

VULNERABILIDADE À POBREZA NO BRASIL: MEDINDO RISCO E CONDICIONALIDADE A PARTIR DA FUNÇÃO DE CONSUMO DAS FAMÍLIAS*

Rafael Perez Ribas**

Apesar de muitas famílias serem não-pobres hoje, algumas delas estão suscetíveis à pobreza em períodos subseqüentes, devido a eventos conjunturais ou particulares. Essa suscetibilidade está ligada a um conceito de vulnerabilidade, que representa a perda de bem-estar causada pela incerteza de eventos e pela ausência dos instrumentos necessários para o seu gerenciamento. Seguindo essa idéia, através 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 dinâmicos de vulnerabilidade. A fonte de dados utilizada é a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 2002-2003. Como essa base possui informações para apenas um período, utiliza-se um algoritmo de replicação *bootstrap* para simular o processo estocástico de consumo das famílias. Analisando-se 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, contudo, que o baixo nível de consumo permanente está ligado à redução dos riscos incorridos.

1 INTRODUÇÃO

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

De acordo com os números da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad), 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 registrada 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, nesse mesmo período, nas regiões metropolitanas, identifica-se um processo contrário

* Este artigo é derivado da dissertação de mestrado *Permanência, transição, vulnerabilidade? Três análises dinâmicas sobre a pobreza no Brasil*, orientada pela professora Ana Flávia Machado. O autor agradece os comentários de Ana Flávia Machado, André Braz Golgher, Ana Maria Hermeto Oliveira, Simone Wajnman, Sergei Soares e de três pareceristas anônimos. Apesar disso, o autor permanece como o único responsável por eventuais erros e omissões.

** Pesquisador do Centro Internacional de Pobreza (IPC) e do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (UNDP).

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 para ambientes metropolitanos, caracterizados por uma instabilidade econômica maior, 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 as 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 fatores, como instituições financeiras e de seguridade social pouco desenvolvidas, contribuem para a pobreza em países em desenvolvimento, caracterizando o problema como um processo estocástico.

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 causada pela incerteza de eventos. 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, através 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 dinâmicos de vulnerabilidade de famílias e indivíduos.

Para mensurar aspectos dinâmicos do bem-estar de uma população, são necessárias informações de famílias (ou indivíduos) acompanhadas longitudinalmente em um painel. No entanto, no Brasil, essas informações são limitadas, sobretudo em relação a gastos com consumo, indicador-base de bem-estar neste trabalho. A fonte de dados utilizada é a POF de 2002-2003, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), que possui informação para apenas um período. Devido a 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.

O artigo está estruturado em mais cinco seções, além desta introdução. Na segunda seção, 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 seção, 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 seção, 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 referência.

Considerando a diferença entre pobreza e vulnerabilidade, Wood (2003) e Beard (1998) salientam a importância de se centrar em políticas de bem-estar não só sobre indivíduos que estão na pobreza, mas também sobre aqueles altamente vulneráveis a ela. 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 ao qual a família está exposta.¹

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 ao 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 a 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

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

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, sozinhos 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 em 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).

Portanto, as famílias podem gerenciar o risco sobre seu consumo de diversas formas, usando instrumentos formais e informais, dependendo do acesso a eles. As respostas a choques *ex post* podem ocorrer através do saque de parte da poupança familiar, guardada nas mais diversas formas de ativos, da solicitação de empréstimos ao mercado de crédito, entre outras ações, buscando manter o padrão de consumo.

Neste trabalho, a função de consumo que modela esse gerenciamento parte da hipótese originalmente formulada por Modigliani (1949) e Friedman (1957). De acordo com essa hipótese, 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, aos quais 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.

Importante salientar que 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.) e, por conseqüência, o gerenciamento *ex ante* de choques futuros. Em relação a esse mecanismo *ex ante*, outra suposição sobre a função de consumo é que as famílias possuam um comportamento de aversão ao risco associado à convexidade da sua utilidade marginal. Com isso, dependendo dessa 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 consumo, C_{it} , e renda permanente, Y_{it}^P – implica apenas que a primeira é determinada por uma proporção da segunda (CABALLERO, 1990), tal que:

$$C_{it} = \beta_i Y_{it}^P \quad (1)$$

onde β_i é a propensão marginal a 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.

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 estejam 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.

Considerando-se vulnerabilidade como um resultado do processo de respostas das famílias a riscos, dado um conjunto de condições subentendidas, vulnerabilidade e variabilidade dos indicadores de interesse acabam se tornando termos sinônimos. Segundo Alwang, Siegel e Jorgensen (2001), variabilidade é uma dimensão crucial 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 através da alocação de ativos, com instrumentos formais e informais de seguro e pela suavização de seu consumo. Diante de 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).

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.

Em relação às decisões tomadas por famílias de 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 define esse fenômeno como a “barganha faustiana” (*Faustian Bargain*), em que muitos pobres trabalham com a mesma lógica: permanecer seguro, permanecer pobre. Isso en-

volve a aceitação de truncar ambições de auto-aprimoramento e progresso a fim de assegurar um bem-estar básico.²

3 MEDIDAS DE VULNERABILIDADE

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)³ 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 (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.

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 desse padrão. Ambas as medidas são trabalhadas no nível individual/familiar, dada uma forma funcional para a avaliação de bem-estar e tendo por referência a distribuição dos gastos com consumo. Para esse tipo de indicador, é especificada uma função, $U : \mathfrak{R}^n \rightarrow \mathfrak{R}$, de transformação dos gastos com consumo da família i em valores reais. Dada a função U , a medida de vulnerabilidade da família i , no tempo t , é definida pela função:

$$V_{it} \equiv U(z) - EU(C_{it+1}) \quad (2)$$

onde C_i é o gasto observado da família i no consumo de bens e z pode ser o consumo equivalente de certeza das famílias ou uma determinada linha de pobreza.

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

$$EU(C_{it+1}) \equiv \sum_{\omega \in \Omega} \pi_{\omega, it+1} U(C_{\omega}) \approx \int_0^{\infty} f(C_{it+1}) \cdot U(C_{it+1}) dC_{it+1} \quad (3)$$

2. Segundo Wood (2003), para alterar as preferências no tempo e convencer as pessoas pobres a investir em seu futuro, as idéias de proteção, seguridade 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 seguridade, por meio de proteção social, ou de capacitações, por intermédio do investimento social.

