

A IMPUTAÇÃO DA RENDA NÃO-TRABALHO NA PESQUISA MENSAL DE EMPREGO (PME/IBGE) E SEU PROVEITO EM ANÁLISES DINÂMICAS DE POBREZA E DESIGUALDADE*

Rafael Perez Ribas

Mestre em Economia pela UFMG
Pesquisador do Centro Internacional de Pobreza (IPC/UNDP)

Ana Flávia Machado

Doutora pela UFRJ
Professora do Departamento de Economia e do CEDEPLAR/UFMG

Classificação JEL: C30; C81; I32.

Resumo

O painel da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do IBGE é, sem dúvida alguma, uma das bases de dados mais ricas do Brasil para investigações de fenômenos relativos ao mercado de trabalho. Isso devido a sua natureza longitudinal. Entretanto, por enfatizar apenas o mercado de trabalho, seu questionário traz apenas informações relativas a esta fonte de renda, não considerando outros tipos de rendimentos, como pensões, aposentadorias, transferências sociais, etc. Dada esta limitação, este artigo apresenta uma proposta para aumentar a utilidade da atual PME. Esta proposta consiste em imputar a renda não-trabalho, utilizando um sistema de equações estimado com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), também conduzida pelo IBGE. Além de descrever o modelo de imputação e sua consistência em termos de reprodução na PME dos mesmos indicadores da PNAD, o artigo levanta alguns fatos estilizados sobre pobreza e desigualdade em Regiões Metropolitanas (RMs) brasileiras. A natureza dinâmica destes fatos estilizados os impossibilita de serem levantados com o uso de outra base de dados no Brasil que não seja a própria PME imputada. Os resultados contemplam basicamente os seguintes pontos: sazonalidade e tendência da pobreza e da desigualdade; taxas de transição para fora e para dentro da pobreza; e comparação entre as incidências de pobreza crônica e pobreza observada.

Palavras-chave: Pesquisa Mensal de Emprego; Método de Imputação; Renda Domiciliar per capita; Desigualdade e Pobreza.

Abstract

The panel data of the Brazilian Monthly Employment Survey (PME/IBGE) is actually one of the richest datasets for analysis of labor market in Brazil. The reason is its longitudinal design. Since it is only addressed to labor market investigations, its questionnaire fields only information related to labor income though, not considering other types of income sources, such as pensions, retirement benefits, social transfers, etc. Given such a limitation, this paper

* Os autores agradecem Paulo Picchetti, Fábio Monteiro Vaz, Guilherme Issamu Hirata e Marcelo Côrtes Neri, por sugestões prévias a este trabalho, e Sergei Soares e Ana Maria Hermeto de Oliveira, por críticas e comentários. As sintaxes usadas neste artigo encontram-se à disposição para todos que as queiram usar. Pedidos podem ser feitos através dos e-mails afmachad@cedeplar.ufmg.br e rpribas.rs@gmail.com.

presents a proposal to improve PME's utility. This proposal consists of imputing non-labor income at PME, based on an equation system estimated by means of the Brazilian Household Survey (PNAD/IBGE). Besides describing this imputation model and its consistency in reproducing the same statistics at both PME and PNAD, the paper presents some stylized facts on the dynamics of poverty and inequality in Brazilian Metropolitan Regions (MRs). Due to their dynamic feature, it is indeed impossible to estimate these facts using another Brazilian data that not the imputed PME. Our results basically regard the following issues: seasonality and tendency of poverty and inequality; rates of transition into and out of poverty; and comparison between the incidence rates of chronic poverty and observed poverty.

Keywords: Brazilian Monthly Employment Survey; Imputation Model; Household per capita Income; Poverty and Inequality.

Introdução

A pobreza, definida como uma situação de incapacidade em suprir necessidades básicas, pode ser medida por intermédio de indicadores de renda ou de consumo comparados a um valor mínimo de referência ou linha de pobreza. No Brasil, a disponibilidade quase que anual da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), que contém informações sobre diversas fontes mensais de renda das famílias, concretizou a abordagem monetária na mensuração do bem-estar da população, particularmente com o uso da renda domiciliar per capita. Entretanto, a PNAD dispõe de informações referentes somente ao mês de setembro de cada ano e entrevista cada domicílio, e as pessoas lá residentes, uma única vez. Tal estrutura amostral limita a investigação longitudinal de indicadores socioeconômicos, assim como a análise dinâmica de eventos compartilhados por cada família ou indivíduo.

Neste sentido, a Pesquisa Mensal de Emprego (PME) pode ser uma base de dados mais rica para a investigação de tendências, mobilidade e transições socioeconômicas. A PME é uma pesquisa domiciliar de periodicidade mensal, que apresenta um esquema de amostragem igual ao do *US Current Population Survey* (CPS). De modo a se ter maior segurança nas comparações mensais de suas estatísticas e sem impor cansaço aos informantes por serem entrevistados repetidas vezes, a PME adota um esquema de rotação de painéis. Esse esquema de rotação, chamado 4-8-4, determina que um mesmo domicílio seja entrevistado durante quatro meses seguidos, ficando fora da amostra nos oito meses seguintes e retornando à pesquisa para mais quatro entrevistas mensais.

Se a organização da PME facilita a investigação de fenômenos dinâmicos, ela também apresenta, por outro lado, suas próprias limitações. A primeira limitação é a cobertura da amostra. A pesquisa não é representativa de todo território nacional, ela só cobre as Regiões Metropolitanas (RMs) do Rio de Janeiro, de São Paulo, de Porto Alegre, de Belo Horizonte, de Recife e de Salvador. Ou seja, a PME só contempla cerca de 25% da população brasileira. A outra limitação está relacionada ao tema básico da pesquisa. A PME tem como objetivo o levantamento de questões unicamente relacionadas com o mercado de trabalho. Por essa razão, além de não conter diversas questões relacionadas à condição de vida da população como na PNAD, a informação de renda da PME é restrita a rendimentos do trabalho. Embora tal fonte de rendimento represente, em média, mais de 70% da renda dos domicílios brasileiros (Barros, Cury e Ulysea, 2007), esta informação por si só não é suficiente para o levantamento dos recursos disponíveis por família e conseqüente análise do bem-estar da população.

Alguns estudos buscaram realizar tal tipo de análise utilizando somente a informação de renda do trabalho como *proxy* para a disponibilidade de recursos. Como exemplos, podemos citar Barros, Mendonça e Neri (1995), Rocha (1996) e Machado, Ribas e Penido

(2007). Estudos como estes são frequentemente criticados por utilizarem uma medida subestimada de renda domiciliar que implica estimativas enviesadas da distribuição de renda.

A proposta deste artigo é aumentar a utilidade da atual PME através da imputação dos demais rendimentos domiciliares, possibilitando o levantamento de estatísticas socioeconômicas que não podem ser estimadas por meio de outra pesquisa domiciliar no Brasil. Para imputar as outras fontes de renda (juros, aluguéis, aposentadorias e pensões, transferências privadas e governamentais) e com isso assegurar uma estimativa mais consistente da distribuição da renda domiciliar, adaptamos a técnica proposta por Elbers, Lanjouw e Lanjouw (2003) de transpor variáveis de uma base de dados à outra. No nosso caso, imputamos os rendimentos não-trabalho na PME através de um sistema de equações estimado com os dados da PNAD¹.

Além de descrever o modelo de imputação e sua consistência em termos de reprodução na PME dos mesmos indicadores da PNAD, o artigo levanta alguns fatos estilizados sobre pobreza e desigualdade em RMs brasileiras. Os resultados contemplam basicamente os seguintes pontos: sazonalidade e tendência da pobreza e da desigualdade; taxas de transição para fora e para dentro da pobreza²; e comparação entre as incidências de pobreza crônica e pobreza observada.

Os resultados apontam que o processo sugerido de imputação da renda não-trabalho mostrou-se consistente quando comparamos as estatísticas da PME (imputada) e da PNAD. Após esta imputação, identificamos que, além de suas tendências, os números de pobreza e desigualdade nas RMs brasileiras apresentam certo padrão sazonal. Além disso, evidenciamos um elevado padrão de mobilidade para dentro e para fora da pobreza e da indigência entre os domicílios. O resultado desta mobilidade é que os indicadores socioeconômicos, calculados com base na renda domiciliar per capita levantada na PNAD, podem estar sobreestimados.

