

TESTANDO A ESTABILIDADE DO EFEITO DOS DETERMINANTES MICROECONÔMICOS DA TAXA DE POUPANÇA DAS FAMÍLIAS¹

Ajax Bello Moreira²

Marcos Antonio Coutinho da Silveira³

O objetivo deste trabalho é testar a estabilidade dos parâmetros dos modelos de projeção da taxa de poupança agregada das famílias brasileiras com os dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A diferença entre as taxas de poupança calculadas com as POFs de 2008 e 2002 foi decomposta segundo a metodologia proposta por Blinder-Oaxaca e por Neuman-Oaxaca na soma de componentes relacionados à variação das variáveis explicativas e à variação dos parâmetros dos modelos de projeção. Utilizando cinco definições da taxa de poupança e quatro modelos de projeção, verifica-se que a maior parte daquela diferença deve-se à variação dos parâmetros, restando um papel secundário para o efeito das mudanças nas médias amostrais das variáveis explicativas. Este resultado compromete o uso de modelos estimados com dados da POF para a projeção da taxa de poupança agregada das famílias brasileiras.

Palavras-chave: taxa de poupança agregada das famílias; decomposição de Blinder-Oaxaca; decomposição de Neuman-Oaxaca.

TESTING THE STABILITY OF THE EFFECT OF THE MICROECONOMIC DETERMINANTS OF THE FAMILIES' SAVING RATE

The purpose of this work is to test the stability of the parameters of the projection models of the aggregate saving rate of the Brazilian families with the data of the Survey of Household Budgets (POF) of IBGE. The difference between the savings rates calculated with the POFs of 2008 and 2002 was decomposed according to the methodology proposed by Blinder-Oaxaca and Neuman-Oaxaca in the sum of components related to the variation of the explanatory variables and the variation of the parameters of the projection models. Using five definitions of the savings rate and four projection models, most of this difference is due to the variation of the parameters, remaining a secondary role for the effect of the changes in the sample means of the explanatory variables. This result compromises the use of models estimated with POF data for the projection of the aggregate savings rate of Brazilian families.

Keywords: households' aggregate saving rate; Blinder-Oaxaca decomposition; Neuman-Oaxaca decomposition.

JEL: C01; E21.

1. Os autores agradecem as sugestões de um parecerista em uma versão anterior deste texto.

2. Coordenador de estudos de conjuntura e flutuações cíclicas na Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea.

3. Técnico de planejamento e pesquisa na Dimac do Ipea.

1 INTRODUÇÃO

Entender e mensurar a formação da poupança doméstica é pesquisa de fundamental importância na atualidade econômica brasileira. Produz subsídio valioso para o desenho de políticas públicas orientadas para o aumento da taxa de investimento agregado com menor dependência de recursos externos. Entre todos os componentes da poupança doméstica, a poupança das famílias é a mais difícil de entender, estimar e prever, provavelmente devido à precariedade das bases de dados existentes. Embora dados agregados sejam disponíveis em alta frequência, estes são obtidos indiretamente como um resíduo de outros componentes das contas nacionais e, portanto, podem estar sujeitos a sérios erros de mensuração. Além disso, do ponto de vista analítico, a maior parte da literatura teórica busca explicar a poupança das famílias na esfera das decisões individuais. Consequentemente, a disponibilidade de dados microeconômicos possibilita estudar e calcular a poupança das famílias a partir de informação diretamente reportada pelos agentes tomadores de decisão.

A Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) é a única fonte de dados microeconômicos com base na qual é possível explicar e estimar a taxa de poupança agregada das famílias brasileiras. Esta pesquisa coleta informação não apenas sobre a renda e o consumo das famílias, como também sobre suas principais características demográficas, de forma que pode ser usada não apenas para calcular diretamente a taxa de poupança de diferentes grupos socioeconômicos, como também para estimar o efeito sobre a poupança de um conjunto de potenciais variáveis explicativas sugeridas pela literatura empírica e teórica.

No entanto, como a POF é realizada com um intervalo aproximado de cinco anos, a projeção da taxa de poupança das famílias nos anos intermediários precisa ser feita a partir de modelos estimados com os dados de uma POF realizada em ano anterior ao da projeção. Se os parâmetros do modelo são suficientemente estáveis no tempo, o próximo passo é utilizar outras fontes de dados para projetar as variáveis explicativas incluídas no modelo. Caso contrário, as projeções não são confiáveis, uma vez que os parâmetros do modelo de projeção podem ter sido substancialmente alterados. É importante ressaltar que, mesmo se a POF fosse realizada todo ano, a avaliação da estabilidade dos modelos de projeção ainda é útil para a realização de exercícios de previsão e simulação da taxa de poupança.

Antes de tudo, cabe analisar se existem argumentos que justificariam uma eventual instabilidade dos parâmetros dos modelos de projeção. A princípio, isto poderia ser o resultado de mudanças no contexto cultural e institucional que balizam as decisões financeiras das famílias, incluindo também o *status* da política econômica vigente. Por exemplo, o efeito do ciclo da vida sobre a poupança vai depender da predisposição das famílias em deixar alguma herança para seus descendentes, e sabe-se

que isto é uma característica cultural que tem evoluído bastante no passado recente. Da mesma forma, o efeito do regime de previdência pública sobre a taxa de poupança privada não pode ser dissociado da expectativa dos agentes econômicos em relação à sustentabilidade fiscal do governo. Não menos importante, a falta de credibilidade dos agentes econômicos na condução da política econômica pode levá-los a antecipar ou postergar seus gastos com as diversas categorias de consumo.

Dados os argumentos teóricos colocados anteriormente, o objetivo deste trabalho é avaliar empiricamente a estabilidade temporal de modelos de projeção da taxa de poupança agregada das famílias brasileiras. Para tanto, o estudo explora a oportunidade oferecida pela existência de duas pesquisas conceitualmente similares e distantes no tempo – a POF 2002 e a POF 2008 – para decompor, por meio dos métodos de Blinder-Oaxaca e de Neuman-Oaxaca, a variação da taxa de poupança agregada das famílias entre 2002 e 2008 em uma componente relacionada à variação das variáveis explicativas e outra componente relacionada à variação dos parâmetros do modelo. A significância e o tamanho relativo entre estes dois componentes fornecem uma medida para avaliar se a estabilidade dos modelos é suficientemente elevada para gerar projeções confiáveis. Se a parcela atribuída à variação dos parâmetros não é significativa, ou explica uma parcela relativamente muito pequena da variação da taxa de poupança, infere-se que o modelo produza projeções confiáveis desta variável.

As decomposições foram aplicadas utilizando quatro modelos de projeção alternativos, que fazem hipóteses diferentes sobre o comportamento das famílias. O primeiro modelo baseia-se no procedimento usado pelo IBGE para estimar a taxa de poupança agregada das famílias em anos sem disponibilidade de POF. Primeiro, divide-se a amostra de famílias da POF em segmentos caracterizados por renda e região e, em seguida, calcula-se a taxa de poupança agregada como uma média ponderada das taxas dos segmentos. O segundo é uma extensão do anterior, no sentido em que os segmentos são caracterizados por um maior número de variáveis preditivas. Já o terceiro modelo incorpora um leque maior de variáveis explicativas sugeridas pela literatura sobre poupança. Uma importante característica dos dados é a quantidade proporcionalmente grande de famílias com poupança nula. Para lidar com este fato, o modelo de Heckman é o quarto modelo alternativo para projetar a taxa de poupança. Enquanto a estrutura linear dos três primeiros modelos permite a aplicação direta da decomposição de Blinder-Oaxaca na sua avaliação, o quarto modelo possui uma estrutura não linear, que torna necessária uma adaptação conhecida como decomposição de Neuman-Oaxaca.

A taxa de poupança agregada é definida como a razão entre a poupança total das famílias e a renda total, o que é conceitualmente diferente da média das taxas de poupança das famílias. A fim de calcular a taxa de poupança agregada, é necessário

ponderar a taxa de poupança de cada família com a sua renda. Esta ponderação permite calcular com dados microeconômicos uma variável macroeconômica. Como o trabalho está focado na projeção da taxa de poupança agregada, todos os estimadores foram definidos ponderando-se cada observação com a renda da família associada.

A taxa de poupança pode ser definida segundo diferentes horizontes de postergação do consumo. Pode englobar apenas a poupança financeira ou pode ainda incluir a compra de imóveis, bens duráveis e formação de capital humano (educação e saúde). Logo, o trabalho analisa cinco medidas alternativas de poupança, as quais correspondem a diferentes graus de abrangência do conceito. Para cada uma delas, a variação da taxa de poupança foi estimada e decomposta segundo os quatro modelos anteriormente definidos, em um total de vinte decomposições.