3. A VEP pode ser chamada também de Vulnerabilidade à Linha de Pobreza (VPL) (PRITCHETT; SURYAHADI; SUMARTO, 2000).

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

Definida a medida pela expressão (2), a vulnerabilidade do conjunto de famílias I , no tempo t , é simplesmente medida por:

$$V_t \equiv \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I V_{it} \quad (4)$$

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

Os trabalhos de Chaudhuri, Jalan e Suryahadi (2002), Christiaensen e Subbarao (2002) e Suryahadi e Sumarto (2001), utilizando a abordagem VEP, especificam a função U , na medida (2), a partir da classe de medidas de pobreza P_α de Foster, Greer e Thorbecke (1984). Nesse caso, em particular, a medida de vulnerabilidade é representada como:

$$V_{it} = EP_\alpha(C_{it+1})^4$$

Nessas medidas de pobreza esperada, o parâmetro $\alpha > 1$ da função determina o grau de aversão ao risco das famílias. 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 nem, 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.

Considerando essa limitação na medida P_α , Ligon e Schechter (2003) propõem uma especificação alternativa para a função de utilidade na medida de

4. Está implícito nessa abordagem que a função de bem-estar da família i é definida como:

$$U(C_i) \equiv -P_\alpha(C_i) = -(\max\{z - C_i, 0\}/z)^\alpha, \text{ de tal forma que } U(z) = 0 \text{ e } EU(C_{it+1}) = -EP_\alpha(C_{it+1}).$$

vulnerabilidade expressa em (2). 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 em que elas incorrem. Particularmente, os autores propõem o uso de membros da família de funções de utilidade *Constant Relative Risk Aversion* (CRRA), 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 de que “ricos são mais tolerantes ao risco do que pobres” (DEATON; MUELLBAUER, 1980).

De acordo com 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 (2) é reescrita como:

$$V_i = \begin{cases} [U(z) - U(E(C_{i+1} | X_i))] & \text{Permanente} \\ + [U(E(C_{i+1} | X_i)) - EU(C_{i+1})] & \text{Risco} \end{cases} \quad (5)$$

Essa decomposição pode ser adotada utilizando-se 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 de cada família, o consumo esperado em $t + 1$ é determinado, unicamente, pelas características inerentes às famílias, representadas no vetor X_t .

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 ficam disponíveis, a estimação deve recorrer a essas informações para calcular a probabilidade de possíveis resultados futuros.

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 a vulnerabilidade com o uso de informações em formato *cross-section*. Esse método é aplicado ainda nos trabalhos de Chaudhuri; Jalan e Suryahadi (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 heterocedástica *cross-sectional* serve como uma *proxy* da variabilidade intertemporal de cada família.

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. Sem o uso de informações em painel, é particularmente difícil ainda separar, para dada família, o que significa um risco agregado de um risco idiossincrático a ela. Kamanou e Morduch (2002) apontam que há 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 Köhl (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. Através dessa geração, eles admitem 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, que todos os efeitos fixos das famílias sobre os resultados são observados e que 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

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 definido 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} ; a remuneração dos ativos não-humanos (físicos e financeiros) da qual tem posse, R_{it} ; e a renda de transferências, D_{it} . Pode-se incluir ainda, nessa composição, a renda provinda de outras fontes diversas, O_{it} , como de jogos de azar, heranças e indenizações.

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, L_{it}^P , da remuneração esperada de seus ativos, R_{it}^P , e das transferências do governo garantidas por lei, D_{it}^P , como o caso das aposentadorias e pensões.⁵

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 como:

$$\ln L_{it} = l_1 + l_2 H_i + l_3 HH_i + l_4 Q_i + l_5 S_i + \xi_{it} \quad (6)$$

onde ξ_{it} é o termo de erro da função, e os parâmetros l são associados 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 família; S_i , que representa os aspectos de mercado de trabalho e de custo de vida não-observados, dados pelo conjunto de *dummies* regionais.

5. Cabe salientar que nem todas as 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 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, A_t , e de um termo aleatório (transitório), ε_{it} . Ao mesmo tempo, essa relação entre ativos acumulados e seus retornos monetários é controlada pelas características da família, H_t , e de seu chefe, HH_t , que poderiam determinar a forma com que esses ativos são aplicados, e pelo ambiente onde ela reside, S_t . Devido ao fato de 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:

$$R_{it}^* = \eta_1 + \eta_2 A_t + \eta_3 H_t + \eta_4 HH_t + \eta_5 S_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

Buscando maior precisão, as funções (6) e (7) podem ser definidas de forma desagregada por região representativa. Ou seja, admite-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_t . A diferença entre ambientes também se reflete na diferença entre os valores dos parâmetros l , na função (6), e η , na função (7).

Supondo-se que todas as características explicativas das funções (6) e (7) são de caráter permanente,⁶ o valor predito de suas estimações é tomado como o estimador das remunerações permanentes. Por sua vez, o componente transitório da renda familiar, Y_{it}^T , é determinado pelo residual observado dessas esperanças condicionadas, L_{it}^T e R_{it}^T , pelas transferências observadas que não possuem caráter permanente, D_{it}^T , e pela renda provinda de fontes transitórias diversas, O_{it} . Esse residual pode ser explicado por fatores observados (choques conjunturais e idiossincráticos) e não-observados.

A especificação desse modelo de renda permanente poderia ser melhorada na medida em que incorporasse um modelo de escolhas ocupacionais dos membros da família, ou só do chefe, que estimasse a probabilidade de ocupação dessas pessoas. Dessa forma, choques no mercado de trabalho poderiam ser melhor contemplados na estimação da renda transitória. Contudo, a base de dados utilizada neste artigo (POF) não capta adequadamente questões relacionadas à oferta de trabalho dos indivíduos, até porque não tem esse intuito. De qualquer forma, essa base de dados possui uma vantagem ao medir a renda familiar por meio do total de ganhos anuais. Portanto, qualquer choque que envolva a perda de um emprego durante alguns meses, por exemplo, se refletirá em uma possível queda na renda média mensal da família. Isso não implica que a renda do trabalho será de valor 0

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

durante todo o ano. Esse choque simplesmente desviará a renda efetiva de sua trajetória permanente, dada pelos determinantes já descritos, e acarretará um componente transitório.

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 . 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 de consumo da família i , em t , pode ser escrita como:

$$\ln C_{it} = \beta_1 + \beta_2 \ln Y_{it}^P + \beta_3 \ln \left(1 + Y_{it}^T / Y_{it}^P \right) + \beta_4 H_i + v_{it} \quad (8)$$

onde v_{it} é um termo aleatório do consumo não-explicado por fatores observados, $\left(1 + Y_{it}^T / Y_{it}^P \right)$ 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.

Pela equação (1), os parâmetros da função (8) devem ser, por hipótese, $\beta_2 > 0$ e $\beta_3 = 0$. Os casos em que as famílias não têm 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 permanente.⁷

Supondo-se que as famílias observadas numa população possuam diferenças no comportamento de aversão ao risco e na capacidade de antecipar choques, admite-se que os parâmetros da função de consumo (8) 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).