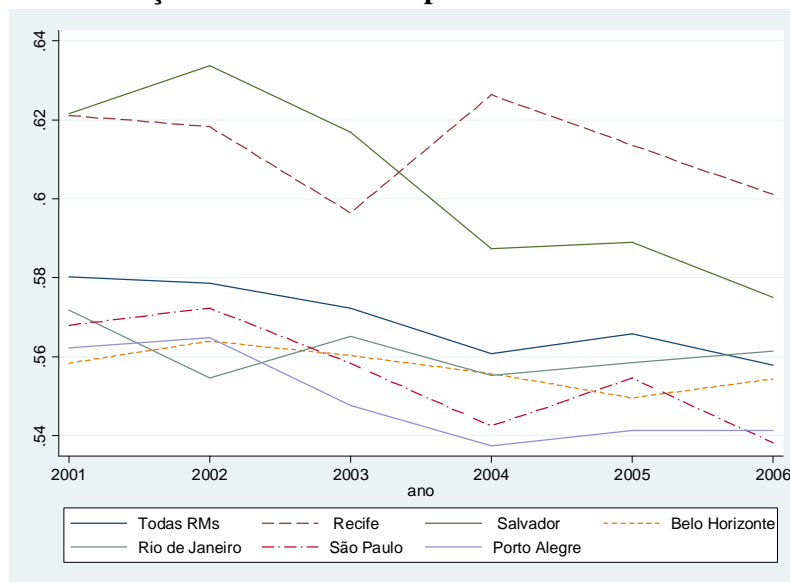
Pobreza e Desigualdade nas RMs Brasileiras

Estudos mostram que a desigualdade de renda no Brasil vem sofrendo redução nos primeiros anos deste século (Barros et al., 2006). Essa redução é atribuída, em parte, a movimentos favoráveis no mercado de trabalho, como aumento do salário mínimo e redução da taxa de desemprego, como também aos programas de transferência do governo, em especial o Bolsa Família. No âmbito das metrópoles (Figura 1), este comportamento é também verificado. Entretanto, a queda mais expressiva, de acordo com o índice de Gini, ocorre na RM de Salvador (de 0.62 para 0.58) e na RM de São Paulo (de 0.57 para 0.54). De fato, estas duas metrópoles que se assemelham em termos de elevada taxa de desemprego e baixa inatividade no período (Machado e Machado, 2007).

¹ Este processo de imputação da renda não-trabalho na PME já foi utilizado por Machado e Ribas (2008).

² Estas taxas de transição já foram analisadas por Barros, Mendonça e Neri (1995) e Machado, Ribas e Penido (2007), porém utilizando uma definição de renda domiciliar que só contempla os rendimentos do trabalho.

Figura 1
Mudanças no índice de Gini por RM entre 2001 e 2006

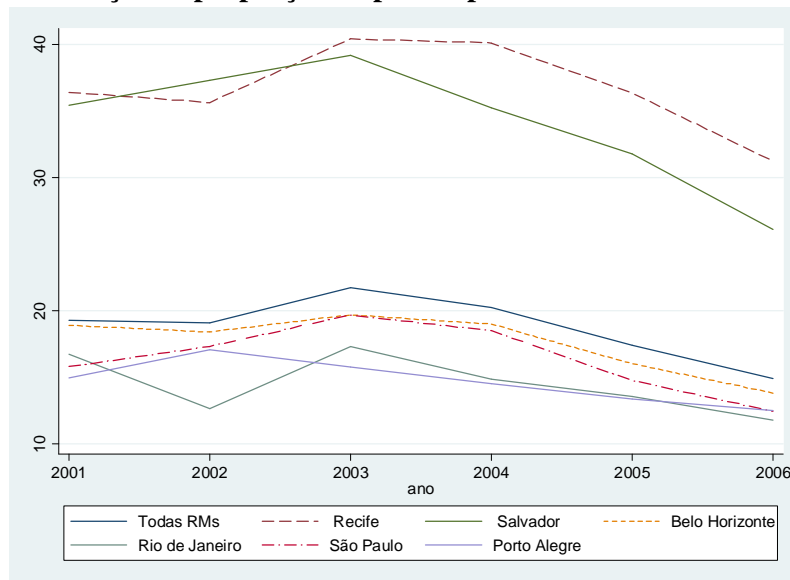


Fonte: Elaboração própria com base na PNAD 2001-2006.

Por outro lado, este mesmo comportamento de queda não é inteiramente identificado na variação da proporção de pobres. Para o cálculo da proporção de pobres, assim como de indigentes ou extremamente pobres, utilizamos sempre como referência neste artigo as linhas de pobreza e indigência calculadas por World Bank (2006).

Como pode ser visto na Figura 2, constatamos que a proporção de pobres nas RMs aumenta até 2003, diminuindo a partir de então. A exceção foi a RM de Porto Alegre, que experimenta redução já em 2002. Este aumento na pobreza como um todo acompanha a tendência de crescimento observada desde 1995, no chamado processo de urbanização da pobreza (Neri, 2005). Após 2003, quando a pobreza reduz em todas RMs, a RM de Salvador apresenta a redução mais acelerada, acompanhando a forte queda na desigualdade.

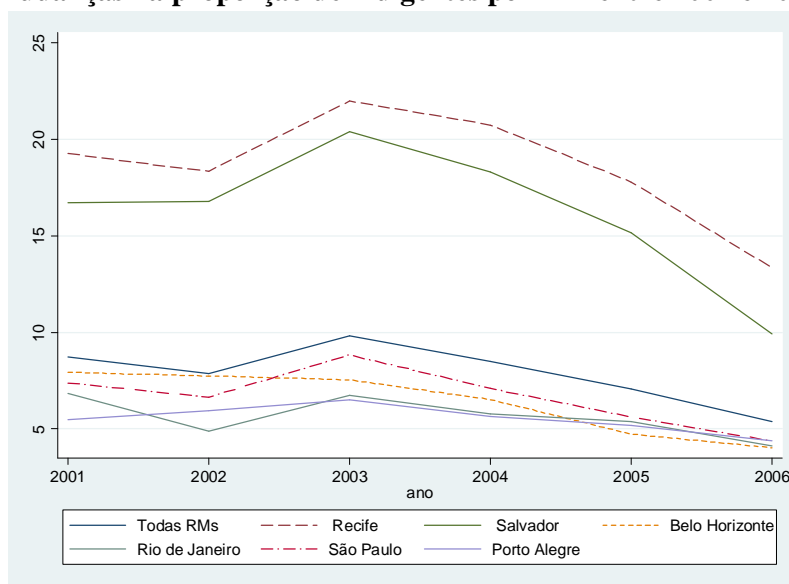
Figura 2
Mudanças na proporção de pobres por RM entre 2001 e 2006



Fonte: Elaboração própria com base na PNAD 2001-2006 e World Bank (2006).

As variações na proporção de indigentes nas RMs, na Figura 3, são as mesmas constatadas em relação às taxas de pobreza. No entanto, a RM de Belo Horizonte apresenta uma redução monotônica na indigência entre 2001 e 2006, atingindo a menor incidência entre as RMs em 2006. Novamente, a redução mais acelerada parece ser na RM de Salvador, seguida da RM de Recife. Atualmente, a proporção de indigentes nestas RMs está em menos de 15%, enquanto, nas demais RMs, a incidência da indigência está em menos de 5%.

Figura 3
Mudanças na proporção de indigentes por RM entre 2001 e 2006



Fonte: Elaboração própria com base na PNAD 2001-2006 e World Bank (2006).