Os resultados encontrados não sustentam a hipótese de estabilidade da relação entre a taxa de poupança agregada das famílias e as variáveis explicativas dos modelos de projeção. Para os quatro modelos propostos, a parcela da variação da taxa de poupança agregada explicada pela mudança dos parâmetros do modelo é significativamente maior que a parcela explicada pela variação das características observáveis das famílias. Este resultado coloca em evidência as limitações dos procedimentos de interpolação/extrapolação usados pelo IBGE para estimar a taxa de poupança agregada das famílias em anos sem disponibilidade de POF.

Este trabalho possui mais seis seções, além desta introdução. A segunda e a terceira discutem a metodologia e a base de dados, nesta ordem. A quarta e a quinta descrevem, respectivamente, as cinco medidas de poupanças e as variáveis explicativas dos modelos de projeção. A sexta apresenta os resultados. Por fim, a sétima conclui.

2 METODOLOGIA

Esta seção começa com uma descrição sumária do procedimento utilizado pelo IBGE para estimar a taxa de poupança agregada das famílias em anos sem disponibilidade de POF. Em seguida, descreve os principais passos da metodologia empregada no trabalho para avaliar a viabilidade deste procedimento.

Seja um modelo $S^t = F(X^t; \beta^t)$ que explica a taxa de poupança agregada das famílias no ano t em função de um conjunto de variáveis explicativas X^t . Consequentemente, a variação $S^{t+1} - S^t$ desta taxa entre $t+1-t$ pode ser causada tanto pela variação $X^{t+1} - X^t$ das variáveis explicativas quanto pela variação $\beta^{t+1} - \beta^t$ dos parâmetros do modelo. Suponha que a POF foi realizada no ano t , de forma que β^t pode ser estimado com os dados para S^t e X^t . Caso a POF não seja realizada no ano $t+1$, a estimativa de β^t é usada pelo IBGE para projetar a taxa de poupança

deste ano como $F(X^{t+1};\beta)$, onde observações para X^{t+1} são provenientes de fontes de dado apuradas anualmente. Conseqüentemente, a confiabilidade desta projeção está condicionada à estabilidade dos parâmetros β entre t e $t+1$.

O trabalho tem o objetivo limitado de avaliar esta estabilidade, uma vez que este é o passo inicial para validar o uso do procedimento descrito anteriormente. A metodologia empregada para tanto pode ser dividida em três partes, as quais são detalhadas nas subseções a seguir. A primeira descreve a especificação dos modelos de projeção $S^t = F(X^t; \beta)$, com especial atenção para a escolha das explicativas X^t . A segunda consiste na estimação dos modelos ponderando cada família pela sua participação na renda agregada, de forma que a poupança agregada possa ser calculada a partir de dados microeconômicos. A terceira consiste no uso dos procedimentos de Blinder-Oaxaca e Neuman-Oaxaca para decompor a diferença entre as taxas de poupanças agregadas, calculadas com as POFs de 2002 e 2008, em uma componente explicada pela variação das características observáveis X , e outra explicada pela variação dos parâmetros β . A estabilidade dos parâmetros β é avaliada com base na significância e no tamanho relativo entre estes dois componentes.

2.1 Modelos de projeção

Os modelos de projeção devem apresentar capacidade explicativa e descrever padrões de comportamento estáveis temporalmente. Quatro modelos foram especificados com base em duas vertentes: *i*) a metodologia utilizada pelo IBGE para interpolação/extrapolação da taxa de poupança das famílias nas Contas Nacionais; e *ii*) a literatura teórica sobre os fatores determinantes da poupança das famílias.

O primeiro modelo, denominado renda-estado, é inspirado no procedimento adotado pelo Sistema de Contas Nacionais do IBGE (2008) para projetar o perfil de consumo das famílias nos anos em que a POF não é realizada. Este procedimento pressupõe a estabilidade dos padrões de poupança segundo o nível de renda relativo e a localização geográfica. A amostra de famílias da POF realizada no ano j é repartida por 27 regiões, cada qual correspondendo a um estado da Federação, e por dez faixas de renda delimitadas pelos decis da renda nacional, totalizando 270 segmentos amostrais. A taxa de poupança S_{ij} da família i é então explicada pela equação de regressão:

$$S_{ij} = \alpha_j + \sum_{rx} \theta_{rx}^j D_{ij}^{rx} + \varepsilon_{ij}, \quad (1)$$

onde ε_{ij} é um termo aleatório, enquanto (D_{ij}^{rx}) são variáveis indicadoras do pertencimento da família i ao segmento (r,x) , com $x=2, \dots, 27$ e $r=2, \dots, 10$, tal que os segmentos (r,x) são definidos em subconjunto de pares que garanta a ausência de colinearidade.

O segundo modelo, denominado renda-perfil, é uma modificação do anterior, que reparte a amostra de famílias da POF em 320 segmentos, caracterizados pela combinação de 64 perfis socioeconômicos e cinco faixas de renda delimitadas pelo vintis da renda nacional. Cada perfil é, por sua vez, uma combinação de cinco variáveis: gênero, idade e escolaridade do chefe da família e a presença de um membro aposentado ou funcionário público na família.⁴ Comparado ao primeiro, este modelo permite capturar o efeito de um leque maior de variáveis preditivas.

Nos modelos citados anteriormente, as classes de renda foram definidas com base nos decis ou vintis da distribuição da renda observada em 2002, os quais foram atualizados monetariamente para definir as correspondentes classes em 2008. Desta forma, o valor médio do indicador em 2002, ponderado com a renda, é a proporção da renda recebida por cada decil ou vintil em 2002, e o valor recebido por famílias equivalentes em 2008. A variação entre anos destas médias ponderadas é uma medida da alteração na distribuição da renda entre os anos.

O terceiro modelo segue a literatura teórica para selecionar as variáveis (X) que explicam a taxa de poupança das famílias por meio da regressão linear:

$$S_{ij} = \alpha_j + \sum_k \beta_k^j x_{ij}^k + \varepsilon_{ij} . \quad (2)$$

Um aspecto importante na especificação deste modelo, e também do modelo seguinte, é a seleção das variáveis explicativas, o que é discutido na seção 5, à luz da literatura teórica e empírica sobre os determinantes da taxa de poupança.

O quarto modelo, denominado teórico estendido, é uma adaptação do anterior, para lidar com o fato de que uma porção não desprezível das famílias na amostra tem poupança nula. Admitindo que esta condição reflete uma característica não observada das famílias, busca-se diferenciar as famílias com e sem poupança nula por meio de um modelo não linear, originalmente proposto por Heckman (1979), para lidar com o problema de viés de seleção, o qual é descrito pelas equações (3) e (4):

$$\begin{aligned} Pr[S_{ij} \neq 0 | Z_{ij}] &= \Phi(\theta_j Z_{ij}), \\ E[S_{ij} | S_{ij} \neq 0, X_{ij}, \lambda_{ij}] &= \beta_j X_{ij} + \gamma_j \lambda_{ij}, \end{aligned} \quad (3)$$

onde:

$$\lambda_{ij} = \phi(\theta_j Z_{ij}) / \Phi(\theta_j Z_{ij}) \quad (4)$$

é a inversa de Mills, na qual $\phi(\cdot)$ e $\Phi(\cdot)$ são, respectivamente, a função densidade e a função de distribuição acumulada da normal padrão. A primeira equação é um modelo Probit que explica a probabilidade de a família i na POF do ano j ter

4. Neste modelo, cada *dummy* indica uma combinação destas seis características, e a idade e a escolaridade do chefe da família são dicotomizadas em dois grupos separados pelas medianas das distribuições destas variáveis.

poupança não nula, onde o vetor Z_{ij} inclui, além das variáveis do terceiro modelo, uma variável *dummy* adicional para indicar se a família reportou a realização de pelo menos uma operação financeira.⁵ A segunda equação é um modelo de regressão linear que explica a taxa de poupança condicionada ao fato de não ser nula, onde o vetor X_{ij} inclui apenas as variáveis incluídas no terceiro modelo, enquanto λ_{ij} é a inversa de Mills para lidar com o viés de seleção. O modelo pode ser estimado em dois estágios: inicialmente, o modelo Probit é estimado com a amostra completa, rendendo o estimador $\hat{\theta}_j$; em seguida, o modelo linear é estimado com a subamostra das famílias com poupança não nula, usando a estimativa da inversa de Mills $\hat{\lambda}_{ij} = \phi(\hat{\theta}_j Z_{ij}) / \Phi(\hat{\theta}_j Z_{ij})$ como sua observação, rendendo os estimadores de mínimos quadrados ordinários $\hat{\beta}_j$ e $\hat{\gamma}_j$.