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

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 ,

$$|\hat{v}_{q,it}| = \min \{ |\hat{v}_{1,it}|, \dots, |\hat{v}_{Q,it}| \} \quad (9)$$

onde $\hat{v}_{q,it}$ é o estimador LAD do componente não-explicado da função (8), 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, correspondentes 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:

$$\hat{C}_{it}^P = \exp \left(\hat{\beta}_{1q} + \hat{\beta}_{2q} \ln \hat{Y}_{it}^P + \hat{\beta}_{4q} H_i \right) \quad (10)$$

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

$$\hat{\delta}_{it}^T = \exp \left(\hat{\beta}_{3q} \ln \left(1 + \hat{Y}_{it}^T / \hat{Y}_{it}^P \right) \right) \quad (11)$$

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 um componente não-explicado, pois não se conhece ao certo seu caráter (permanente ou de risco).

Uma implicação dessa decomposição é que a magnitude do desvio transitório será maior quanto pior for o ajuste da regressão das equações (6), (7) e (8). Portanto, a volatilidade tanto da renda quanto do consumo pode estar subestimada em

decorrência da impossibilidade de se captar os efeitos fixos das características não-observadas das famílias. Certamente, a estimação desse mesmo modelo obteria maior precisão caso estivéssemos trabalhando com dados de um extenso painel.

4.3 Transformação do consumo familiar

Para comparar vulnerabilidade a 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

$$\hat{c}_{it} = \frac{\hat{C}_{it}}{\varpi_i} = \frac{\hat{C}_{it}^P}{\varpi_i} \hat{\delta}_{it}^T = \hat{c}_{it}^P \cdot \hat{\delta}_{it}^T \quad (12)$$

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 .

O deflator de equivalência, adotado neste artigo, é obtido da própria função de consumo estimada, a partir da sensibilidade do consumo total à estrutura demográfica familiar de cada tipo q , tal que:

$$\hat{\varpi}_i = n_i \cdot \exp(\hat{\beta}_{4q} H_i) \quad (13)$$

onde n_i representa o número total de pessoas na família.⁸

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 (5). 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 (3). A solução proposta para estimação, centrada numa simulação *ex ante*, é a utilização da técnica de geração de amostras *bootstrap*.⁹

8. Ainda não há no Brasil estudos conhecidos sobre estimação de uma escala de equivalência. A opção pelo uso desse deflator surge na tentativa de acrescentar algo nessa linha. Contudo, de acordo com alguns testes de robustez, essa escolha não gerou resultados muito contraditórios, em relação ao uso de outras escalas como a *per capita*.

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

Como definido na equação (12), 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 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 das famílias em $t + 1$ pode ser gerada da forma:

$$\ln c_{it+1}^* = \ln \hat{c}_{it}^P + \ln \hat{\delta}_{it+1}^{T*} = \ln \hat{c}_{it}^P + \hat{\beta}_{3q} \ln \left(1 + \hat{Y}_{it+1}^T / \hat{Y}_{it+1}^P \right)^* \quad \forall i \quad (14)$$

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 (11), 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.

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 heterocedasticidade de formato desconhecido entre as observações. Nesse caso, o verdadeiro DGP não pode ser replicado pelo DGP *bootstrap*. Para contornar esse problema, Wu (1986) propõe a utilização da técnica denominada *wild bootstrap*.¹⁰ 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:

$$\ln \left(1 + \hat{Y}_{it+1}^T / \hat{Y}_{it+1}^P \right)^* = \ln \left(1 + \hat{Y}_{it}^T / \hat{Y}_{it}^P \right) \cdot e_{it+1}^* \quad (15)$$

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

onde $\ln\left(1 + \hat{Y}_{it}^T / \hat{Y}_{it}^P\right)$ 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 $E\left(e_{it+1}^*\right) = 1$ e $Var\left(e_{it+1}^*\right) = 1$. Dessa forma, como o termo $\ln\left(1 + \hat{Y}_{it}^T / \hat{Y}_{it}^P\right)$ é constante na construção da pseudo-amostra, o termo aleatório $\ln\left(1 + \hat{Y}_{it}^T / \hat{Y}_{it}^P\right) \cdot e_{it+1}^*$ segue uma distribuição heterocedástica $N\left(\ln\left(1 + \hat{Y}_{it}^T / \hat{Y}_{it}^P\right), \ln\left(1 + \hat{Y}_{it}^T / \hat{Y}_{it}^P\right)\right)$.

Na aplicação da técnica de *wild bootstrap*, da amostra original de valores estimados $\{\hat{c}_{1t}, \dots, \hat{c}_{it}, \dots, \hat{c}_{It}\}$, é desenhada uma nova amostra de tamanho I dessa distribuição, através 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 $\left[c_{t+1}^{*(1)} \dots c_{t+1}^{*(b)} \dots c_{t+1}^{*(B)} \right]$, 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 $\left[c_{t+1}^{*(1)} \dots c_{t+1}^{*(b)} \dots c_{t+1}^{*(B)} \right]$ é integrada. Segundo a abordagem tradicional, empregada por Elbers, Lanjouw e Lanjouw (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.

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 a família i , em $t + 1$, é definida como:

$$E\hat{U}_{it+1} = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B U_{it+1}^{*(b)} \quad (16)$$

enquanto a sua vulnerabilidade estimada será:

$$\hat{V}_{it} = \begin{cases} \left[U(z) - U(\hat{c}_{it}^P) \right] & \text{Permanente} \\ + \left[U(\hat{c}_{it}^P) - \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B U(c_{it+1}^{*(b)}) \right] & \text{Risco} \end{cases} \quad (17)$$

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 pela média desses estimadores, como na expressão (4). Dessa maneira, a análise das características relacionadas com a vulnerabilidade à pobreza é realizada simplesmente comparando-se 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 POF de 2002-2003, realizada pelo IBGE. A pesquisa compreende o período entre julho de 2002 e junho de 2003.

Em cada domicílio investigado pela POF, a unidade básica da pesquisa é identificada como a Unidade de Consumo (UC) residente. 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 confundem. Corriqueiramente, famílias, ou UCs, conviventes em um mesmo domicílio constituem um problema na mensuração e na análise das condições de vida da população. Isso porque não se conhece ao certo a relação de dependência entre UCs conviventes. Como essas UCs só representam 0,56% da população, opta-se por 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 constituem potenciais unidades de orçamento da UC, segundo a própria pesquisa.

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, ponderados (divididos) pelas linhas de pobreza sugeridas por Rocha (2003). Tais 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 1.

Considerando-se que o plano amostral da POF inclui aspectos que definem um plano amostral complexo, 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 pseudoverossimilhança, considerando os estratos e as Unidades Primárias de Amostragem (UPA) da amostra.

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 maiores 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. Desse valor, 63,5% provêm 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.