Metodologia de Imputação dos Rendimentos

O método proposto de Elbers, Lanjouw e Lanjouw (2003) é geralmente utilizado na elaboração dos chamados “mapas de pobreza” (*poverty maps*). Nestes casos, a variável de renda ou consumo é estimada através de uma pesquisa amostral, que não possui representatividade a nível municipal, e imputada nos dados do censo demográfico. Em linhas gerais, consiste em estimar uma variável de interesse em função de covariáveis comuns a duas bases de dados distintas. Independente da consistência desta técnica³, no nosso caso, há duas vantagens em utilizá-la de maneira segura. A primeira vantagem é a semelhança entre os questionários da PNAD e da PME em alguns pontos. A segunda vantagem é o fato do tamanho amostral e de sua representatividade serem quase idênticas entre as duas pesquisas nas RMs.

Para imputar a renda não-trabalho nos domicílios, primeiramente, selecionamos na PNAD apenas as RMs que a PME abrange: Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre. Como aposentadoria, pensões e outras rendas (juros, aluguéis, transferências, doações, etc.) apresentam determinantes bastante diferenciados, optamos por estimar um modelo para cada tipo de renda: aposentadoria recebida pelos indivíduos; pensões recebidas pelos indivíduos; outras rendas recebidas pelos domicílios mais pobres; e outras rendas recebidas pelos domicílios mais ricos. A divisão entre “domicílios mais pobres” e “domicílios mais ricos”, neste caso, é baseada na renda domiciliar per capita provinda do trabalho e ocorre no sexto decil da sua distribuição. Esta divisão se deve à diversidade na natureza das outras rendas⁴. Entre os mais pobres, predominam rendas oriundas de programas

³ Sobre críticas à técnica de Elbers, Lanjouw e Lanjouw (2003), ver Tarozzi e Deaton (2007).

⁴ Empiricamente, o sexto decil representa o ponto de inflexão quando o valor médio das outras rendas passa de decrescente a crescente em relação à renda do trabalho per capita.

de transferências, tais como o Bolsa Família, e doações. Por outro lado, entre os mais ricos, há maior incidência de remunerações provenientes de aluguéis e juros.

Os quatro modelos de rendimentos foram estimados na PNAD utilizando o método de dois estágios de Heckman (1979). No primeiro estágio dos modelos de imputação, estimamos a probabilidade de cada domicílio ou indivíduo, de acordo com suas características, Z_i , receber determinado tipo de renda não-trabalho. Logo, utilizando dados da PNAD, estimamos a seguinte equação de probabilidade:

$$p_{k,i}^* = Z_i' \mathbf{g}_k + r_{k,i}, \quad (1)$$

onde \mathbf{g}_k é um vetor de coeficientes, $r_{k,i}$ é o termo aleatório com média zero e desvio-padrão igual a um e $p_{k,i}^*$ é a variável latente que representa a propensão da família (ou da pessoa) i em receber renda da fonte k , tal que:

se $p_{k,i}^* > 0$, ou seja, $r_{k,i} > -Z_i' \mathbf{g}_k$, $p_{k,i} = 1$, indicando que a unidade i recebe renda da fonte k ;

e

se $p_{k,i}^* \leq 0$, ou seja, $r_{k,i} \leq -Z_i' \mathbf{g}_k$, $p_{k,i} = 0$, indicando que a unidade i não recebe renda da fonte k .

Com a estimação da equação (1) através de um modelo probit, obtemos um estimador consistente para o vetor de coeficientes, $\hat{\mathbf{g}}_k$. Este estimador, combinado com a imputação de um resíduo $\hat{r}_{k,i} \sim N(0,1)$ e com o vetor Z_i , reproduz nos dados da PME uma proporção muito próxima de domicílios que recebem a fonte de renda k na PNAD. Se $\hat{r}_{k,i} > -Z_i' \hat{\mathbf{g}}_k$, geramos a variável $\hat{p}_{k,i} = 1$, indicando que a unidade i terá a renda k imputada. Caso contrário, geramos a variável $\hat{p}_{k,i} = 0$, indicando que a unidade i não terá a renda k imputada.

Utilizando um conjunto amplo de variáveis que é comum às duas bases de dados, definidos os domicílios e pessoas que terão renda imputada na PME. O segundo estágio consiste em estimar, na PNAD, o valor dessa renda. Portanto, o passo seguinte é estimar a seguinte equação:

$$\ln(y_{k,i}) = X_i' \mathbf{b}_k + x_{k,i}, \quad (2)$$

onde $y_{k,i}$ é o valor da renda k , \mathbf{b}_k é um vetor de coeficientes, X_i é um subconjunto de características contidas em Z_i e $x_{k,i}$ é a soma de $r_k I_{k,i}$ com o termo aleatório $e_{k,i}$ que possui média zero e desvio padrão igual a $s_{k,i}$. $I_{k,i} = f(Z_i' \mathbf{g}_k) / \Phi(Z_i' \mathbf{g}_k)$ é a razão inversa de Mills calculada com base na equação (1), enquanto r_k é o parâmetro que representa a correlação entre os resíduos das equações (1) e (2).

Assumimos que o resíduo $e_{k,i}$ possui uma distribuição heteroscedástica. Logo, os valores de $s_{k,i}$ também são estimados por meio de uma equação:

$$\ln\left(\frac{e_{k,i}^2}{A - e_{k,i}^2}\right) = W_i' \mathbf{a}_k + e_{k,i}, \quad (3)$$

onde \mathbf{a}_k é um vetor de coeficientes, W_i é um vetor de variáveis explicativas, $e_{k,i}$ é um resíduo homoscedástico e A é o limite máximo da variância predita que, de acordo com Elbers, Lanjouw e Lanjouw (2003), é descrito como:

$$A = 1.05 * \max(e_{k,i}^2).$$

Segundo estes autores, a partir dos parâmetros da equação (3), o estimador de $s_{k,i}$ é definido como:

$$\hat{S}_{k,i} = \sqrt{\left(\frac{AB}{1+B}\right) + \frac{1}{2} \text{Var}(e_{k,i}) \left[\frac{AB(1-B)}{1+B^3}\right]}, \quad (4)$$

onde $B = \exp(W_i' \hat{\alpha}_k)$.

Os estimadores \hat{b}_k , \hat{r}_k e $\hat{S}_{k,i}$ são calculados com base em regressões por Mínimos Quadrados Ordinários realizadas com os dados da PNAD. Combinados com os conjuntos de características X_i e W_i observados na PME e com a variável $\hat{I}_{k,i}$, imputada no primeiro estágio, estes estimadores determinam o valor imputado da renda k , $\hat{y}_{k,i}$, para os domicílios ou pessoas com $\hat{p}_{k,i} = 1$. Mais especificamente,

$$\hat{y}_{k,i} = \begin{cases} \exp(X_i' \hat{b}_k + \hat{I}_{k,i} \hat{r}_k + \hat{e}_{k,i}) & \text{se } \hat{p}_{k,i} = 1 \\ 0 & \text{se } \hat{p}_{k,i} = 0 \end{cases}, \quad (5)$$

onde $\hat{e}_{k,i} \sim N[0, \hat{S}_{k,i}(W_i)]$ é um termo aleatório simulado.

Os conjuntos de variáveis, Z_i , X_i e W_i , foram selecionados para cada modelo estimado através do processo de *stepwise*, sendo que as variáveis instrumentais, necessárias para que a estimação seja consistente, foram naturalmente selecionadas neste processo⁵. No caso de aposentadorias, as regressões na PNAD e as respectivas imputações na PME foram feitas para a amostra de indivíduos com 30 anos ou mais. O modelo de pensões também considerou a amostra de indivíduos, porém sem impor restrição. Para estimar e imputar as demais rendas, utilizamos a amostra de domicílios dividida entre “domicílios mais pobres” e “domicílios mais ricos”. Foram estimadas, portanto, 120 sistemas de equações (quatro fontes de renda, seis regiões metropolitanas e cinco anos, de 2002 a 2006).

Ademais, tomamos cuidado especial com a diferença de periodicidade entre as duas pesquisas. As estimativas da PNAD para determinado ano foram imputadas na PME do mesmo ano, a partir do mês em que o salário mínimo foi reajustado (o que geralmente ocorre em abril ou maio) e na PME do ano seguinte, até o mês anterior ao novo reajuste do salário mínimo. Para todos os anos, os valores de setembro da PNAD foram deflacionados de acordo com o INPC ajustado⁶, ficando equivalente aos valores para cada mês da PME (Corseuil e Foguel, 2002).