2.2 Estimador ponderado

Os três primeiros modelos podem ser escritos na forma mais geral de um modelo de regressão linear $E[S_{ij}|X_{ij}] = \beta_j X_{ij}$, onde S_{ij} e X_{ij} são, respectivamente, a taxa de poupança e o vetor de características observáveis da família i na POF do ano j . Cabe salientar que o vetor de coeficientes β_j pode variar entre as populações de pesquisas distintas. Como o objetivo do trabalho é projetar a taxa de poupança agregada das famílias, e não a taxa de poupança média delas, as estimativas $\hat{\beta}_j$ de mínimos quadrados dos coeficientes são obtidas ponderando cada família por sua participação na renda agregada da amostra. Para melhor esclarecer este argumento, é preciso observar que, embora ambas a taxa de poupança agregada e a taxa de poupança média de uma população sejam calculadas como uma média ponderada das taxas de poupança das unidades familiares, na primeira o fator de ponderação é igual a 1 para cada família (média aritmética), enquanto na segunda o fator de ponderação de cada família é a sua participação na renda agregada. Logo, a taxa de poupança agregada depende não apenas das taxas de poupança das unidades familiares, mas também da distribuição de renda na população. Para provar este argumento, sejam Y_i e R_i os valores da poupança e da renda da família i em uma população de tamanho N . A taxa de poupança média \bar{S} é simplesmente a média aritmética das taxas de poupança individuais, ou seja, $\bar{S} = \left(\frac{\bar{Y}}{\bar{R}}\right) = \frac{1}{N} \sum_i \frac{Y_i}{R_i}$. Contudo, denotando a participação da família na renda agregada como $w_i = \frac{R_i}{\sum_i R_i}$, segue que a taxa de poupança agregada \bar{S} é dada pela expressão:

$$\bar{S} = \frac{\bar{Y}}{\bar{R}} = \frac{\sum_i Y_i}{\sum_i R_i} = \sum_i \left(\frac{R_i}{\sum_i R_i} \right) \frac{Y_i}{R_i} = \sum_i w_i \frac{Y_i}{R_i},$$

onde $\bar{Y} = \frac{1}{N} \sum_i Y_i$ e $\bar{R} = \frac{1}{N} \sum_i R_i$ são, respectivamente, as médias aritméticas da poupança e da renda.

5. Esta variável, supostamente exógena, é incluída para lidar com o problema de identificação do modelo.

A estimação por mínimos quadrados *ordinários* do modelo de regressão linear implica que a estimativa \bar{S}_j da taxa de poupança *média* do ano j provida pela POF_j satisfaz a equação $\bar{S}_j = \hat{\beta}_j \bar{X}_j$ onde $\hat{\beta}_j$ é o estimador de mínimos quadrados ordinários, enquanto $\bar{S}_j = \frac{1}{N} \sum_{i \in POF_j} S_{ij}$ e $\bar{X}_j = \frac{1}{N} \sum_{i \in POF_j} X_{ij}$. Entretanto, a estimação por mínimos quadrados *ponderados pela renda* do modelo de regressão linear implica que a estimativa \bar{S}_j da taxa de poupança *agregada* do ano j provida pela POF_j satisfaz a equação $\bar{S}_j = \hat{\beta}_j \bar{X}_j$ tal que $\hat{\beta}_j$ é o estimador de mínimos quadrados ponderado pela renda, enquanto $\bar{S}_j = \sum_{i \in POF_j} w_{ij} S_{ij}$ e $\bar{X}_j = \sum_{i \in POF_j} w_{ij} X_{ij}$ onde w_{ij} é a estimativa da participação da família i na renda agregada no ano da POF_j .

O quarto modelo apresenta uma estrutura linear somente quando restrito à subamostra de famílias com poupança não nula. Logo, para este subconjunto, a estimativa da taxa de poupança agregada \bar{S}_j satisfaz a equação $\bar{S}_j = \hat{\beta}_j \bar{X}_j + \hat{\gamma}_j \bar{\lambda}_j$, tal que $\bar{\lambda}_j = \sum_{i \in POF_j} w_{ij} \hat{\lambda}_{ij}$ é a média ponderada da inversa de Mills no ano j . Para obter a taxa de poupança agregada irrestrita, basta multiplicar \bar{S}_j pela participação total das famílias com renda não nula na renda agregada.

2.3 Decomposição de Blinder-Oaxaca

O grau de confiabilidade do modelo de projeção depende da estabilidade de seus parâmetros no intervalo de tempo entre o ano da coleta de dados e o ano da projeção. Eventualmente, mudanças comportamentais, rupturas institucionais ou reviravoltas na política econômica poderiam impactar as decisões financeiras das famílias e, portanto, alterar os parâmetros dos modelos de projeção. Uma forma de avaliar a estabilidade dos parâmetros é utilizar a decomposição de Blinder-Oaxaca,⁶ segundo a qual a diferença entre as taxas de poupança agregada estimadas com as versões da POF de 2002 e 2008, dada por $R = \bar{S}_8 - \bar{S}_2$ onde $\bar{S}_8 = \hat{\beta}_8 \bar{X}_8$ e $\bar{S}_2 = \hat{\beta}_2 \bar{X}_2$, é fatorada como:

$$R = \bar{S}_8 - \bar{S}_2 = \hat{\beta}_8 \bar{X}_8 - \hat{\beta}_2 \bar{X}_2 = Q + P + I, \quad (5)$$

onde:

$$Q = \hat{\beta}_2 (\bar{X}_8 - \bar{X}_2),$$

$$P = (\hat{\beta}_8 - \hat{\beta}_2) \bar{X}_2,$$

$$I = (\hat{\beta}_8 - \hat{\beta}_2) (\bar{X}_8 - \bar{X}_2).$$

A parcela Q , conhecida como efeito-explicativa, mede a contribuição da variação das médias das características observáveis das famílias (X) sobre a variação da taxa

6. Esta decomposição foi proposta em uma série de artigos com aplicações em economia do trabalho, entre os quais se destacam Blinder (1973), Oaxaca (1973) e Oaxaca e Ransom (1998). Um resumo é encontrado em Jann (2005; 2008).

de poupança, enquanto a segunda parcela P , conhecida como efeito-coeficiente, mede a contribuição da variação dos coeficientes estimados sobre a variação da taxa de poupança. A terceira parcela I , conhecida como efeito-interação, decorre da variação conjunta dos coeficientes e das explicativas. O erro-padrão de cada termo da decomposição pode ser calculado para testar sua significância. As duas últimas parcelas podem ser consideradas como o efeito de componentes não observáveis, ou seja, a soma destas parcela é o erro de projeção $\epsilon = P+I$. A rejeição da hipótese nula de que o efeito-coeficiente P (ou o efeito-interação I) é igual a zero depõe contra a estabilidade dos coeficientes. Entretanto, mesmo neste caso, agora é possível comparar as magnitudes do efeito-explicativa Q e do efeito-coeficiente P para verificar se o primeiro é suficientemente maior que o segundo para prover toda a informação relevante sobre a direção e a magnitude da variação da taxa de poupança agregada das famílias.

Em relação ao quarto modelo (teórico estendido), o método de Oaxaca-Blinder não decompõe corretamente a variação da taxa de poupança agregada em um efeito-observável e um erro de projeção não observável. No procedimento de Heckit, a correção do viés de seleção dá-se por meio da inclusão das inversas de Mills como regressores na equação linear estimada com a amostra das famílias de poupança não nula. Logo, a variação média das inversas de Mills entre as POFs, denotada por $\bar{\lambda}_8 - \bar{\lambda}_2$, faz parte do efeito-explicativa Q na decomposição de Blinder-Oaxaca. No entanto, isto é conceitualmente errado, uma vez que, como fica evidente na equação (4), esta variação depende não apenas da variação $\bar{Z}_8 - \bar{Z}_2$ das características observáveis Z , mas também da variação $(\hat{\theta}_8 - \hat{\theta}_2)$ dos coeficientes estimados θ . Para contornar este problema, Neuman e Oaxaca (2004) propõem uma decomposição alternativa para a diferença entre as taxas de poupança agregadas entre as POFs de 2002 e 2008, denominada decomposição de Neuman-Oaxaca, a qual é dada por:

$$R = \bar{S}_8 - \bar{S}_2 = Q + \epsilon,$$

onde

$$\begin{aligned} Q &= \hat{\beta}_2(\bar{X}_8 - \bar{X}_2) + \hat{\gamma}_2(\bar{\lambda}_8 - \bar{\lambda}_2), \\ \epsilon &= (\hat{\beta}_8 - \hat{\beta}_2)\bar{X}_8 + (\hat{\gamma}_8 - \hat{\gamma}_2)\bar{\lambda}_8 + \hat{\gamma}_2(\bar{\lambda}_8 - \bar{\lambda}_8). \end{aligned} \quad (6)$$