TABELA 1

Estatísticas descritivas das variáveis

Variável	Média	Erro-padrão
Gastos com consumo <i>per capita</i> ^a	3,7404	0,0505
Renda familiar <i>per capita</i> ^a	4,7844	0,0797
Gastos com consumo total (R\$)	16.935,43	227,82
Renda familiar total (R\$)	21.517,89	358,51
Renda familiar do trabalho (R\$)	13.671,44	223,36
Renda familiar de ativos (R\$)	3.050,14	113,18
Transferências permanentes (R\$)	2.788,62	80,95
Outras transferências (R\$)	162,63	29,09
Total de outras rendas (R\$)	1.845,06	106,48
Estrutura demográfica da família		
Número de membros da família	3,6288	0,0156
Número quadrático de membros	16,5100	0,1418
Número cúbico de membros	91,1495	1,3257
Proporção de homens na família		
Entre 0 e 5 anos de idade	0,0450	0,0008
6 e 10 anos	0,0384	0,0007
Número de observações	47.407	
Tamanho da população de famílias	47.329.693	
Proporção na família de homens		
Entre 11 e 14 anos de idade	0,0321	0,0007
15 e 19 anos	0,0433	0,0009
20 e 34	0,1320	0,0019
35 e 49	0,0995	0,0016
50 e 59	0,0435	0,0012
Mais de 60	0,0557	0,0015
Proporção de mulheres na família		
Entre 0 e 5 anos de idade	0,0432	0,0009
6 e 10	0,0376	0,0007
11 e 14	0,0312	0,0007
15 e 19	0,0436	0,0008
20 e 34	0,1268	0,0016
35 e 49	0,1011	0,0014
50 e 59	0,0494	0,0012
Mais de 60 anos	0,0776	0,0019
Número de observações	47.407	
Tamanho da população de famílias	47.329.693	
Número de estratos	443	
Número de UPAs	3.992	
Graus de liberdade	3.549	

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

^a Valor padronizado com linha de pobreza igual a 1.

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, Greer e Thorbecke (1984), expressas como P0, P1 e P2, e de funções CRRA, 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 (6) e (7) estimadas não são analisadas em detalhes. Os resultados dessas regressões estão retratados no anexo, tabelas A.1 e A.2. Segundo a tabela 2, estima-se que, da renda familiar média observada, cerca de 82% são 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).

TABELA 2

Estatística das rendas anuais permanente e transitória estimadas das famílias

Variável	Média	Erro-padrão
Renda permanente do trabalho	11.250,84	167,76
Desvio transitório da renda do trabalho	1,293573	0,008718
Renda permanente de ativos	3.734,24	93,86
Desvio transitório da renda de ativos	0,853115	0,100825
Renda familiar permanente	17.773,70	232,65
Desvio transitório da renda familiar permanente	1,226271	0,008180
Número de observações	47.407	
Tamanho da população	47.329.693	
Número de estratos	443	
Número de UPAs	3.992	
Graus de liberdade	3.549	

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

Com os componentes permanente e transitório das rendas definidos por família, são estimadas as regressões correspondentes à função de consumo (8) (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 maior propensão a gastar sua renda esperada e poupar ganhos transitórios. Contudo, cabe salientar que a elasticidade do consumo à renda transitória é elevada, o que demonstra que as famílias estão, em média, muito vulneráveis a choques.

As funções centradas nos quantis de 10%, 30%, 50% e 70% mostraram uma sensibilidade muito semelhante a ambos os componentes da renda familiar. Em termos gerais, verifica-se que as famílias gerenciam, em parte, a incerteza na

TABELA 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
Constante ^a	0,861666	1,276000	1,645598	2,084348	2,857096
Soma de desvios da linha	14.378,48	28.831,27	33.733,89	30.048,52	15.531,57
sobre	8,21010	8,83453	9,27648	9,75756	10,48825
Soma de desvios mínima	8.548.176	16.127.560	18.364.820	16.160.580	8.474.442
Pseudo R^2	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	47.407	47.407	47.407	47.407	47.407
Tamanho da população	47.329.693	47.329.693	47.329.693	47.329.693	47.329.693

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

Nota: Coeficientes significativos a 1% sombreados.

^a Variáveis de controle omitidas.

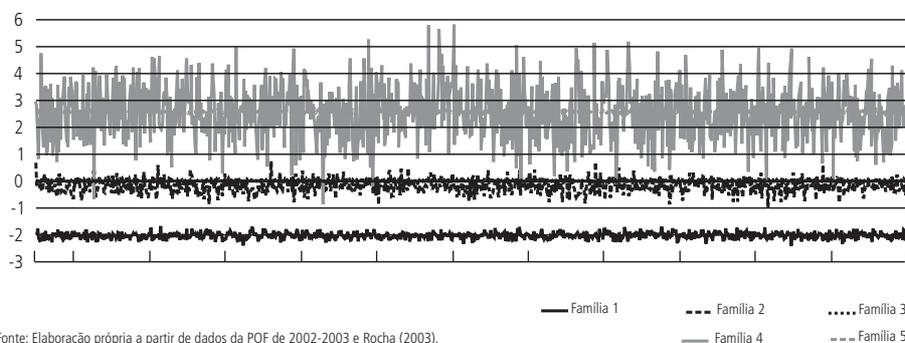
sua renda com medidas de caráter *ex ante*, por meio de uma poupança de precaução, e de caráter *ex post*, na antecipação do choque transitório. De acordo com essas regressões, nos quatro primeiros quantis, a elasticidade do consumo à renda permanente é de aproximadamente 0,8, enquanto a elasticidade 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.

5.2 Resultados das medidas de vulnerabilidade estimadas

Com a geração de mil pseudo-amstras 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.

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 0. Por essa 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 a família 3, apesar de muito próxima à linha, nunca

GRÁFICO 1
Simulação do logaritmo do consumo equivalente
para cinco das famílias da amostra



transita para baixo 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, são calculadas as medidas de vulnerabilidade individual (ou familiar), 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-se a correlação dessas medidas com os indicadores de pobreza (P0, P1 e P2) observados, na tabela A.3 do 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 subentendido 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 A.3, 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 no anexo, na tabela A.4. 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-se 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 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.

Ao contrário das medidas derivadas da função P_α , a vulnerabilidade medida pela função CRRA vai de menos infinito a mais infinito. Nesse caso, o sinal negativo significa que a média das utilidades esperadas individuais é maior que a utilidade na linha de pobreza, enquanto o sinal positivo demonstra o contrário. Além disso, quanto maior o grau de aversão ao risco assumido na forma funcional, maiores serão os valores médios da vulnerabilidade. Ou seja, pode-se esperar que a medida $V(\text{CRRA3})$ possua valor médio maior que a medida $V(\text{CRRA1})$, por exemplo.