Por fim, podemos apontar algumas limitações desta técnica de imputação. A primeira limitação se refere aos valores máximos e mínimos das distribuições imputadas. Alguns domicílios na PME apresentaram valores imputados de algumas rendas fora dos intervalos observados na PNAD⁷. Contudo, esta diferença não possui implicação sobre as estatísticas de um modo geral. Outra limitação é decorrente de a imputação ser feita de forma independente entre os domicílios ou entre as pessoas em diferentes meses da PME. A implicação disso, porém, é apenas residual, uma vez que grande parte da renda não-trabalho é explicada pelas variáveis observadas. Em todo caso, uma forma de superar essa limitação pode ser a atribuição de resíduos que valem para uma mesma pessoa ou domicílio em todo o painel e não somente em um mês específico.

⁵ Em todos os casos, as variáveis explicativas da equação de rendimentos formavam um subconjunto das variáveis explicativas da equação de seleção, sendo que as variáveis omitidas na primeira equação não possuíam, de fato, significância.

⁶ Disponível em www.ipeadata.gov.br.

⁷ Uma forma de corrigir esta distorção é simular os resíduos com base em distribuições truncadas nos valores máximos e mínimos observados na PNAD.

Para mostrar a consistência deste processo de imputação, apresentamos algumas estatísticas das diferenças entre o que é observado na PNAD e o que é imputado na PME. A Tabela 1 mostra como a imputação sobre a probabilidade de um domicílio receber um tipo de renda não trabalho se apresenta.

De fato, independente do ano, as proporções de domicílio que recebem determinado tipo de rendimento observadas na PNAD são muito próximas das proporções imputadas na PME. As diferenças entre as duas bases de dados estão dentro de uma margem já observada na proporção de domicílios que recebem renda do trabalho, que não foi imputada. A última coluna confirma que, apesar de não utilizarmos um modelo de imputação que considera possíveis correlações entre os tipos de renda, as proporções de domicílios que tiveram alguma renda imputada na PME estão muito próximas na proporção de domicílios que recebem alguma renda não-trabalho na PNAD.

Tabela 1
Comparação entre domicílios na PNAD e na PME imputada

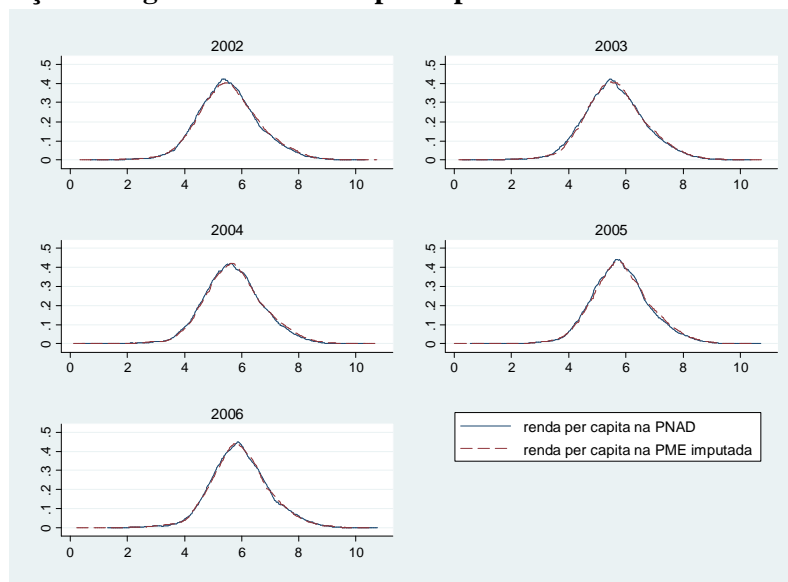
ano	fonte	Proporção de domicílio que recebem renda de					fontes que não o trabalho
		trabalho	aposentadoria	pensão	outras fontes		
2002	PNAD	0.84402	0.24292	0.15630	0.12115	0.43932	
	PME imputada*	0.82033	0.25874	0.15492	0.12180	0.42646	
2003	PNAD	0.82820	0.24156	0.16090	0.11351	0.43988	
	PME imputada*	0.83232	0.25525	0.15343	0.11469	0.41949	
2004	PNAD	0.83147	0.23700	0.16628	0.15058	0.46440	
	PME imputada*	0.82822	0.25875	0.16316	0.14898	0.45026	
2005	PNAD	0.84034	0.24121	0.16873	0.13917	0.45860	
	PME imputada*	0.82196	0.26407	0.17403	0.14045	0.45225	
2006	PNAD	0.83926	0.23950	0.16772	0.17556	0.48462	
	PME imputada*	0.82412	0.26055	0.17478	0.17195	0.47309	

Fonte: elaboração própria com base na PNAD 2002-2006 e na PME 2002-2006.

Nota: * mês de setembro.

A Figura 4, por sua vez, mostra como o processo de imputação da renda não trabalho na PME aproximou a distribuição da renda domiciliar per capita nas duas bases de dados, independente do ano.

Figura 4
Distribuição do logaritmo da renda per capita na PNAD e na PME imputada

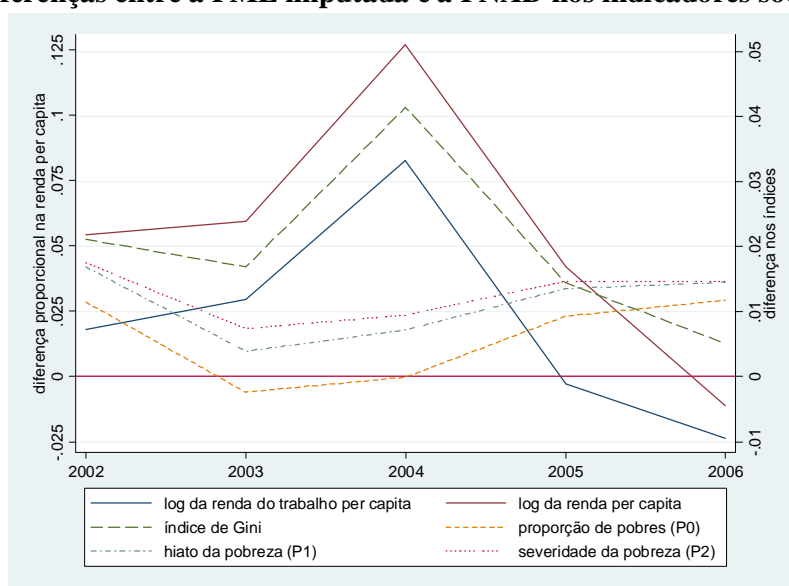


Fonte: elaboração própria com base na PNAD 2002-2006 e na PME 2002-2006.

Nota: Dados da PME imputada referentes ao mês de setembro de cada ano.

Apesar de a distribuição da renda domiciliar per capita ser muito próxima entre as duas bases de dados após o processo de imputação, os indicadores sociais derivados destas distribuições não estão tão próximos, como pode ser observado na Figura 5. Na PME imputada, a renda domiciliar per capita média, assim como os índices de Gini e as proporções de pobres, está sobreestimada em relação aos dados da PNAD para a maioria dos anos. Contudo, também evidenciamos uma diferença considerável na renda per capita do trabalho que, a princípio, não deveria apresentar diferença alguma. Portanto, todas estas diferenças estão dentro de uma margem de erro que pode ser decorrente das diferenças no próprio desenho amostral das duas pesquisas.

Figura 5
Diferenças entre a PME imputada e a PNAD nos indicadores sociais



Fonte: elaboração própria com base na PNAD 2002-2006 e na PME 2002-2006.

Nota: Dados da PME imputada referentes ao mês de setembro de cada ano.