O ponto mais importante desta decomposição é que $\bar{\lambda}_8$ é a média das inversas de Mills de 2008 calculadas por meio da expressão (4), com coeficientes θ_j estimados com a POF de 2002, enquanto $\bar{\lambda}_2$ e $\bar{\lambda}_8$ são as médias calculadas com coeficientes θ_j estimados das POFs de 2002 e 2008, respectivamente. Logo, Q é o efeito-explicativa da decomposição, uma vez que $\bar{\lambda}_8$ não aparece neste termo e, portanto, não depende da variação dos coeficientes $(\hat{\theta}_8 - \hat{\theta}_2)$. O erro de projeção ϵ

corresponde ao efeito não observável, cujas duas primeiras parcelas equivale à soma do efeito-coeficiente com o efeito-interação na decomposição de Blinder-Oaxaca. Já o último termo do erro de projeção é exclusivo do quarto modelo e decorre da estimação das inversas de Mills de 2008 a partir dos coeficientes estimados com a POF de 2002. Finalmente, como a decomposição anteriormente citada está circunscrita à subamostra de famílias com poupança não nula, a decomposição análoga referente à amostra total requer que seus termos sejam ajustados pela participação na renda agregada das famílias com poupança não nula.

3 BASE DE DADOS

A fonte de dados microeconômicos usada neste trabalho foi produzida pelas POFs de 2002-2003 e de 2008-2009 do IBGE.⁷ Cada pesquisa é composta por questionários com perguntas bastante detalhadas sobre a estrutura de consumo, gastos e rendimentos de uma amostra de famílias brasileiras. A partir desta informação, é possível estimar a taxa de poupança das famílias. As pesquisas têm sido realizadas com uma defasagem de pelo menos cinco anos, o que possibilita a divergência do conteúdo de variáveis que tenham o mesmo nome. Esta é uma questão relevante que não foi considerada no trabalho, o qual parte da hipótese de que as pesquisas são conceitualmente compatíveis. A única questão tratada explicitamente refere-se à desvalorização do valor da moeda, e, para isto, utilizam-se os corretores propostos pelo IBGE e disponíveis nas bases de dados das pesquisas. O tempo da pesquisa da POF é de doze meses, de forma a capturar o efeito de flutuações sazonais nos orçamentos familiares. Todos os valores reportados são anualizados e corrigidos pelo efeito da inflação.

A unidade de observação usada na parte empírica do trabalho corresponde ao conceito de unidade de consumo da POF, a qual é definida como um morador ou grupo de moradores de um domicílio particular permanente que compartilham a mesma fonte de alimentação. O tamanho amostral da POF 2002-2003 e da POF 2008-2009 consiste em 48.000 e 56.091 unidades de consumo, respectivamente, envolvendo todo o território nacional, inclusive áreas rurais. Cabe comentar que a POF faz uma distinção entre família e unidade de consumo, de forma que esta pode conter várias famílias.⁸ No entanto, este caso engloba menos que 1% da amostra e, além disso, a definição de unidade de consumo é mais próxima do conceito de

7. Duas outras pesquisas foram realizadas anteriormente: 1987-1988 e 1995-1996.

8. A POF define família como um conjunto de pessoas ligadas por laços de parentesco, dependência doméstica ou normas de convivência, que morem na mesma unidade domiciliar; ou como uma pessoa que more só em uma unidade domiciliar.

família relevante para o objetivo do trabalho. A partir deste ponto do estudo, as duas versões da POF serão referidas como POF 2002 e POF 2008.⁹

4 TAXA DE POUPANÇA AGREGADA

O foco do trabalho é a projeção da taxa de poupança agregada das famílias brasileiras, definida como a razão entre a poupança agregada e a renda agregada. É preciso, então, que a definição destas variáveis seja coerente com os objetivos do trabalho. Na prática, o conceito de poupança é ambíguo, uma vez que depende dos ativos reais e financeiros, que são usualmente comprados com a finalidade de reserva de valor e acumulação de capital. Consequentemente, o estudo considera cinco medidas alternativas de poupança: S1, a medida mais restrita, definida como o valor da compra líquida de ativos estritamente financeiros; S2, uma medida usual de poupança, definida como a soma da poupança S1 com a compra líquida de bens imóveis; S3, definida como a soma da poupança S2 com a compra líquida de veículos; S4, definida como a soma da poupança S3 com a compra líquida dos demais bens duráveis, tais como eletrodomésticos; e S5, definida como a poupança S4 acrescida dos gastos com capital humano (educação e saúde).¹⁰

As duas primeiras medidas de poupança estão relacionadas com a taxa de poupança das Contas Nacionais e dispensam comentário quanto à sua relevância. Contudo, do ponto de vista da economia familiar, outros tipos de gastos também podem ser entendidos como uma forma de poupança. Neste sentido, as medidas S3 e S4 trazem implícita a ideia de que os bens duráveis não apenas proporcionam um fluxo de serviços de consumo durante sua vida útil, mas também podem ser usados como reserva de valor, descontada sua depreciação, o que é particularmente importante no caso das famílias mais pobres, as quais têm acesso restrito aos instrumentos convencionais de poupança disponibilizados pelos mercados financeiros. O tratamento em separado dos imóveis e veículos, em relação aos demais bens duráveis, deve-se aos seus valores unitários relativamente mais elevados, o que implica um distinto grau de restrição de crédito para suas aquisições. Além disso, a taxa de depreciação temporal dos bens imóveis é bem menor que a dos outros bens duráveis, como veículos e eletrodomésticos, de forma que aqueles funcionam melhor como reserva de valor.¹¹ A medida S5 embute a ideia de que a acumulação de capital humano é uma importante forma de

9. A POF 2002 foi realizada entre julho de 2002 e julho de 2003, enquanto a POF 2008 foi realizada entre julho de 2008 e julho de 2009.

10. A medida S1 inclui caderneta de poupança, compra de títulos de renda fixa ou variável, fundos de investimento, previdência privada.

11. Outra característica distinta dos bens imóveis é que podem ser usados como instrumento de garantia para a obtenção de crédito.

investimento, que proporciona maior fluxo de renda futuro. A medida de renda usada no cálculo da taxa de poupança de uma família, segundo qualquer critério de medida, é a soma dos rendimentos correntes, monetários e não monetários, de todos os seus membros, livres de impostos e contribuições previdenciárias públicas compulsórias.¹²

A especificação do modelo de projeção da taxa de poupança das famílias precisa refletir as principais características dos dados. Uma importante característica, ilustrada pela tabela 1, é a relevância empírica das famílias com poupança nula e negativa. As primeiras colunas da tabela apresentam as médias amostrais da renda e da poupança dos segmentos de famílias com poupança positiva, nula e negativa, enquanto as últimas colunas da tabela apresentam as distribuições amostrais da renda e da população entre estes três segmentos. É notória a relevância do segmento das famílias com poupança nula, tanto em relação à sua participação numérica na população quanto em relação à sua participação na renda agregada. Considerando a amostra conjunta das duas pesquisas POF, a participação numérica deste segmento é muito elevada no caso das três medidas de poupança menos abrangentes (S1, S2 e S3), alcançando 74%, 59% e 46%, respectivamente. Esta participação cai acentuadamente para 11% e 3% no caso das medidas S4 e S5, nesta ordem. Analogamente, a fatia da renda agregada abocanhada pelas famílias com poupança nula, embora menos proeminente que a participação numérica, também é bastante elevada, alcançando 58%, 42% e 30%, no caso das medidas S1, S2 e S3, respectivamente, e novamente sofrendo uma queda significativa para 5% e 1%, no caso das medidas S1 e S2. No que tange ao segmento de famílias com poupança negativa, sua participação numérica na população e na renda agregada é, em geral, relativamente pequena, embora ainda relevante, especialmente no caso das medidas de poupança menos abrangentes. A tabela 1 também revela que, no caso de todas as medidas de poupança, a renda média é relativamente maior no segmento de famílias com poupança positiva e menor no segmento com poupança nula.¹³

12. Duas questões são relevantes neste cálculo. Primeiro, conforme procedimento usual, algumas despesas compulsórias, como pagamento de fiança e multas, são tratadas como choques negativos na renda, e, portanto, deduzidas da renda total. Segundo, as receitas monetárias englobam rendimentos do trabalho e do capital (juros, dividendos, aluguéis e lucros), bem como aposentadorias privadas, pensões, transferências governamentais (renda mínima, bolsa-escola etc.) e receitas esporádicas. A razão pela qual as receitas esporádicas foram incluídas no cálculo da renda corrente é que um importante argumento teórico para a determinação da taxa de poupança é a hipótese de suavização do consumo no tempo, a qual implica que choques transitórios na renda têm efeito desprezível sobre o consumo corrente.