Analisando-se os componentes das diversas medidas da tabela A.4, identifica-se que, apesar de a vulnerabilidade permanente ser relativamente baixa na região Sudeste, o risco é elevado, devido à maior variabilidade no consumo das famílias e dos indivíduos. Apesar de as diferenças entre as regiões Norte e Centro-Oeste

variarem de acordo com a medida de vulnerabilidade total adotada, essas regiões 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 da maior incerteza sobre o consumo. De 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, sobretudo considerando-se a medida V(CRRA3), 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 a outras áreas urbanas semelhantes na composição da vulnerabilidade à pobreza.

A tabela 4 apresenta as medidas agregadas dos componentes de vulnerabilidade das famílias, excluídas aquelas com somente um integrante, segundo suas características e as 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. Comparadas 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 a de pessoas mais jovens. Da mesma forma, a vulnerabilidade da família é menor, nos dois componentes, quanto mais velho for seu chefe.

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, em que 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 o 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.

No gráfico 2, observa-se que as medidas de vulnerabilidade permanente possuem certa declividade no ciclo de vida. Os indivíduos possuem uma privação esperada no consumo maior até os dez anos de idade, diminuindo até os 20 anos e se estabilizando até os 40. Após essa idade, o nível de consumo esperado aumenta gradualmente. No gráfico 3, com exceção da medida baseada na função CRRA3, não se constata 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 certa estabilidade nesse ciclo.

TABELA 4

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

Famílias	Medida de vulnerabilidade pela especificação					
	P0	P1	P2	CRRA1	CRRA2	CRRA3
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 + 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	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
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 + 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	0,02094	0,01683	0,01222	-0,02210	0,07988	0,60731
Com mais de 60	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

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

GRÁFICO 2

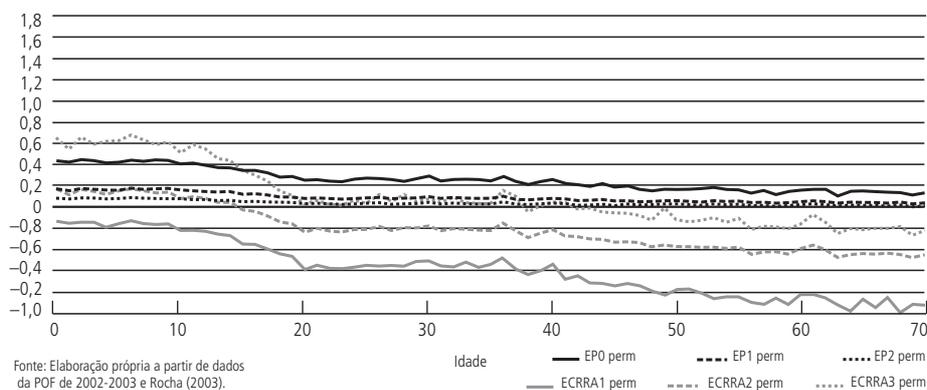
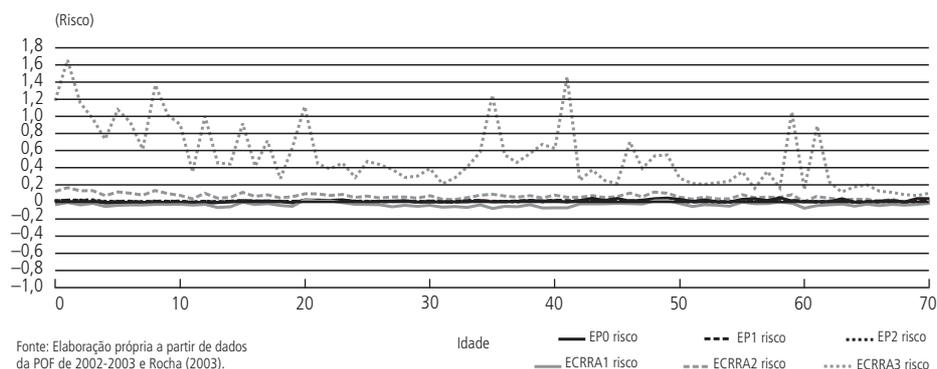
Medida de vulnerabilidade permanente individual por idade

GRÁFICO 3

Medida de vulnerabilidade de risco individual por idade

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 a 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 à função de utilidade na linha de pobreza, $EU(c_{it+1}^*) \geq U(z)$, ou seja, a medida de vulnerabilidade total é negativa. 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 a alta vulnerabilidade da pessoa é a elevada volatilidade nos gastos com consumo.

A tabela 5 reproduz a proporção de indivíduos segundo a classificação proposta, com função CRRA3 especificada. Os resultados com as especificações

TABELA 5

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		178.015		
Tamanho da população		1.72E+08		
Número de estratos		443		
Número de UPAs		3.992		
Graus de liberdade		3.549		

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

CRRA1 e CRRA2 estão no anexo, tabelas A.5 e A.6. Pela tabela 5, observa-se que 33% dos indivíduos no Brasil são muito vulneráveis à pobreza, sendo que, para mais de 1/5 desse número (7,3% do total), a causa principal é o elevado risco sobre o consumo. Relativamente à 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 possuem grande probabilidade de ficarem pobres futuramente. Além disso, nem todos os pobres são vulneráveis devido a um baixo nível de consumo esperado; a vulnerabilidade de parte deles pode ser explicada principalmente pelos riscos incorridos. Esses pobres, assim como os pobres pouco vulneráveis, podem estar em uma situação de pobreza transitória, com grande probabilidade de deixar a pobreza futuramente.

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 desocupados¹¹ ou em posições como empregado temporário rural e empregado doméstico. No grupo dos muito vulneráveis, com exceção dos empregadores, entre os quais a principal razão da situação é o risco, e dos empregados rurais temporários, cujo 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 a 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

11. Cabe salientar que o baixo consumo permanente dos desocupados pode ser decorrente de um problema de especificação no modelo de predição da renda do trabalho.

replicação *bootstrap*. De fato, a escassez de dados longitudinais disponíveis impõe a necessidade de simplificações metodológicas para a estimação das medidas de vulnerabilidade de forma *cross-section*. Cabe deixar claro que essas simplificações podem influenciar os resultados apresentados. Portanto, devemos considerar certo grau de cautela nas conclusões a seguir, porém sem deixar de lado sua importância.

As medidas estimadas de vulnerabilidade agregada, com base na família de funções de Foster, Greer e Thorbecke (1984), levam à 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, corrobora-se a idéia de que os pobres são os mais vulneráveis, principalmente porque apresentam um baixo nível de consumo permanente. Esse resultado corrobora ainda o que foi encontrado por Ribas, Machado e Golgher (2005), confirmando o elevado componente crônico na pobreza brasileira. Contudo, verifica-se que a pobreza possui uma correlação mais fraca com os indicadores de risco e que esses indicadores estão negativamente associados à vulnerabilidade permanente. Essa constatação é o que Wood (2003) chama de “barganha faustiana”, em que 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.