Decomposição das Variações nos Indicadores Socioeconômicos

Na decomposição da variação dos indicadores socioeconômicos, separamos as mudanças em três partes: tendência, sazonalidade e resíduo. A tendência foi estimada de maneira não paramétrica através da média móvel de 13 meses⁸ (MM13), enquanto a sazonalidade foi calculada através de uma regressão linear do indicador observado menos a MM13 centrada no mesmo mês em função dos doze meses do ano. O componente residual representa a parte do indicador não explicada pela tendência ou pela sazonalidade.

Na Tabela 2, apresentamos as estimações da sazonalidade dos indicadores socioeconômicos derivados da renda domiciliar per capita. Podemos verificar que a renda per capita é, em média, cerca de 3% menor nos meses de janeiro e fevereiro e 2,5% maior nos meses de maio e agosto. Já a desigualdade, medida pelo índice de Gini, é significativamente menor em dezembro e fevereiro (entre 0,6 e 0,8 pontos percentuais no índice de Gini) e maior em agosto (0,7 pontos percentuais no índice de Gini). Portanto, podemos observar que, nos meses em que a renda média per capita é menor, a desigualdade também é menor, e vice-versa.

A proporção de pobres, que depende tanto da renda média quanto da desigualdade, é cerca de 0,4 pontos percentuais maior entre os meses de janeiro a abril, 0,36 pontos percentuais menor em maio e quase 0,5 pontos percentuais maior em novembro e dezembro. A taxa de indigência, por sua vez, não apresenta um padrão sazonal tão definido. Neste caso, novembro é o único mês que se distingue significativamente dos demais com uma redução de 0,36 pontos percentuais na proporção de pessoas extremamente pobres.

⁸ Os seis meses anteriores e posteriores ao mês corrente, incluindo este último.

Tabela 2
Sazonalidade dos indicadores socioeconômicos

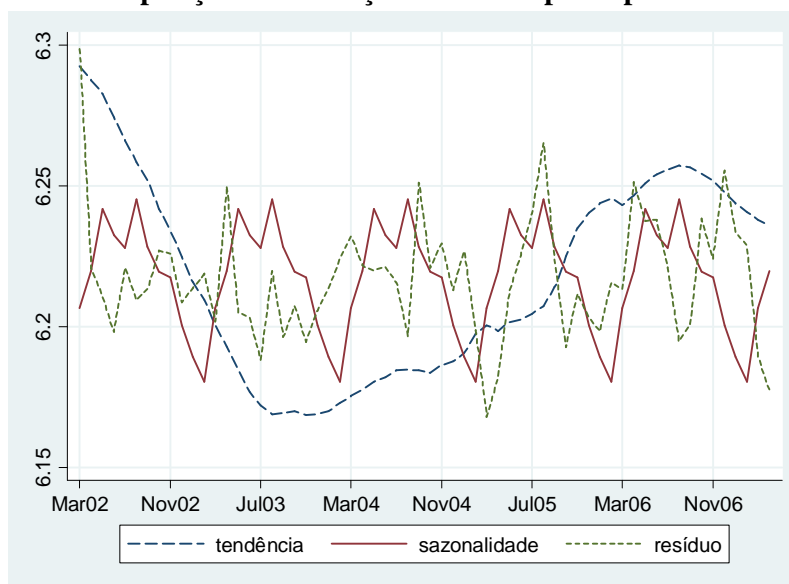
Mês	log da renda per capita média	índice de Gini	proporção de pobres	proporção de extremamente pobres
Janeiro	-0.02785**	-0.00187	0.00475**	0.00143
Fevereiro	-0.03692***	-0.00631*	0.00444**	0.00121
Março	-0.01074	-0.00115	0.00263	0.00196
Abril	0.00239	0.00345	0.00407**	0.00150
Maio	0.02449**	0.00403	-0.00359*	-0.00019
Junho	0.01529	0.00226	0.00137	0.00096
Julho	0.01069	0.00077	-0.00071	0.00092
Agosto	0.02796**	0.00702**	-0.00104	0.00052
Setembro	0.01115	0.00163	-0.00255	-0.00128
Outubro	0.00233	-0.00061	-0.00096	-0.00222
Novembro	0.00049	-0.00086	-0.00449**	-0.00359***
Dezembro	-0.01665	-0.00827**	-0.00499**	-0.00187

Fonte: Elaboração própria com base na PME imputada 2002-2007 e World Bank (2006).

Nota: * significativa a 10%, ** significativa a 5%, *** significativa a 1%.

Na Figura 6, podemos observar, além dos picos entre os meses de maio e agosto e os vales entre os meses de dezembro a fevereiro, que a renda per capita média decresce entre março de 2002 e agosto de 2003 e volta a crescer a partir de janeiro de 2004. No final do período analisado, a partir de setembro de 2006, a renda per capita média apresenta novamente uma pequena tendência de queda.

Figura 6
Decomposição das variações da renda per capita média

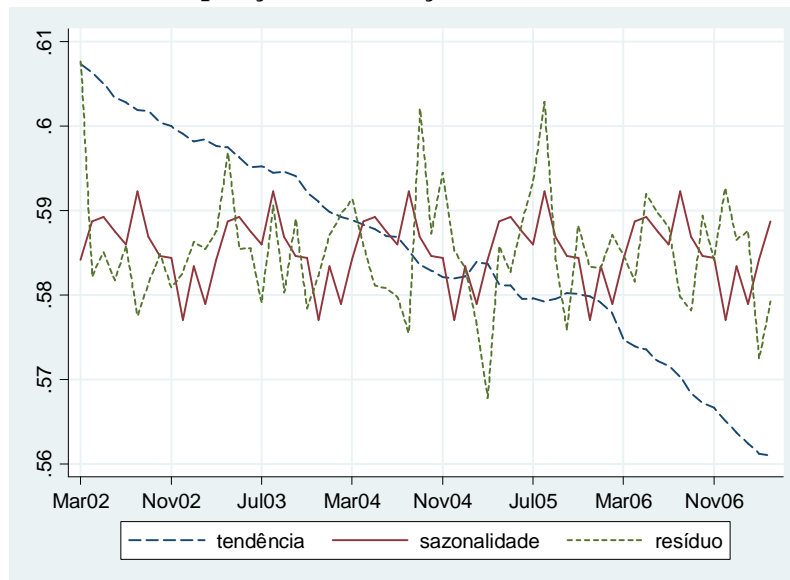


Fonte: elaboração própria com base na PME imputada 2002-2007.

A Figura 7 ilustra com clareza o aumento na desigualdade ocorrido a partir de abril de cada ano, atingindo um pico em agosto. A partir de agosto, a desigualdade cai, com um vale entre dezembro e fevereiro. Além disso, verificamos também que a desigualdade, medida pelo

índice de Gini, apresenta uma tendência de redução quase que monotônica ao longo do período analisado para o conjunto de RMs.

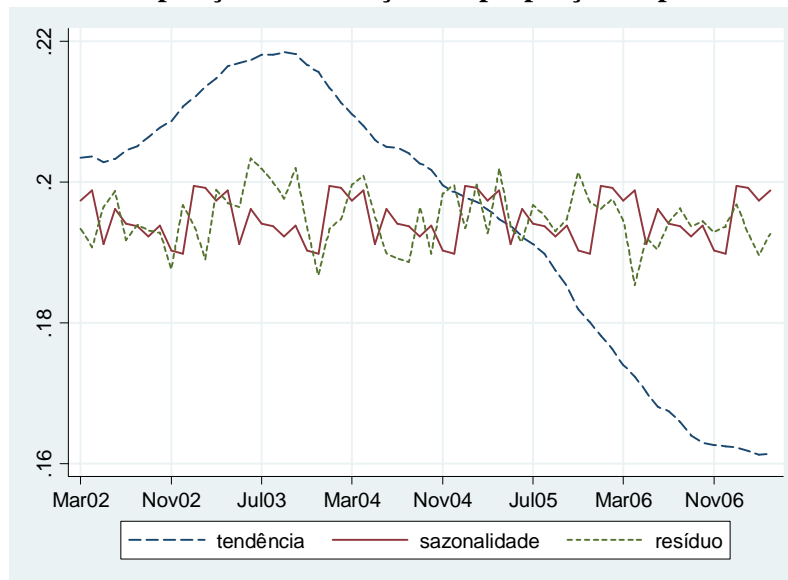
Figura 7
Decomposição das variações no índice de Gini



Fonte: elaboração própria com base na PME imputada 2002-2007.