13. Todos os resultados foram calculados descartando as famílias com taxa de poupança fora do intervalo $[-1, 1]$ e com valores espúrios das variáveis explicativas. Estes critérios descartam menos do que 1% das famílias.

TABELA 1
Média e proporção das famílias na população e na renda agregada por sinal da poupança e POF

	Média (R\$)					Proporção (%) na renda agregada e na população					
	Poupança negativa		Poupança positiva		Poupança nula	Poupança negativa		Poupança positiva		Poupança nula	
	Renda	Poupança	Renda	Poupança	Renda	Renda	População	Renda	População	Renda	População
POF	S1					S1					
2002	1.756	-286	2.345	391	1.089	12	9	19	10	69	81
2008	1.898	-410	2.954	438	1.341	10	10	39	23	51	67
Total	1.833	-356	2.784	425	1.212	11	9	31	17	58	74
POF	S2					S2					
2002	1.440	-442	1.804	307	997	9	8	43	30	48	61
2008	1.573	-511	2.649	557	1.225	8	9	54	36	38	55
Total	1.509	-480	2.293	451	1.113	8	8	50	33	42	59
POF	S3					S3					
2002	1.204	-427	1.758	362	842	8	8	61	44	31	47
2008	1.438	-522	2.418	689	1.138	6	8	65	48	29	45
Total	1.322	-475	2.113	543	997	7	8	63	46	30	46
POF	S4					S4					
2002	1.108	-534	1.375	260	583	5	6	90	84	5	10
2008	1.223	-670	1.924	492	801	3	5	92	84	5	11
Total	1.165	-602	1.667	385	702	4	5	91	84	5	11
POF	S5					S5					
2002	599	-671	1.333	357	375	2	4	97	93	1	3
2008	680	-846	1.838	612	552	1	3	98	94	1	3
Total	639	-759	1.607	494	463	1	3	98	94	1	3

Fonte: POF 2002-2003/POF 2008-2009.

A tabela 2 apresenta a distribuição por faixa de renda dos segmentos de famílias com poupança financeira S1 positiva, nula e negativa. São definidas dez faixas limitadas pelos decis da distribuição da renda. Em linha com a evidência empírica para os Estados Unidos apresentada em Dynan, Skyner e Zeldes (2004), segundo a qual as famílias mais ricas têm maior propensão a poupar, a tabela revela que a proporção de famílias com poupança financeira positiva aumenta com a faixa de renda, o contrário se verificando com a proporção de famílias com poupança financeira nula. No entanto, cabe observar que, entre a faixa mais rica e mais pobre das famílias, a queda na proporção de famílias com poupança nula ultrapassa 45 pontos percentuais (p.p.), enquanto o aumento na proporção das famílias com poupança positiva mal alcança 10 p.p. Esta diferença de magnitude

é explicada pelo avanço da participação do segmento de famílias com poupança negativa nas faixas de renda mais elevadas, a qual aumenta 37 p.p. entre as faixas extremas, sugerindo que a disponibilidade de renda não é o elemento crítico na decisão entre poupar ou “despoupar”. Este resultado é coerente com a hipótese de que as famílias mais ricas estão menos sujeitas à restrição de crédito e, conseqüentemente, são mais prováveis de contratar empréstimos financeiros para a compra de imóveis, veículos e outros bens duráveis.

Em seu conjunto, as estatísticas apresentadas nas tabelas 1 e 2 deixam evidente que a presença de famílias com poupança nula está longe de ser um resultado residual, e também não é um fato restrito às faixas mais pobres da população. Assim, a metodologia usada na projeção da taxa de poupança agregada das famílias precisa levar em conta a existência de uma possível heterogeneidade no efeito das variáveis preditivas entre segmentos de famílias com poupança nula e não nula. Isto é feito neste trabalho por meio do quarto modelo – teórico estendido –, analisado na subseção 2.1, o qual se baseia no procedimento de Heckman para tratamento do problema do viés de seleção amostral.

TABELA 2

Distribuição por faixa de renda dos segmentos de famílias com poupança financeira (S1) positiva, nula e negativa

Número do decil	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	Total
Decil da distribuição da renda familiar	565	813	1.056	1.329	1.659	2.079	2.661	3.635	5.716	Máximo	-
Famílias com poupança positiva (%)	4,0	5,2	5,7	6,9	7,8	8,8	10,6	11,4	12,3	13,8	8,6
Famílias com poupança nula (%)	92,9	88,9	86,1	82,3	78,4	75,4	68,4	63,7	57,5	45,9	74,4
Famílias com poupança negativa (%)	3,1	5,9	8,2	10,8	13,8	15,8	21,0	24,9	30,2	40,3	17,1
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Fonte: POF 2002-2003/POF 2008-2009.

5 PREDITORES DO MODELO TEÓRICO DA TAXA DE POUPANÇA

O objetivo do trabalho é avaliar a estabilidade de modelos de projeção usados na extrapolação da taxa de poupança agregada das famílias. Como esta estabilidade depende da especificação do modelo, esta seção discute as variáveis explicativas – demográficas e socioeconômicas – incluídas nos modelos de projeção teórico e teórico estendido apresentados na subseção 2.1. Browning e Lusardi (1996) e Deaton (2005) oferecem um resumo abrangente da literatura que fundamenta a seleção destas variáveis. A tabela 3 apresenta a média amostral delas para diferentes segmentos da população.

Uma vez que a taxa de poupança é a razão entre a poupança e a renda, o ponto de partida teórico de qualquer discussão em torno de seus determinantes remonta ao modelo do ciclo da vida desenvolvido por Friedman (1953) e Brumberg e Modigliani (1954), segundo o qual as famílias suavizam consumo no tempo como resultado de uma alocação intertemporal ótima de seus recursos. Obviamente que a validade deste resultado vai depender do grau de acesso das famílias ao mercado de crédito. Uma importante implicação desta teoria é que o consumo das famílias não responde a choques transitórios na sua renda, mas se move em linha com choques permanentes. Estes resultados centrais da teoria foram logo contestados pela evidência empírica, a qual revela a existência de um razoável paralelismo entre a renda corrente e o consumo corrente no ciclo da vida. Em um importante trabalho, Gourinchas e Parker (2000) observam que o paralelismo tende a desaparecer apenas na fase final do ciclo da vida. Por conta desta discussão, a idade do chefe da família e a renda corrente familiar são fortes candidatas a variáveis explicativas. A inclusão de um termo quadrático para a idade torna o modelo suficientemente flexível para capturar a evolução empírica da taxa de poupança no ciclo da vida.

Uma vez que a existência de restrições institucionais para o acesso ao crédito altera drasticamente as predições teóricas em relação ao comportamento da taxa de poupança ao longo do ciclo da vida, o modelo inclui uma variável *dummy* para indicar a realização de operações financeiras pelos membros da unidade familiar, tais como aplicações e resgates em cadernetas de poupança, fundos mútuos, ações e títulos de renda fixa. A ideia subjacente é que a extensão do acesso aos mercados financeiros reflete a força da restrição de crédito enfrentada pela unidade familiar.

Uma importante variável explicativa para a taxa de poupança é o nível de educação da família. Esta variável traz informação sobre a renda permanente da família. Conforme a teoria do ciclo da vida, mudanças na renda permanente têm efeito duradouro sobre o consumo e a poupança. Além disso, esta variável pode ter efeitos adicionais sobre a poupança, na medida em que famílias mais escolarizadas são mais eficientes na administração de seu patrimônio. Neste sentido, alguns estudos, tais como Bernheim e Scholz (1993), Browning e Lusardi (1996) e Attanasio e Székely (1998), encontraram evidência empírica de um efeito positivo da educação sobre a poupança. Contudo, usando dados da POF, estudo do Banco Central do Brasil (2013) não encontra correlação entre a escolaridade e a taxa de poupança das famílias. Neste trabalho, o nível de educação é medido como o número de anos de estudo do chefe da família. Quatro classes de escolaridade são definidas com base no número de anos de estudo do chefe da família, denotado por “e”: primário incompleto ($e < 4$), secundário incompleto ($4 \leq e < 8$), colegial incompleto ($8 \leq e < 11$) e universitário ($11 \leq e$). Também é incluída uma variável que reflete o capital humano agregado da família, dado pela média do número de anos de estudo dos membros da família que trabalham além do chefe.