Em uma situação clara 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 decorrentes da maior variabilidade desse consumo. 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 relacionada a um maior nível de consumo da família juntamente com uma variabilidade maior.

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 o 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.

O fato de apenas 7% dos não-pobres serem vulneráveis aponta que não é necessária tanta preocupação com quem não está na pobreza, ao contrário do que afirma parte da literatura sobre o tema (MORDUCH, 1994). Contudo, o elevado componente crônico da pobreza brasileira, identificado por Ribas, Machado e Golgher (2005), pode ser fruto das incertezas encaradas pela população de baixa renda. Na busca por maior segurança em torno de uma condição mínima de sobrevivência, a condição crônica seria reflexo da falta de incentivo em investimentos de longo prazo por parte das famílias.

Dessa forma, esforços políticos que busquem aumentar o nível de renda e de consumo das famílias de maneira direta são necessários, mas não suficientes para a melhoria do bem-estar da população. Além disso, melhorias 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 risco.

Finalmente, apesar das limitações dos resultados decorrentes de algumas fortes suposições impostas, cabe enfatizar que um dos interesses deste artigo é o de dar início a uma discussão sobre a definição e a mensuração de vulnerabilidade no Brasil. A idéia é abrir esse debate já de maneira avançada e formalizada, de acordo com o que vem sendo discutido na literatura internacional sobre o tema. Uma agenda de pesquisa nessa área, de crucial relevância em termos políticos, envolveria primeiramente avanços sobre o modelo aqui colocado de forma a relaxar algumas suposições. Uma segunda sugestão de avanço seria na questão dos dados. A Pesquisa Mensal de Emprego (PME) e a Pnad poderiam subsidiar estimações utilizando a POF, através de suas informações longitudinais em painel e pseudopainel. Acredita-se ainda que, com a expectativa de uma nova pesquisa amostral domiciliar a ser implementada nos próximos anos pelo IBGE, as possibilidades de estudo sobre o tema se ampliarão.

ABSTRACT

Although several households are not currently poor, some of them are susceptible to be poor in the future due to conjunctural or idiosyncratic events. This susceptibility is related to a vulnerability concept that represents the well-being loss caused by the uncertainty of events and the absence of effective instruments to manage it. Following this concept, the objective of this paper is to analyze the well-being of the Brazilian population by means of a consumption function, adding dynamic vulnerability aspects to static assessments of poverty. The database that was used is the National Household Budget Survey (POF) 2002-2003 from IBGE, which has information for only one period. Due to this restriction, a bootstrap algorithm was 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, mainly

because of the low level of expected consumption. However, it was found that the low level of permanent consumption is associated to reduction in risks.

REFERÊNCIAS

- ALWANG, J.; SIEGEL, P. B.; JORGENSEN, S. L. *Vulnerability: a view from different disciplines*. Washington D.C.: Social Protection Unit in the World Bank, 2001 (Discussion paper, n. 115).
- 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.
- BEARD, S. The social security system. *Vital Speeches of the Day*, v. 65, n. 5, p. 147-148, 1998.
- CABALLERO, R. J. Consumption puzzles and precautionary saving. *Journal of Monetary Economics*, v. 25, p. 113-136, 1990.
- CHAUDHURI, S. *Empirical methods for assessing household vulnerability to poverty*. Columbia University, 2000. Unpublished.
- CHAUDHURI, S.; JALAN, J.; SURYAHADI, A. *Assessing household vulnerability to poverty from cross-sectional data: a methodology and estimates from Indonesia*. Columbia University: Department of Economics, 2002 (Discussion paper, n. 102-152).
- CHRISTIAENSEN, L.; SUBBARAO, K. *Towards an understanding of vulnerability in rural Kenya*. IFPRI-World Bank Conference on Risk and Vulnerability: Estimation and Policy Implications, Washington D.C., 2002.
- DAVIDSON, R.; FLACHAIRE, E. *The wild bootstrap, tamed at last*. Queen's Institute of Economic Research, 2001 (Working paper, n. 1.000).
- DEATON, A. *The analysis of household surveys: a microeconomic approach to development policy*. Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1997.
- DEATON, A.; MUELLBAUER, J. *Economics and consumer behavior*. Cambridge: Cambridge University Press, 1980.
- DERCON, S.; KRISHNAN, P. Vulnerability, seasonality and poverty in Ethiopia. *Journal of Development Studies*, v. 36, n. 6, p. 25-53, 2000.
- EFRON, B. Bootstrap methods: another look at the Jackknife. *Annals of Statistics*, v. 7, p. 1-26, 1979.
- 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 University Press, 1957.
- GAIHA, K.; IMAI, K. *Vulnerability, shocks and persistence of poverty – estimates for semi-arid rural South India*. University of Oxford, Department of Economics, 2002 (Discussion paper, n. 128).
- HODDINOTT, J.; QUISUMBING, A. *Methods for micro-econometric risk and vulnerability assessments*. Social protection unit in the World Bank, 2003 (Discussion paper, n. 324).
- HOROWITZ, J. L. *The Bootstrap*. University of Iowa: Department of Economics, prepared for the Handbook of Econometrics, v. 5, 1999.
- 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*. United Nations University: WIDER, 2002 (Discussion paper, n. 2002/58).
- KOENKER, R. W.; BASSETT, G. Regression quantiles. *Econometrica*, v. 46, n. 1, p. 33-50, 1978.
- KÜHL, J. J. *Household poverty and vulnerability: a bootstrap-approach*. New Haven: Northeast Universities Development Consortium Conference, Yale University, 2003.
- LIGON, E.; SCHECHETER, L. Measuring vulnerability. *Economic Journal*, v. 113, n. 486, p. C95-C102, 2003.
- *Evaluating different approaches to estimating vulnerability*. Social Protection Unit in the World Bank, 2004 (Discussion paper, n. 410).
- MAMMEN, E. Bootstrap and wild bootstrap for high dimensional linear models. *Annals of Statistics*, n. 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, NBER, 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. Permanent household income and consumption in urban South America. *American Economic Review*, v. 69, n. 3, p. 355-368, 1979.
- PESSOA, D. G. C.; SILVA, P. L. N. *Análise de dados amostrais complexos*. Rio de Janeiro: IBGE, 1998.
- PRITCHETT, L.; SURYAHADI, A.; SUMARTO, S. *Quantifying vulnerability to poverty: a proposed measure, with application to Indonesia*. SMERU Research Institute, 2000 (Working paper, n. 83).
- RIBAS, R. P.; MACHADO, A. F.; GOLGHER, A. B. Flutuações e persistência na pobreza: uma análise de decomposição transitória-crônica para o Brasil. *Anais do XXXIII Encontro Nacional de Economia*, Natal, Anpec, 2005.
- ROCHA, S. *Pobreza no Brasil: afinal, de que se trata?* Rio de Janeiro: FGV, 2003.
- SILVA, F. A. R.; TAFNER, P. (Eds.). *Brasil: o estado de uma nação*. Rio de Janeiro: Ipea, 2005.
- SURAHADI, A.; SUMARTO, S. *The chronic poor, the transient poor, and the vulnerable in Indonesia before and after crisis*. SMERU Research Institute, 2001 (Working paper, n. 113).
- 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*, v. 14, p. 1.261-1.295, 1986.