Na Figura 8, verificamos o padrão de aumento na pobreza que ocorre nos meses de janeiro a abril de cada ano, assim como a redução que ocorre geralmente nos meses de novembro e dezembro. Em termos de tendência, a proporção de pobres apresenta um padrão inverso ao da renda média per capita, aumentando até setembro de 2003 e diminuindo a partir de então.

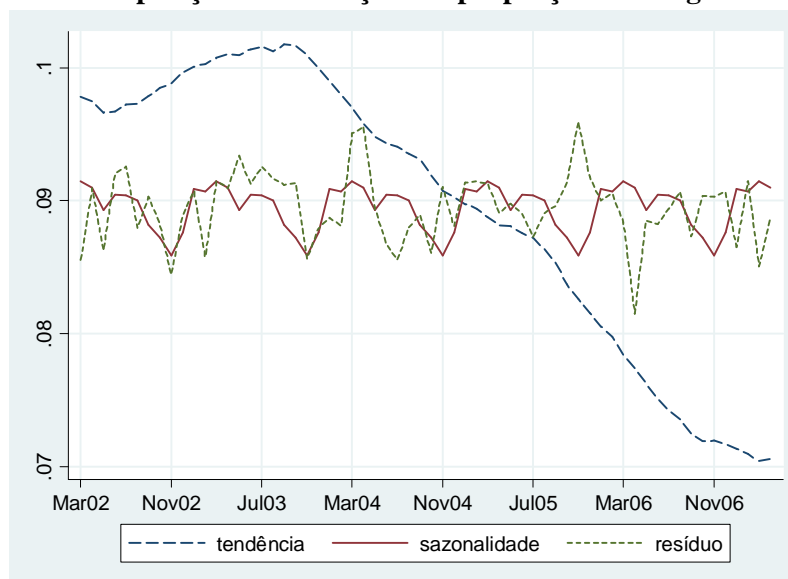
Figura 8
Decomposição das variações na proporção de pobres



Fonte: elaboração própria com base na PME imputada 2002-2007 e World Bank (2006).

Pela Figura 9, verificamos que a tendência da indigência acompanha a da pobreza. Além disso, fica clara a significativa redução na pobreza extrema ocorrida geralmente em novembro de cada ano e a ausência de variações sazonais entre os meses de janeiro a agosto.

Figura 9
Decomposição das variações na proporção de indigentes



Fonte: elaboração própria com base na PME imputada 2002-2007 e World Bank (2006).

De maneira geral, os resultados apresentados nesta seção em relação à tendência dos indicadores seguem o mesmo padrão já constatado com o número da PNAD, na segunda

seção deste artigo. Contudo, com os dados imputados da PME, foi possível averiguar a existência de padrões sazonais na variação destes indicadores. Basicamente, entre janeiro e abril, quando a desigualdade é maior, porém a renda média é menor, a pobreza tende a subir. Entre maio e setembro, apesar da desigualdade ser maior, a renda média se eleva e a pobreza cai. Finalmente, entre outubro e dezembro, a desigualdade se reduz e a taxa de pobreza, assim como a taxa de indigência, acompanha esta queda.

Fatos Estilizados que a PNAD Não Mostra

Nesta seção são apresentadas algumas estatísticas derivadas do painel da PME, aproveitando o fato do mesmo domicílio ser observado por mais de um mês. Para a reconstituição do painel da PME a partir de seus microdados, utilizamos o algoritmo proposto por Ribas e Soares (2008). Para possibilitar uma comparação com as estatísticas observadas na PNAD, todos os resultados a seguir são centrados no mês de setembro de cada ano.

A Tabela 3 mostra como a renda média observada em um mês se distingue da renda permanente, definida como a média de quatro meses seguidos. A renda permanente per capita é consideravelmente menor que a renda per capita observada, porque, por ser a média de um período, ela suaviza ganhos extraordinários que tendem a elevar a renda observada. Da mesma forma, a desigualdade, medida pelo índice de Gini, também é menor quando consideramos a renda permanente, pois as caudas inferior e superior dessa distribuição são menores que as da distribuição da renda observada. Ou seja, na média, os domicílios na parte inferior da distribuição de renda recebem mais do que é observado anualmente na PNAD, enquanto que os domicílios na parte superior desta distribuição recebem menos do que normalmente se observa.

Considerando que o bem-estar de uma família está mais relacionado à sua renda permanente do que à sua renda observada em apenas um mês—mesmo esta renda permanente sendo referente a um curto período de tempo—, podemos dizer que alguns dos indicadores socioeconômicos frequentemente calculados com base na PNAD estariam sobreestimados. Isso porque eles levam em consideração ganhos e perdas transitórias das famílias no seu cálculo.

Tabela 3
Comparação entre a média e a desigualdade
das rendas observada e permanente

Indicador	Ano				
	2002	2003	2004	2005	2006
Renda per capita média	522.94	473.22	507.60	508.66	518.95
Renda permanente per capita média	484.31	460.68	482.34	503.91	506.48
Índice de Gini derivado da renda observada	0.5996	0.5913	0.6020	0.5802	0.5629
Índice de Gini derivado da renda permanente	0.5572	0.5570	0.5599	0.5449	0.5207

Fonte: elaboração própria com base na PME imputada 2002-2006.

Nota: Dados referentes ao mês de setembro. Renda permanente definida como a renda média das quatro entrevistas consecutivas.

A Tabela 4, além de apresentar as taxas de pobreza por ano para as RMs brasileiras, mostra algumas estatísticas do ponto de vista dinâmico, evidenciando o que está por trás dos números apresentados na PNAD em setembro de cada ano. Entre os pobres observados, por exemplo, mais de 30% saem da pobreza no mês seguinte (novembro), sendo que esta taxa apresenta um aumento entre 2002 e 2006. Após dois meses, entre 15% e 17% e, no terceiro mês, de 9% a 11%. Com isso, do total de pobres observados, apenas 40% permanecem na pobreza por quatro meses ou mais.

Barros, Mendonça e Neri (1995) encontram uma taxa mensal de saída da pobreza consideravelmente menor, cerca de 17%, para o período entre 1982 e 1992. Contudo, cabe salientar que a definição de pobreza para estes autores só considera a renda proveniente do trabalho. Nos Estados Unidos, entre 1996 e 1999, Iceland (2003) estima que 51% dos pobres permanecem quatro meses ou menos na pobreza.

Apesar da elevada mobilidade para fora da pobreza em um curto período, é possível identificar ainda pela Tabela 4 uma significativa taxa de reentrada na condição de pobre. Do contingente de pobres, cerca de 13% saem da pobreza em um mês, porém retornam no mês seguinte, e por volta de 5% saem e retornam dois meses depois. Isso significa que, dos que saem da pobreza, quase 40% (13%/32.5%) retornam no mês seguinte e 15% (5%/32.5%) retornam no segundo mês. Ou seja, dos que saíram da pobreza, apenas 45% se mantiveram fora por dois meses ou mais.

A taxa de transição em 12 meses ratifica este resultado, pois notamos por seu intermédio que em torno de 45% dos pobres não são observados na pobreza no ano seguinte. Essa taxa de saída acompanha ainda a tendência de redução da pobreza nas RMs brasileiras, sendo maior entre 2005 e 2006 do que entre 2002 e 2003. Para fins de comparação, Iceland aponta que, nos Estados Unidos, a taxa de saída da pobreza entre 1996 e 1997 foi de 35%.

A taxa de entrada na pobreza apresentada na Tabela 4, por outro lado, é perto de 8% no primeiro mês, 4% no segundo mês e 3% no terceiro mês. Na diferença em 12 meses, a taxa de entrada na pobreza passa de 12%, entre 2002 e 2003, para 8%, entre 2005 e 2006. Nos números de Iceland, essa taxa era de 3% para os Estados Unidos entre 1996 e 1997.