Como a base de dados foi produzida por duas POFs realizadas em períodos distintos, é possível introduzir uma variável de coorte a partir do ano de nascimento do chefe da família. A ideia é que pessoas nascidas em diferentes períodos podem ter hábitos de consumo e poupança distintos. Para tanto, denotando por “a” o ano de nascimento do chefe a família, são definidas cinco categorias para esta variável: $a < 1950$, $1950 \leq a < 1960$, $1960 \leq a < 1970$, $1970 \leq a < 1980$ e $a \geq 1980$, que estão representadas por variáveis indicadoras de pertinência a cada um destes grupos. Os estudos que analisam se gerações distintas têm diferentes propensões a poupar chegam a resultados mistos. Em alguns casos, o efeito coorte mostra-se significativo: Paxson (1996) para os Estados Unidos; Jappelli e Modigliani (1998) para a Itália; e Moreira e Silveira (2015) para o Brasil; enquanto para outros o efeito é inexistente: Paxson (1996) para o Reino Unido.

Algumas extensões da teoria foram desenvolvidas para conciliá-la com a evidência empírica. Uma primeira linha de estudo argumenta que, se o chefe da família planeja suavizar o consumo dos membros individuais, e não o consumo agregado da família, suas decisões de consumo e poupança precisam levar em conta a evolução do tamanho e da composição da família no ciclo da vida. Consistentes com esta argumentação, alguns estudos empíricos revelam que o paralelismo desaparece após a correção da renda e do consumo por estas variáveis. Contudo, outros estudos, como Fernandez-Villaverde e Krueger (2007), observam que o paralelismo, embora reduzido, permanece mesmo controlando por demográficas. Com base nesta discussão, as seguintes variáveis demográficas foram incluídas no modelo para capturar o efeito de mudanças no tamanho e na composição da família: número de crianças (menos de 15 anos), número de jovens (entre 15 e 22 anos), número de adultos (entre 22 e 65 anos) e número de idosos (acima de 65 anos).

Uma segunda linha de estudo argumenta que uma importante razão para as famílias pouparem é o motivo precaução. É razoável esperar que o tamanho desta modalidade de poupança varie diretamente com a incerteza em relação à renda do trabalho (redução de salário ou perda do emprego) e com a probabilidade de ocorrência inesperada de gastos improrrogáveis, principalmente despesas com saúde, os quais podem ser interpretados como choques negativos na renda corrente. Browning e Lusardi (1996) argumentam que esta incerteza tem um impacto negativo sobre o consumo, principalmente quando interage com a existência de restrições de liquidez. Eles também encontram evidência de que a poupança precaucionária é mais importante para jovens e pobres. Carrol (1992) propõe que a resposta ótima das famílias à incerteza da renda futura é a rápida formação de um estoque de ativos líquidos (*buffer stock*) na fase inicial do ciclo da vida, após o qual o consumo tende a mover-se em paralelo com a renda.

Gourinchas e Parker (2000) encontram evidência de que o comportamento das famílias é compatível com este argumento até a meia idade. Já na fase final do ciclo da vida, as famílias começam a poupar rapidamente para aposentadoria, comportando-se mais em linha com o modelo-padrão. Freitas (2010) conclui que o efeito da poupança precaucionária no Brasil é estatisticamente significativo. Na mesma linha, Ribeiro (2015) encontra evidência de que o motivo precaução é a principal razão para a poupança das famílias, inclusive para os mais velhos. Moreira e Silveira (2015) concluem que a maior estabilidade da renda tem efeito negativo sobre a taxa de poupança.

No que diz respeito ao efeito do motivo precaução sobre a taxa de poupança, foram incluídas variáveis *dummies* para indicar a existência ou não de pelo menos um membro da família que receba renda como aposentado, como empregado público, como empregado no setor formal da economia e como beneficiário de programas de transferências governamentais do tipo Bolsa Família. Existe uma *dummy* diferente para cada uma destas fontes de renda. A ideia é que a maior estabilidade destas fontes de renda torna a poupança precaucionária menos relevante, pois é possível contar com uma renda mínima em qualquer circunstância. Além disso, em um contexto institucional caracterizado pela existência de um regime de previdência pública englobando parcela significativa da população, não é possível ignorar o fato de que o incentivo a poupar das famílias contribuintes pode ser fortemente reduzido devido à perspectiva de uma renda vitalícia futura, especialmente se existem programas de renda mínima para a velhice, como é o caso do Brasil (Lei Orgânica da Assistência Social – Loas). Também como indicadores da estabilidade da renda familiar, foram introduzidas variáveis *dummies* para informar se o chefe da família e seu cônjuge recebem renda. Quanto maior o número de membros trabalhando, menor a probabilidade de uma família ficar sem qualquer fonte de renda. Com o mesmo objetivo, outra variável *dummy* é introduzida para informar se o número de recebimentos mensais da família ao longo do ano é maior que doze. Esta variável pretende avaliar a estabilidade financeira da unidade familiar, uma vez que indica se a família é ou não desprovida de qualquer fonte de renda em algum mês do ano.

Finalmente, o modelo inclui variáveis *dummies* indicando a propriedade de imóvel próprio e de veículo. Estes bens duráveis merecem tratamento diferenciado devido ao seu alto valor unitário e menor taxa de depreciação temporal, de forma que sua propriedade pode alterar as decisões de poupança das famílias. Eles podem ser usados como garantia para empréstimos pessoais, suavizando a restrição de crédito, ou como reserva de valor para fins de poupança precaucionária, reduzindo a demanda por ativos financeiros com este objetivo.

TABELA 3
Taxas de poupança agregada e variáveis explicativas

POF	2002	2008	Total	POF	2002	2008	Total
<i>Perfil econômico e financeiro</i>				<i>Variáveis demográficas</i>			
Aposentadoria (%)	29,7	34,1	32	Idade do chefe	46,3	48,2	47,3
Emprego público (%)	29,2	27,3	28,3	Idade do chefe 2	23,4	25,3	24,4
Transferência (%)	6,5	11,7	9,2	Sexo do chefe (%)	24	27,7	25,9
Emprego formal (%)	54,8	54,4	54,6	Nº crianças (idade<=15)	1,1	0,9	1,0
Nº rendimentos (%)	74,9	70,6	72,7	Nº jovens (15<idade<=22)	1,1	0,9	1,0
Cônjuge com renda (%)	68,8	69,8	69,3	Nº adultos (22<idade<=65)	1,5	1,5	1,5
Imóvel próprio (%)	77,6	77,4	77,5	Nº idosos (idade>65)	0,2	0,2	0,2
Veículo próprio (%)	48,5	50,1	49,3	Capital humano	2,3	2,7	2,5
Log renda	0,45	0,45	0,46	<i>Poupança (%)</i>			
Operação financeira(%)	19,8	24,7	22,5	Financeira: S1	0,7	4,1	2,4
<i>Classes de escolaridade (anos de estudo do chefe = e)</i>				S1 e imóveis: S2	4,9	9,7	7,3
4<=e<8 (%)	12,5	11,8	12,2	S2 e veículos: S3	10,1	14,7	12,5
8<=e<11 (%)	22,9	26,7	24,8	S3 e bens duráveis: S4	14,9	19,9	17,4
11<=e (%)	19,9	20,5	20,2	S4 e saúde e educação: S5	24,3	29,2	26,8

Fonte: POF 2002-2003/POF 2008-2009.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. O valor em percentual de uma variável explicativa indica a proporção das famílias da amostra pertencentes ao segmento da população caracterizado pela variável.

2. Idade do chefe 2 é o quadrado da idade do chefe, dividido por 100.

6 RESULTADOS

Esta seção discute os resultados da aplicação das decomposições de Blinder-Oaxaca e de Neuman-Oaxaca sobre a diferença entre as taxas de poupança agregada das famílias brasileiras estimadas com as versões das POFs de 2002 e de 2008. O objetivo é verificar a confiabilidade das projeções da taxa de poupança agregada em 2008 a partir de modelos econométricos estimados com os dados da POF de 2002. Para testar a robustez dos resultados, a decomposição é aplicada sobre quatro modelos alternativos, os quais explicam a taxa de poupança familiar a partir de diferentes abordagens, conforme explicado na subseção 2.1. Inicialmente, a tabela 4 apresenta as estatísticas R^2 dos quatro modelos para cada POF. Os resultados mostram que o modelo teórico, o qual inclui apenas 26 variáveis explicativas, tem um ajuste superior aos modelos de renda-estado e de renda-perfil. Em geral, o modelo teórico estendido melhora marginalmente a capacidade explicativa do modelo teórico.