(Originais recebidos em março de 2007. Revistos em julho de 2007.)

ANEXO
TABELA A.1
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		
Número de membros da família	0.63380	0.80615	0.88310	0.79592	0.83047	0.82055	0.56562	0.80935	1.41423	0.67044		
Número quadrático de membros	-0.06886	-0.09264	-0.10638	-0.08491	-0.10403	-0.10080	-0.05705	-0.08377	-0.21142	-0.08336		
Número 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	0.36650	0.10996	-0.19547	-0.12117	-0.12846	0.76916	0.01112	0.36567	-0.54548	0.16125		
11 e 14 anos	0.16464	-0.06636	0.23393	0.25759	0.26890	0.81925	0.31818	0.82504	0.07798	0.37766		
15 e 19	0.77699	1.00962	0.77502	0.99017	0.86667	1.09514	1.15406	1.75127	1.24162	0.92155		
20 e 34	1.93946	2.08114	2.14787	2.15193	2.00678	2.29747	1.75340	2.85527	1.65832	1.56790		
35 e 49	1.94096	2.03684	2.06475	2.04183	1.91938	2.26112	1.82479	2.57532	1.38714	1.65531		
50 e 59	1.26087	1.36331	1.42207	1.26618	1.28951	2.00690	1.28304	2.24807	0.89368	1.41624		
Mais de 60 anos	0.52954	0.42067	0.64370	0.49566	0.61366	1.63798	0.81370	1.83335	0.89451	1.05913		

(continua)

(continuação)

Covariantes	Coeficientes														
	Área urbana							Área rural							
	N	NE	SE	S	CO	N	NE	SE	S	CO	N	NE	SE	S	CO
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	0.83982	0.30123	0.54173	0.09239	0.12660
11 e 14 anos	0.20607	0.06845	-0.09482	0.10796	0.10126	0.83982	0.30123	0.54173	0.09239	0.12660	1.04903	0.63683	1.25757	0.76661	0.64676
15 e 19	0.89791	0.73202	0.68492	0.72114	0.75082	1.04903	0.63683	1.25757	0.76661	0.64676	1.5748	1.14082	2.14647	1.34993	1.10440
20 e 34	1.60851	1.84240	1.80170	1.59644	1.64390	1.5748	1.14082	2.14647	1.34993	1.10440	1.60550	0.79573	1.96793	1.33046	0.95446
35 e 49	1.76940	1.57520	1.57502	1.46119	1.35744	1.60550	0.79573	1.96793	1.33046	0.95446	1.29642	0.80563	1.89178	1.03381	0.86554
50 e 59	1.39929	1.01695	1.11453	1.11163	1.00266	1.29642	0.80563	1.89178	1.03381	0.86554	1.11661	0.75179	1.76754	0.78659	0.60430
Mais de 60 anos	0.51394	0.59522	0.46883	0.45811	0.37258	1.11661	0.75179	1.76754	0.78659	0.60430	0.06533	0.11793	0.15448	0.00588	0.11794
Chefe de família															
Casado	0.18310	0.11298	0.03373	0.24704	0.04238	0.06533	0.11793	0.15448	0.00588	0.11794	-0.15420	-0.06531	0.20280	0.01202	0.21230
Mulher	-0.17043	-0.10315	0.01792	0.15602	-0.04730	-0.15420	-0.06531	0.20280	0.01202	0.21230	-0.07526	-0.03888	-0.18187	-0.17895	-0.16737
Não-branco	-0.11200	-0.08194	-0.15266	-0.23753	-0.10840	-0.07526	-0.03888	-0.18187	-0.17895	-0.16737	0.01580	0.01394	0.00685	0.00698	0.00368
Idade	0.03200	0.03391	0.03976	0.02769	0.02538	0.01580	0.01394	0.00685	0.00698	0.00368	-0.00017	-0.00006	-0.00003	-0.00001	0.00000
Idade quadrática	-0.00024	-0.00020	-0.00023	-0.00015	-0.00014	-0.00017	-0.00006	-0.00003	-0.00001	0.00000	(continua)				

(continuação)

Covariantes	Coeficientes												
	Área urbana						Área rural						
	N	NE	SE	S	CO	N	NE	SE	S	CO			
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			
Ensino médio completo	-0.74950	-0.86439	-0.66019	-0.70089	-0.89306	-	-	-	-	-			
Posição na ocupação do chefe ^a													
Empregado privado	0.35617	0.76373	1.08156	0.70236	0.61536	1.23232	0.90556	1.26474	0.44378	1.08574			
Empregado público	0.67559	0.96673	1.30169	0.95017	0.97943	1.44651	1.10865	1.44020	0.63125	1.42453			
Empregado doméstico	0.04952	0.42643	0.67197	0.31800	0.25612	0.96826	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	0.15202	0.49697	0.76312	0.51842	0.53731	1.08392	0.57477	1.03763	0.46127	0.94250			
Não-remunerado/auto-consumo	-0.48343	-0.32667	-0.11335	-0.18187	-0.44897	0.45927	-0.19319	0.02896	-0.35676	-0.37696			
Ocupado em outra posição	-0.67368	-0.44767	-0.40663	-0.73099	-0.64299	-0.46376	-0.57304	-0.79679	-0.50805	-0.83898			
Residente em área metropolitana	-0.03626	0.23958	0.22587	0.28066	-	-	-	-	-	-			

(continua)

(continuação)

Covariantes	Coeficientes														
	Área urbana							Área rural							
	N	NE	SE	S	CO	N	NE	SE	S	CO	N	NE	SE	S	CO
<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	4.554	13.674	6.525	4.847	6.219	1.898	4.072	1.784	1.003	1.573					
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	1.271	616	460	621	114	244	92	49	85					
Graus de liberdade	375	1.167	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 ²	0.6374	0.6935	0.7093	0.7323	0.6804	0.5535	0.5518	0.6532	0.5793	0.5892					

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

Nota: Coeficientes significativos a 1% sombreados e a 5% em itálico. "-" - variável omitida.

^a A referência é o chefe desocupado.

