2003), autoridades corretamente direcionadas para o combate à pobreza são aquelas que buscam criar as condições necessárias para pessoas saírem da sua condição de privação para um estado mais seguro, sustentado e não-vulnerável de bem-estar. No entanto, muitos governos fracassam nessa busca, pois acabam envolvidos na reprodução das condições sociais, econômicas e políticas que criam barreiras de incerteza e insegurança ao movimento de redução da pobreza.

O processo identificado de aumento da pobreza transitória e, conseqüentemente, da percepção dos riscos incorridos por famílias e indivíduos, ligado à busca por um estado mais seguro, porém gerando restrições ao bem-estar no longo prazo, possui uma implicação de política clara. Programas sociais que visem redução da desigualdade e a acumulação de capital humano por via de transferência de renda devem ser acompanhados de medidas que garantam uma maior segurança a famílias e seus indivíduos. Nesse aspecto, a aquisição e a legalização de posse de ativos tem papel fundamental na redução dos riscos provocados pelas intempéries econômicas sobre a volatilidade da renda, facilitando o acesso ao crédito e aumentando a capacidade de respostas a choques, de maneira em geral.

Neri e Giovanini (2005) apontam que o mercado de microcrédito revelou-se incipiente em áreas urbanas do País, principalmente devido à escassez de colateral dos produtores pobres, não-cooperativados e informais. A sugestão dos autores, em termos políticos, é de aproveitar um efeito colateral das políticas redistributivas, aumentando o potencial de garantias dos pobres. A prescrição é conferir aos beneficiários de programas de transferência alguma liberdade na data do recebimento dos recursos, permitindo sua antecipação para a aquisição de capital.

Além da questão da proteção social via mercado de crédito, o sistema de seguridade social no Brasil, que envolve os benefícios de seguro-desemprego e o Fundo de Garantia por Tempo de Serviço (FGTS), pode ser repensado de modo a incluir os trabalhadores do setor informal que representam mais da metade da força de trabalho. No Brasil, segundo Cardoso e Jaccoud (2005), a ausência de ações mais amplas no campo das políticas de proteção ao trabalhador e às suas famílias tem minimizado os efeitos agregados dos programas públicos de seguro-desemprego, intermediação da mão-de-obra, formação profissional e geração de

emprego e renda a partir do microcrédito e do desenvolvimento de experiências locais. Esta constatação pode ser explicada não só pelo foco predominante destas políticas no emprego formal, mas ainda pelos efeitos da crise econômica contemporânea sobre o mundo do trabalho. De acordo com Santos (1987), as contradições do sistema de proteção social brasileiro ficaram mais fortes desde os anos 1980, quando teve início o processo de expulsão de parte do contingente antes incorporando ao modelo restrito da cidadania regulada.

Segundo Chahad (2003), o funcionamento distorcido do mercado de trabalho associado a um sistema de proteção social que nunca chegou a ser plenamente desenvolvido, e que já se revela ultrapassado, tem agravado a questão social pela crescente insegurança de renda e limitação de melhores oportunidades de emprego para grande parte da população brasileira. Além disso, para o autor, está suficientemente comprovado que a forma de pagamento de indenizações por dispensa tem promovido inúmeras distorções no mercado de trabalho, contribuindo especialmente para o aumento da rotatividade, baixa produtividade, desincentivo aos investimentos em capital humano, maior número de litígios trabalhistas e indução à informalidade. As reformas necessárias ao mercado de trabalho passam pela maior articulação entre políticas ativas de intermediação, treinamento da mão-de-obra, geração de postos de trabalho e o seguro-desemprego. Esta articulação relaciona-se à eficácia do funcionamento do mercado de trabalho na medida em que permite um tratamento diferenciado aos grupos mais vulneráveis, em especial dos desempregados, que são, regra geral, aqueles mais pobres entre os trabalhadores, bem como de uma parcela do setor informal inserida, também, entre os pobres.

Por fim, cabe ressaltar que os resultados desta dissertação derivam da busca por formas de estimação na ausência de informações mais adequadas para captar aspectos dinâmicos do bem-estar de famílias e indivíduos. O Brasil ainda carece de pesquisa amostrais para reforçar e aprofundar parte das conclusões deste trabalho. Para isso, seria necessária a disponibilidade de uma base de dados, em formato de painel, que envolvesse um conjunto amplo de informações sobre renda, trabalho e consumo, entre outros aspectos sociais.

Referências Bibliográficas

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

BARRIENTOS, A., HULME, D., SHEPHERD, A. Can social protection tackle chronic poverty? **The European Journal of Development Research**, v.17, n.1, p.8-23, 2005.

BARROS, R. P., HENRIQUES, R., MENDONÇA, R. **A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2001. (Texto para discussão; 800)

BRASIL, Ministério da Saúde. **Manual de orientação sobre o Bolsa Família**. Brasília: Ministério da Saúde, 2005.

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

CHAHAD, J. P. Z. O mercado de trabalho e a segurança de emprego e de renda no Brasil: estágio atual e sugestões a partir da experiência internacional. In: CHAHAD, J. P. Z., PICCHETTI, P. (Orgs.) **Mercado de trabalho no Brasil**. São Paulo: LTr, 2003. p.285-334.

CPRC. **The Chronic Poverty Report 2004-05**. Manchester: IDPM, University of Manchester, 2004.

FERREIRA, F. H. G., LANJOUW, P., NERI, M. **A new poverty profile for Brazil using PPV, PNAD and census data**. Rio de Janeiro: PUC, Departamento de Economia, 2000. 66p. (Texto para discussão; 418)

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.

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

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

NERI, M. C., GIOVANINI, F. S. Negócios nãnicos, garantias e acesso a crédito. **Revista de Economia Contemporânea**, v.9, n.3, p.643-669, 2005.

SANTOS, W. G. **Cidadania e Justiça: a política social na ordem brasileira**, 2.ed. Rio de Janeiro: Campus, 1987. 89p. (Série campus política)

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

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