TABELA 4
Ajustamento (R²) dos modelos de poupança

Medida de poupança	S1	S2	S3	S4	S5
POF	Modelo renda-estado: 270 variáveis				
2002	0,022	0,055	0,139	0,110	0,187
2008	0,098	0,202	0,205	0,177	0,210
POF	Modelo renda-perfil: 320 variáveis				
2002	0,018	0,048	0,120	0,102	0,155
2008	0,088	0,135	0,152	0,133	0,160
POF	Modelo teórico: 26 variáveis				
2002	0,024	0,099	0,195	0,170	0,222
2008	0,150	0,326	0,291	0,261	0,267
POF	Modelo teórico estendido				
2002	0,036	0,124	0,187	0,162	0,214
2008	0,226	0,417	0,294	0,267	0,271

Fonte: POF 2002-2003/POF 2008-2009.

A tabela 5 apresenta os resultados da decomposição de Blinder-Oaxaca para os modelos renda-estado, renda-perfil e teórico. São mostrados, para cada modelo, o efeito-explicativa Q e o erro de projeção, o qual é a soma do efeito-coeficiente P e do efeito-interação I , tal como descritos na subseção 2.3. Para os dois primeiros modelos também é apresentado o efeito-constante, o qual é a parte do efeito-coeficiente relativo à diferença entre as constantes estimadas com as POFs de 2008 e 2002. Adicionalmente, a primeira parte da tabela apresenta as taxas de poupança agregada calculadas com as duas POFs e ainda a respectiva diferença entre elas.

TABELA 5
Decomposição de Blinder-Oaxaca da diferença entre as taxa de poupança de 2008 e 2002

<i>Taxa de poupança agregada</i>					
Medida de poupança	S1	S2	S3	S4	S5
POF 2008 (A)	4,14*** (0,20)	9,73*** (0,25)	14,69*** (0,26)	19,91*** (0,25)	29,20*** (0,23)
POF 2002 (B)	0,68*** (0,01)	4,85*** (0,16)	10,15*** (0,18)	14,88*** (0,18)	24,25*** (0,17)
Diferença: (A) - (B)	3,46*** (0,05)	4,88*** (0,30)	4,54*** (0,31)	5,02*** (0,30)	4,95*** (0,29)

(Continua)

<i>Decomposição de Blinder-Oaxaca: modelo renda-estado</i>					
Medida de poupança	S1	S2	S3	S4	S5
Efeito-explicativa	-0,12*** (0,02)	-0,36*** (0,07)	-0,96*** (0,10)	-0,85*** (0,10)	-1,13*** (0,12)
Erro de projeção:					
Efeito-coeficiente	3,79*** (0,04)	5,68*** (0,32)	5,68*** (0,32)	6,10*** (0,32)	6,22*** (0,29)
Efeito-interação	-0,21*** (0,06)	-0,44*** (0,14)	-0,19 (0,14)	-0,23 (0,14)	-0,14 (0,12)
<i>Decomposição de Blinder-Oaxaca: modelo renda-perfil</i>					
Medida de poupança	S1	S2	S3	S4	S5
Efeito-explicativa	0,02 (0,03)	-0,27*** (0,06)	-0,77*** (0,09)	-0,75*** (0,08)	-0,76*** (0,10)
Erro de projeção:					
Efeito-coeficiente	3,47*** (0,20)	5,44*** (0,30)	5,47*** (0,31)	5,95*** (0,31)	5,79*** (0,29)
Efeito-interação	-0,03 (0,09)	-0,28** (0,11)	-0,16 (0,11)	-0,18 (0,11)	-0,09 (0,10)
<i>Decomposição de Blinder-Oaxaca: modelo teórico</i>					
Medida de poupança	S1	S2	S3	S4	S5
Efeito-explicativas	-0,07 (0,07)	-0,48*** (0,16)	-0,74*** (0,20)	-0,82*** (0,19)	-0,59*** (0,21)
Erro de projeção:					
Efeito-coeficiente	4,00*** (0,27)	5,85*** (0,30)	5,64*** (0,31)	6,15*** (0,30)	5,82*** (0,28)
Efeito-interação	-0,47** (0,19)	-0,49** (0,24)	-0,36 (0,23)	-0,31 (0,22)	-0,28 (0,21)

Fonte: POF 2002-2003/POF 2008-2009.

Obs.: 1. Desvio-padrão entre parênteses.

2. ***, ** e * = significativo a 1%, a 5% e a 10%, respectivamente.

Os principais resultados da tabela 5 são praticamente robustos em relação às medidas de poupança adotadas. Inicialmente, cabe destacar que a taxa de poupança agregada teve um aumento significativo no intervalo entre as duas POFs, o qual oscila entre 3,46 e 5,02 p.p., dependendo da medida adotada. O método de Oaxaca-Blinder decompõe este aumento no efeito-observável e no erro de projeção

não observável. Neste sentido, o primeiro fato importante é que, com exceção do efeito-observável relativo à medida de poupança S1, os dois principais termos da decomposição – o efeito-explicativa e o efeito-coeficiente – são significativos, com o primeiro sempre positivo e o segundo sempre negativo. O efeito-interação também é sempre negativo, embora tenha se revelado significativo apenas para as medidas S1 e S2 de poupança.

Embora significativo para quase todas as medidas de poupança, o efeito-explicativa tem magnitude pequena e sinal oposto em relação à variação da taxa de poupança agregada. Já o efeito-coeficiente é significativo para todas as medidas de poupança. Além disso, este termo é da mesma ordem de grandeza e sinal que a variação total da taxa de poupança agregada. O efeito-interação também apresenta pequena magnitude em relação à variação da taxa de poupança agregada.

Em linha com os resultados anteriores, a magnitude do efeito-coeficiente positivo, em valor absoluto, é de ordem de grandeza superior à magnitude do efeito-observável negativo, o que explica o aumento da taxa de poupança agregada. Em geral, a magnitude do efeito-observável fica abaixo de 1 p.p., enquanto a magnitude do efeito-coeficiente supera 4 p.p., chegando até 6 p.p. nas medidas mais abrangentes de poupança. Em suma, não apenas o efeito-coeficiente é estatisticamente significativo, como também sua magnitude supera de longe a magnitude do efeito-explicativa, respondendo quase que inteiramente por toda a diferença entre as taxas de poupança estimadas pelas versões da POF de 2002 e 2008. Além disso, o efeito-explicativas tem direção oposta ao aumento da taxa de poupança agregada, enquanto o efeito-coeficiente tem a mesma direção. No seu conjunto, estes resultados constituem evidência empírica contrária à estabilidade dos parâmetros dos modelos de projeção.

Como mostra a tabela 1, uma proporção considerável das famílias apresenta taxa de poupança nula, especialmente no caso da poupança financeira (S1), fato que poderia explicar parte dos resultados encontrados anteriormente. Para lidar com esta possibilidade, o trabalho introduz o quarto modelo, teórico estendido, descrito na subseção 2.1. A estrutura não linear deste modelo requer uma extensão da decomposição de Oaxaca-Blinder conhecida como decomposição de Neuman-Oaxaca, a qual foi descrita na subseção 2.4. Como esta decomposição está circunscrita à subamostra de famílias com poupança não nula, é necessário que seus termos sejam ajustados pela participação na renda agregada do conjunto das famílias com poupança não nula, a fim de se obter a decomposição relativa à amostra total. A primeira parte da tabela 6 apresenta a decomposição de Neuman-Oaxaca para as subamostras de famílias com poupança não nula, enquanto a segunda parte apresenta o ajuste desta decomposição para a amostra total.

TABELA 6
Decomposição de Neuman-Oaxaca da diferença entre as taxa de poupança de 2008 e 2002

<i>Taxa de poupança agregada: subamostra de famílias com poupança $\neq 0$</i>					
Medida de poupança	S1	S2	S3	S4	S5
POF 2008 (A)	8,45*** (0,42)	15,84*** (0,40)	20,84*** (0,35)	20,93*** (0,27)	29,44*** (0,24)
POF 2002 (B)	2,24*** (0,24)	9,33*** (0,29)	14,76*** (0,25)	15,61*** (0,19)	24,47*** (0,18)
Diferença: (A) - (B)	6,21*** (0,48)	6,51*** (0,50)	6,08*** (0,43)	5,32*** (0,33)	4,97*** (0,30)
<i>Decomposição de Neuman-Oaxaca: subamostra de famílias com poupança $\neq 0$</i>					
Medida de poupança	S1	S2	S3	S4	S5
Efeito- explicativa	-1,59*** (0,55)	-0,83 (0,53)	-1,23*** (0,45)	-0,46 (0,34)	-0,54* (0,32)
Erro de projeção	7,80** (1,03)	7,34** (1,02)	7,30** (0,88)	5,79** (0,67)	5,52** (0,62)
<i>Taxa de poupança agregada: amostra completa</i>					
Medida de poupança	S1	S2	S3	S4	S5
POF 2008 (A)	4,14*** (0,21)	9,73*** (0,27)	14,69*** (0,27)	19,91*** (0,26)	29,20*** (0,24)
POF 2002 (B)	0,68*** (0,08)	4,85*** (0,16)	10,15*** (0,18)	14,88*** (0,18)	24,25*** (0,18)
Diferença: (A) - (B)	3,46*** (0,22)	4,88*** (0,31)	4,54*** (0,32)	5,02*** (0,31)	4,95*** (0,30)
<i>Decomposição de Neuman-Oaxaca: amostra completa</i>					
Medida de poupança	S1	S2	S3	S4	S5
Efeito-explicativa	-1,33*** (0,29)	0,2 (0,31)	-0,54* (0,32)	0,26 (0,33)	-0,06 (0,32)
Erro de projeção	4,78** (0,52)	4,68** (0,61)	5,08** (0,64)	4,76** (0,65)	5,00** (0,62)

Fonte: POF 2002-2003/POF 2008-2009.