TABELA A.2
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		
Número de membros da família	596.792	356.476	2.075.046	285.298	1.039.163	233.983	45.409	-2.543	-245.682	52.340		
Número quadrático de membros	-71.796	-30.387	-328.417	1.890	-184.136	-33.634	-4.511	-11.713	51.752	-11.024		
Número 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	1.548.559	125.316	-716.738	29.528	432.196	-47.211	-1.191.811	-	243.820		
11 e 14 anos	-40.725	302.115	558.842	-792.263	-292.230	49.621	-116.246	-532.052	492.857	-526.063		
15 e 19	754.696	1.395.744	488.689	573.884	-296.509	268.936	5.037	181.877	-368.699	300.174		
20 e 34	916.945	1.209.880	-1.091.192	-323.552	-243.559	490.046	171.484	-216.988	164.973	157.206		
35 e 49	972.878	1.194.546	288.412	883.642	-138.604	711.940	190.371	-241.948	429.551	-274.496		
50 e 59	1.054.807	771.007	2.090.029	880.070	191.346	515.400	40.644	77.416	390.084	-87.011		
Mais de 60	1.322.139	1.046.043	1.890.829	1.855.857	759.773	662.163	62.357	-557.087	442.656	-307.909		

(continua)

(continuação)

Covariantes	Coeficientes														
	Área urbana							Área rural							
	N	NE	SE	S	CO	N	NE	SE	S	CO	N	NE	SE	S	CO
Proporção na família de mulheres															
Entre 6 e 10 anos de idade	-193.299	156.945	-2.342.392	-1.074.376	-239.760	-60.079	98.625	560.533	-	-605.527					
11 e 14 anos	241.356	-457.071	-1.184.832	-292.996	-830.043	90.591	-28.427	1.216.338	1.037.796	-425.769					
15 e 19	529.563	790.872	-174.245	-753.497	-326.159	114.818	126.733	-59.527	1.168.841	229.098					
20 e 34	716.322	326.910	-1.197.483	-1.788.104	-171.733	75.119	5.941	107.904	4.360	452.713					
35 e 49	1.060.132	1.005.310	-1.479.749	636.416	1.016.994	51.264	58.480	-3.588	48.153	-479.260					
50 e 59	1.313.110	2.339.420	2.312.995	1.071.747	1.032.548	249.124	181.373	-64.335	365.620	-1.061.008					
Mais de 60	1.796.498	1.683.504	2.002.441	1.210.114	1.685.241	217.483	72.981	89.980	344.578	-882.630					
Chefe de família															
Casado	-42.619	-156.233	-626.531	304.440	-255.594	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	-140.393	37.641	-95.257	-189.115	-188.383					
Idade	44.250	27.758	102.341	174.185	49.534	13.004	4.494	22.210	12.338	25.288					
Idade quadrática	-0.24546	-0.07579	-0.60113	-130.123	-0.20148	-0.11287	-0.01895	-0.09839	-	-0.01462					

(continua)

(continuação)

Covariantes	Coeficientes												
	Área urbana						Área rural						
	N	NE	SE	S	CO	N	NE	SE	S	CO			
Escolaridade do chefe													
Sem escolaridade	-927.323	-1.013.738	-3.000.806	-905.678	-1.823.658	-456.953	4.757	-585.770	-435.650	-770.698			
Ensino primário incompleto	-832.173	-612.457	-2.740.711	-783.978	-1.505.362	-321.286	44.928	-357.743	-77.779	-608.194			
Ensino primário completo	-568.974	-601.449	-2.604.362	-865.069	-1.370.933	-252.212	106.912	-208.210	288.610	-432.081			
Ensino fundamental completo	-503.309	-517.167	-2.440.565	-848.567	-1.053.981	-113.991	360.014	-201.414	291.894	-433.542			
Ensino médio completo	-66.229	-108.408	-1.911.630	87.297	-996.860	-	-	-	-	-			
Valor das 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	145.640	334.219	159.586	303.842	140.293	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	1.107.880	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	147.583	664.541	393.105	353.010			
2 grandes bens duráveis	889.451	1.248.656	620.046	1.137.098	906.643	194.519	6.451.495	920.259	-	430.789			
1 veículo motorizado	411.719	520.665	1.013.975	622.262	485.886	165.019	-1.109	328.656	446.564	249.084			
2 veículos motorizados	889.109	1.628.265	2.899.428	2.212.064	604.666	214.711	9.372	176.270	-	202.688			
Residente em área metropolitana	739.487	475.836	755.407	944.585	-	-	-	-	-	-			

(continua)

(continuação)

Covariantes	Coeficientes														
	Área urbana							Área rural							
	N	NE	SE	S	CO	N	NE	SE	S	CO	N	NE	SE	S	CO
<i>Dummies para outliers</i>															
Positivo 1	12.777.74	25.017.97	32.530.29	35.238.49	14.146.93	6.561.59	2.758.41	21.764.25	10.341.19	11.490.67					
Positivo 2	14.522.93	31.175.50	43.362.04	35.449.01	12.617.83	7.486.89	3.105.22	18.715.63	14.753.41	12.463.57					
Positivo 3	48.895.98	167.783.10	194.691.90	237.441.40	31.411.07	27.852.18	9.944.76	46.635.54	36.811.73	19.487.18					
Negativo 1	-7.582.46	-	-14.341.59	-6.158.14	-12.209.50	-	-5.647.93	-21.674.94	-	-					
Negativo 2	-	-	1.239.91	10.669.62	-37.701.19	-	-1.328.63	-840.03	-	-					
Negativo 3	-	-	-	-	1.961.90	-	-	-	-	-					
Constante	-1.962.22	-2.114.29	-4219.30	-5.502.12	-1.603.69	156.73	79.55	465.25	445.86	734.33					
Sigma	1.930.125	4.340.709	6.792.218	6.139.102	2.586.186	817.944	519.833	2.064.122	1.336.953	1.592.778					
Observações censuradas	729	2.429	1.188	822	1.370	71	173	168	80	76					
Número de observações	4.760	14.044	6.668	4.927	6.475	1.939	4.169	1.811	1.014	1.600					
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	1.271	616	460	621	114	244	92	49	85					
Graus de liberdade	375	1.167	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					

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

Notas: Coeficientes significativos a 1% sombreados e a 5% em itálico. "-" - variável omitida.

TABELA A.3
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)	V(CRRA3)
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	

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

Nota: "-" Valor não-significativo a 1%.

TABELA A.4

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	Metro- politana	Outras urbanas
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

(continua)

(continuação)

	Total	Região					Área		
		N	NE	SE	S	CO	Rural	Metro- politana	Outras urbanas
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

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

TABELA A.5

Proporção de indivíduos por categoria de vulnerabilidade, especificação CRR1

	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		178.015		
Tamanho da população		1.72E+08		
Número de estratos		443		
Número de UPAs		3.992		
Graus de liberdade		3.549		

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

TABELA A.6

Proporção de indivíduos por categoria de vulnerabilidade, especificação CRR2

	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		178.015		
Tamanho da população		1.72E+08		
Número de estratos		443		
Número de UPAs		3.992		
Graus de liberdade		3.549		

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