Comparando as taxas de entrada e saída da pobreza, chegamos a uma taxa total de rotatividade (ou mobilidade) de 13% no primeiro mês, 7% no segundo mês, 4% no terceiro mês e 17% entre 12 meses⁹. Ou seja, em um mês cerca de 13% da população cruza a linha de pobreza em algum dos sentidos. Esta taxa é próxima da calculada por Barros, Mendonça e Neri, para o período entre 1982 e 1992, que era de 15%. De fato, apesar de as taxas mensais e anuais de saída da pobreza aumentar ao longo do tempo, a mobilidade como um todo vem diminuindo como consequência da redução da pobreza. Entre 2002 e 2006, a taxa de rotatividade mensal passou de 13,1% para 11,6%, enquanto a taxa de rotatividade anual passou de 18,5% para 15,6%.

Entre aqueles que entram na pobreza, mais da metade (54%) sai no mês seguinte e quase 18% saem em dois meses. Portanto, daqueles que entram na pobreza, apenas 28% permanecem por dois meses ou mais. As estimativas de Barros, Mendonça e Neri apontam que, para o período entre 1982 e 1992, 44% das pessoas saem da pobreza um mês após sua entrada e 16% saem após dois meses.

⁹ A taxa total de rotatividade é definida pela soma das proporções de pessoas na população total que saíram da pobreza e que entraram nesta situação.

Tabela 4
Estatísticas sobre a dinâmica da pobreza entre 2002 e 2006

	2002	2003	2004	2005	2006
proporção de pobres	0.2021	0.2188	0.2018	0.1831	0.1603
taxa de saída da pobreza em 1 mês	0.3080	0.3046	0.3387	0.3148	0.3583
taxa de saída da pobreza em 2 meses	0.1702	0.1586	0.1504	0.1642	0.1716
taxa de saída da pobreza em 3 meses	0.0982	0.1125	0.1091	0.0988	0.0930
taxa de saída da pobreza em 12 meses	0.4395	0.4595	0.4738	0.5015	.
taxa de retorno à pobreza em 1 mês	0.1302	0.1198	0.1313	0.1448	0.1305
taxa de retorno à pobreza em 2 mês	0.0558	0.0418	0.0635	0.0456	0.0689
proporção de não-pobres	0.7979	0.7812	0.7982	0.8169	0.8397
taxa de entrada na pobreza em 1 mês	0.0866	0.0896	0.0758	0.0717	0.0695
taxa de entrada na pobreza em 2 meses	0.0460	0.0467	0.0450	0.0371	0.0399
taxa de entrada na pobreza em 3 meses	0.0363	0.0278	0.0291	0.0301	0.0250
taxa de entrada na pobreza em 12 meses	0.1205	0.0937	0.0892	0.0793	.
taxa de retorno à não-pobreza em 1 mês	0.0456	0.0513	0.0412	0.0369	0.0384
taxa de retorno à não-pobreza em 2 mês	0.0148	0.0150	0.0171	0.0151	0.0087
proporção de pobres pela renda permanente	0.1704	0.1739	0.1638	0.1373	0.1150
proporção de não-pobres entre os com renda permanente abaixo da linha de pobreza	0.1529	0.1448	0.1426	0.1648	0.1905
proporção de pobres entre os com renda permanente acima da linha de pobreza	0.0704	0.0978	0.0863	0.0684	0.0718

Fonte: elaboração própria com base na PME imputada 2002-2006 e World Bank (2006).

Na Tabela 4, assim como na Tabela 3, o indicador derivado da renda permanente (média de quatro meses) é menor que o indicador de renda observada. Jalan e Ravallion (1998, 2000) definem este índice de pobreza derivado da renda permanente como uma medida de pobreza crônica, enquanto que a diferença entre esta medida e o indicador de renda observada é classificada como um fenômeno de pobreza transitória. Portanto, a proporção do componente crônico em relação à pobreza observada era de 79%, entre 2002 e 2006 nas RMs.

Em um análise distinta para as áreas urbanas brasileiras, entre 1993 e 2003, Ribas e Machado (2007) estimam que o componente crônico representava 70% da pobreza absoluta observada. Já Barros, Mendonça e Neri, que utilizam uma definição mais próxima de renda permanente da aqui utilizada, identificam que as medidas de pobreza crônica e observada apresentavam valores muito próximos, independente da linha de pobreza utilizada. Contudo, como já salientamos, sua medida de renda per capita só leva em conta os rendimentos provenientes do trabalho. Para os Estados Unidos, Iceland identifica que a proporção do componente crônico em relação à pobreza observada era também próxima a 80%, entre 1996 e 1999.

A razão para a pobreza crônica ser menor que a pobreza observada é que esta última é explicada, em parte, pelos choques negativos transitórios ocorridos sobre a renda familiar. Quando suavizamos estes choques, a incidência da pobreza diminui. De fato, na Tabela 4, verificamos que quase 8% das pessoas não identificadas como pobres de acordo com sua renda permanente são observadas na pobreza no mês de setembro. Por outro lado, quase 16% das pessoas com renda permanente abaixo da linha de pobreza não são observadas na pobreza no mesmo período.

A Tabela 5 evidencia a incidência de pobreza extrema ou indigência. Identificamos que a taxa total de rotatividade na indigência é menor que na pobreza, algo já esperado. Esta taxa é, em média, de 8% no primeiro mês, 4% no segundo mês, 3% no terceiro mês e 11% entre 12 meses. Além disso, houve uma redução nas taxas de rotatividade mensal, de 9% em

2003 para menos de 7% em 2006, e anual, de 12% entre 2002 e 2003 para 9% entre 2005 e 2006.

Da mesma forma, a proporção de indigentes que permanecem nesta situação após três meses diminuiu de 26,5%, em 2003, para 21%, em 2006, enquanto a proporção de pessoas que transitaram para a pobreza extrema neste mesmo período passa de 10% para 8%. As taxas de retorno para fora e para dentro da pobreza extrema, por outro lado, não apresentam uma tendência bem definida no período analisado. Na média, cerca de 35% das pessoas que saem da pobreza extrema retornam no mês seguintes e 16% retornam dois meses depois. Das pessoas que entram na pobreza extrema, 62% saem um mês depois e 21% saem dois meses depois.

Assim como a proporção de indigentes definida por sua renda observada, a proporção de indigentes definida por sua renda permanente, que representa cerca de 60% da primeira, diminuiu de 6% para 4% entre 2002 e 2006. Igualmente, a proporção de indigentes observados em setembro entre as pessoas com renda permanente acima da linha de pobreza extrema diminuiu de 5,5% para 3,6% no mesmo período. Por fim, a proporção de pessoas acima da linha de pobreza extrema entre os indigentes crônicos diminuiu de 21% para 17,5%, entre 2002 e 2003, e aumenta para 19,5% até 2006.

Tabela 5
Estatísticas sobre a dinâmica da indigência entre 2002 e 2006

	2002	2003	2004	2005	2006
proporção de indigentes	0.0974	0.1022	0.0913	0.0842	0.0690
taxa de saída da pobreza extrema em 1 mês	0.4460	0.4463	0.4482	0.4623	0.4805
taxa de saída da pobreza extrema em 2 meses	0.2034	0.1741	0.1784	0.1732	0.1963
taxa de saída da pobreza extrema em 3 meses	0.1143	0.1142	0.1167	0.1039	0.1098
taxa de saída da pobreza extrema em 12 meses	0.6315	0.6109	0.6313	0.6518	.
taxa de retorno à pobreza extrema em 1 mês	0.1491	0.1529	0.1713	0.1664	0.1677
taxa de retorno à pobreza extrema em 2 mês	0.0811	0.0533	0.0700	0.0840	0.0813
proporção de não- indigentes	0.9026	0.8978	0.9087	0.9158	0.9310
taxa de entrada na pobreza extrema em 1 mês	0.0461	0.0500	0.0405	0.0434	0.0362
taxa de entrada na pobreza extrema em 2 meses	0.0291	0.0271	0.0277	0.0276	0.0248
taxa de entrada na pobreza extrema em 3 meses	0.0241	0.0233	0.0191	0.0180	0.0194
taxa de entrada na pobreza extrema em 12 meses	0.0659	0.0512	0.0504	0.0410	.
taxa de retorno à não-pobreza extrema em 1 mês	0.0272	0.0308	0.0256	0.0264	0.0234
taxa de retorno à não-pobreza extrema em 2 mês	0.0078	0.0099	0.0105	0.0095	0.0068
proporção de indigentes pela renda permanente	0.0623	0.0620	0.0551	0.0446	0.0414
proporção de não- indigentes entre os com renda permanente abaixo da linha de pobreza extrema	0.2090	0.1752	0.1772	0.1822	0.1948
proporção de indigentes entre os com renda permanente acima da linha de pobreza extrema	0.0545	0.0571	0.0473	0.0434	0.0360

Fonte: elaboração própria com base na PME imputada 2002-2006 e World Bank (2006).

Podemos concluir, portanto, que as estatísticas derivadas da PNAD, por serem referentes somente ao mês de setembro, omitem uma série de questões relevantes relacionadas à dinâmica da pobreza e da desigualdade. De fato, as taxas de transição para fora ou para dentro da pobreza/indigência nas RMs, por exemplo, são muito elevadas logo nos primeiros meses posteriores à data de realização desta pesquisa. Além disso, os indicadores de pobreza e desigualdade derivados da renda observada em um único mês tendem a ser sobreestimados em relação aos seus padrões de mais longo prazo, derivados da renda permanente.

Considerações Finais

Este artigo propõe uma forma de imputação dos rendimentos não provindos do trabalho na Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do IBGE. A intenção é aumentar a utilidade da atual pesquisa, possibilitando a investigação de fenômenos socioeconômicos de maneira longitudinal e/ou dinâmica. A Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), também do IBGE, é limitada neste sentido por ser realizada em apenas um mês do ano e entrevistar cada domicílio da amostra somente uma vez. A PME, por outro lado, é uma pesquisa mensal com uma amostragem realizada com base em um painel rotativo. Este painel rotativo mensal é de grande utilidade para análises de mobilidade, porém o questionário da PME é mais enxuto que o da PNAD, limitando o tipo de informação disponível.

Por meio do processo de imputação da renda não-trabalho, não disponível na PME, mostramos que é possível investigar uma série de eventos que antes não era possível analisar. Este processo de imputação mostrou-se consistente quando comparamos as estatísticas da PME (imputada) e da PNAD.

Como exemplo de investigação longitudinal utilizando a PME imputada, mostramos que as tendências dos números de pobreza e desigualdade nas RMs observadas com dados mensais são as mesmas observadas com os dados da PNAD, referente somente ao mês de setembro. No entanto, identificamos ainda que, por trás destas tendências, aqueles números apresentam certo padrão sazonal. Entre janeiro e abril de cada ano, a desigualdade tende a ser maior, enquanto a renda média é menor e a pobreza tende a subir. De maio a setembro, apesar de a desigualdade aumentar, a renda média também aumenta e a pobreza, conseqüentemente, diminui. Entre outubro e dezembro, a desigualdade tende a diminuir e a taxa de pobreza, assim como a taxa de indigência, acompanha esta queda.

Na investigação das transições para dentro e para fora da pobreza e da indigência, identificamos que, por trás das estatísticas derivadas da PNAD, existe uma considerável mobilidade. De fato, apenas 40% dos pobres e 25% dos indigentes nas RMs, observados em setembro, permanecem nesta mesma situação pelo menos até janeiro do ano seguinte. Comparando com os números que Iceland (2003) estimou para os Estados Unidos, entre 1996 e 1999, constatamos que a dinâmica da pobreza é maior nas RMs brasileiras que naquele país. No entanto, salientamos que a estimação desta mobilidade sem levar em conta as rendas não-trabalho dos domicílios pode resultar em estatísticas enviesadas, como as de Barros, Mendonça e Neri (1995).

Dada esta elevada mobilidade, uma de nossas conclusões é que os indicadores socioeconômicos, calculados com base na renda domiciliar per capita levantada na PNAD, estão sobreestimados do ponto de vista da condição permanente das famílias. Isso porque, na média, os domicílios na parte inferior da distribuição de renda recebem geralmente mais do que é observado anualmente na PNAD, enquanto que os domicílios na parte superior desta distribuição recebem normalmente menos do que se observa.

Além dos tipos de análise apresentados aqui neste artigo, o processo de imputação na PME pode ser útil para outras formas de investigação que requerem a utilização da renda domiciliar per capita como variável de controle ou de interesse, como no caso de Machado e Ribas (2008). Contudo, salientamos que este processo trata-se apenas de uma alternativa à escassez de dados em painel no Brasil. A introdução de uma nova PNAD com um formato de painel rotativo, planejada para os próximos anos, deverá suprir esta deficiência.

Referências Bibliográficas

Barros, R. P., M. Carvalho, S. Franco, R. Mendonça (2006). 'Conseqüências e causas imediatas da queda recente da desigualdade brasileira,' Texto para Discussão 1201, IPEA, Rio de Janeiro.

- Barros, R. P., S. Cury and G. Ulyssea (2007). 'A Desigualdade de Renda no Brasil Encontra-se Subestimada? Uma Análise Comparativa com Base na PNAD, na POF e nas Contas Nacionais'. Texto para Discussão 1263, IPEA, Rio de Janeiro.
- Barros, R. P., R. Mendonça, M. Neri (1995). 'Duration of Spells of Poverty,' *Anais do IV Encontro Nacional de Estudos do Trabalho*, v. 1, p. 217-238, ABET.
- Corseuil, C. H. and M. N. Foguel (2002). 'Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares'. Texto para Discussão 897, IPEA, Rio de Janeiro.
- Elbers, C., J. O. Lanjouw and P. Lanjouw (2003). 'Micro-Level Estimation of Poverty and Inequality'. *Econometrica* 71 (1): 355-364.
- Heckman, J. J. (1979). 'Sample Bias as a Specification Error'. *Econometrica* 47 (1): 153-161.
- Iceland, J. (2003). 'Dynamics of Economic Well-Being: Poverty 1996-1999,' Current Population Report P70-91, U.S. Census Bureau.
- Machado, A. F. and R. P. Ribas (2008). 'Do Changes in the Labour Market Take Families Out of Poverty? Determinants of Exiting Poverty in Brazilian Metropolitan Regions,' IPC Working Paper 44, International Poverty Centre, Brasília.
- Machado, A. F., R. P. Ribas, M. Penido (2007). 'Mobilidade entre estados de pobreza e inserção no mercado de trabalho: uma análise para o Brasil Metropolitano em 2004,' *Economia Aplicada* 11 (2): 253-279.
- Machado, D. C. and A. F. Machado (2007). 'Um Aspecto da Subocupação por Insuficiência de Horas Trabalhadas: a análise do desejo de trabalhar horas adicionais,' *Boletim Mercado de Trabalho* 33: 15-19, July, IPEA, Rio de Janeiro.
- Neri, M. C. (ed.) (2005). 'Miséria em Queda: Mensuração, Monitoramento e Metas,' Centro de Políticas Sociais do IBRE/FGV.
- Ribas, R. P. and A. F. Machado (2007). 'Distinguishing Chronic Poverty from Transient Poverty in Brazil: Developing a Model for Pseudo-Panel Data,' IPC Working Paper 36, International Poverty Centre, Brasília.
- Ribas, R. P. and S. S. Soares (2008). 'Sobre o Painel da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do IBGE,' Texto para Discussão, IPEA, Brasília, forthcoming.
- Rocha, S. (1996). 'Renda e Pobreza: Os Impactos do Plano Real,' Texto para Discussão 439, IPEA, Rio de Janeiro.
- Tarozzi, A. and A. Deaton (2007). 'Using Census and Survey Data to Estimate Poverty and Inequality for Small Areas'. Department of Economics, Princeton University.
- World Bank (2006). 'Brazil: Measuring Poverty Using Household Consumption'. Report 36358-BR, Poverty Reduction and Economic Management Sector Unit.