Obs.: 1. Desvio-padrão entre parênteses.

2. ***, ** e * = significativo a 1%, a 5% e a 10%, respectivamente.

O primeiro fato relevante na subamostra de famílias com poupança não nula é que a taxa de poupança agregada, para todas as medidas de poupança, continua aumentando significativamente entre 2002 e 2008. No entanto, ao contrário do

que ocorre com a amostra completa, agora este aumento diminui monotonicamente com a abrangência da medida de poupança, caindo de 6,21 p.p., na medida S1, para 4,97 p.p., na medida S5.

No que tange à decomposição de Neuman-Oaxaca, os resultados levam a conclusões qualitativamente semelhantes aos obtidos com os três modelos anteriores. Mesmo considerando apenas o subconjunto das famílias que têm poupança não nula nos dois anos, o efeito-explicativa é significativo, mas tem o sinal contrário ao esperado. A taxa de poupança observada, em todos os casos, aumenta, e a taxa projetada diminui. Resultado mostra que, mesmo corrigindo para um possível erro de especificação, verifica-se que o padrão de comportamento das famílias mudou entre os anos 2002/2008. Os resultados extrapolados para o conjunto das famílias elimina a relevância do efeito-explicativa e confirma a inadequação da especificação.

É importante salientar a robustez dos resultados obtidos em relação à especificação dos modelos de projeção. Além do modelo renda-estado, mais próximo ao procedimento adotado pelo IBGE para projetar a taxa de poupança agregada, três modelos alternativos foram testados com este objetivo, os quais incluíram na sua especificação um número bem mais extenso de variáveis explicativas sugeridas pela literatura. Além disso, o modelo teórico estendido foi especificado, de forma a levar em conta o fato de que uma proporção significativa das famílias tem poupança nula. Apesar deste esforço, verifica-se que, historicamente, a diferença entre as taxas de poupança agregada estimadas com duas POFs consecutivas é explicada em maior extensão por mudanças nos coeficientes estimados, restando um papel secundário para as mudanças nas médias amostrais das características preditivas. Mesmo quando estatisticamente significativo, o tamanho do efeito-explicativa observado é economicamente irrelevante e tem o sinal errado, face ao tamanho dos efeitos não observados em todos os quatro modelos de projeção.

Intuitivamente, este resultado sugere que aquela diferença deve ser atribuída a mudanças no padrão de comportamento das famílias no intervalo de realização da POF, o que está refletido nas diferentes estimativas dos coeficientes produzidas pelas pesquisas. Este resultado depõe desfavoravelmente contra o emprego de modelos econométricos estimados com dados defasados da POF para projetar a taxa de poupança corrente e futura.

Por fim, cabe ponderar que este resultado é muito forte e também poderia ser explicado por erros de mensuração, uma vez que as versões da POF de 2002 e 2008, embora muito próximos conceitualmente, não são exatamente iguais. Assim, embora as variáveis tenham sido construídas com o cuidado de se homogeneizar os conceitos, não há como garantir uma exata equivalência de medida, mas vale mencionar que o objetivo das POFs é a medida de despesa das famílias, o que sugere que o próprio IBGE teve interesse em manter a consistências destas medidas

centrais da pesquisa. Além disso, o primeiro modelo explica a taxa de poupança apenas com o estado e o decil de renda do domicílio, quantidades que certamente não estão sujeitas ao problema de erro de medida. O segundo, o terceiro e o quarto modelos, em ordem crescente, estão vulneráveis a questões de consistência. No entanto, a instabilidade dos resultados foi verificada de forma semelhante em todos os modelos. A robustez do resultado indica que a instabilidade dos parâmetros parece não depender da consistência entre as duas POFs.

7 CONCLUSÃO

O trabalho conclui que modelos estimados com dados defasados da POF não foram historicamente capazes de produzir projeções confiáveis da taxa de poupança agregada das famílias brasileiras. Este resultado é robusto em relação aos quatro modelos de projeção selecionados, cujas especificações incluem diferentes conjuntos de variáveis preditivas com disponibilidade anual de dados. Os três modelos lineares são avaliados diretamente segundo a decomposição de Blinder-Oaxaca. A existência de uma proporção elevada de famílias com poupança nula motiva o uso do modelo de Heckman como a quarta alternativa, a qual é avaliada por meio de uma extensão da decomposição anterior conhecida como decomposição de Neuman-Oaxaca.

Mais especificamente, ambas as decomposições mostram que a diferença entre as taxas de poupança agregada estimadas com as versões da POF de 2002 e 2008 decorreu principalmente de mudanças nos parâmetros estimados dos modelos de projeção – o que reflete uma mudança do padrão de comportamento das famílias –, restando um papel secundário para o efeito de mudanças nas médias amostrais das características preditivas. Em decorrência da baixa frequência da POF, este resultado compromete o uso de modelos estimados com dados desta pesquisa na projeção da taxa de poupança agregada das famílias brasileiras.

REFERÊNCIAS

- ATTANASIO, O.; SZÉKELY, M. Ahorro de los hogares y distribución del ingreso en México. **Nueva Época**, Toluca, v. 8, n. 2, p. 267-338, 1998.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. Taxa de poupança: uma análise regional. **Boletim Regional do Banco Central do Brasil**, v. 7, n. 1, p. 91-93, 2013.
- BERNHEIM, B.; SCHOLZ, J. Private saving and public policy. *In*: POTERBA, J. **Tax policy and the economy**. Massachusetts: MIT Press, 1993.
- BLINDER, A. S. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. **The Journal of Human Resources**, v. 8, n. 4, p. 436-455, 1973.
- BROWNING, M.; LUSARDI, A. Household saving: micro theories and micro facts. **Journal of Economic Literature**, v. 34, n. 4, p. 1797-1855, 1996.

BRUMBERG, R.; MODIGLIANI, F. Utility analysis and the consumption function: an interpretation of the cross-section data. *In*: KURIHARA, K. (Ed.). **Post-Keynesian economics**. New Brunswick: Rutgers University Press, 1954.

CARROLL, C. The buffer stock theory of saving: some macroeconomics evidence. **Brookings Papers on Economic Activity**, v. 2, p. 61-156, 1992.

DEATON, A. Franco Modigliani and the life-cycle theory of consumption. **BNL Quarterly Review**, v. 58, n. 233-234, p. 91-107, 2005.

DYNAN, K.; SKYNER, J.; ZELDES, S. Does the rich save more? **Journal of Political Economy**, v. 112, n. 2, p. 397-444, 2004.

FERNANDEZ-VILLAVERDE, J.; KRUEGER, D. Consumption over the life cycle: facts from consumer expenditure survey data. **The Review of Economics and Statistics**, v. 89, n. 3, p. 552-565, 2007.

FREITAS, P. G. **Poupança precaucional no Brasil: uma análise com microdados da POF 2010**. Dissertação (Mestrado) – Insper, São Paulo, 2010.

FRIEDMAN, M. **A theory of the consumption function**. Princeton: Princeton University Press, 1953.

GOURINCHAS, P. O.; PARKER, J. Consumption over the life cycle. **Econometrica**, v. 70, n. 1, p. 47-89, 2002.

HECKMAN, J. J. Sample selection as a specification error. **Econometrica**, v. 47, n. 1, p. 153-161, 1979.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Sistema de Contas Nacionais**. Rio de Janeiro: IBGE, 2008. (Série Relatórios Metodológicos, n. 24).

JANN, B. Standard errors for the Blinder-Oaxaca decomposition. *In*: GERMAN STATA USERS GROUP MEETING, 3., 2005, Berlin. **Annals** [...]. Berlin: ETH, 2005. Disponível em: <https://goo.gl/hckpFp>. Acesso em: 27 fev. 2018.

_____. The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models. **The Stata Journal**, v. 8, n. 4, p. 453-479, 2008.

JAPPELLI, T.; MODIGLIANI, F. **The age-saving profile and the life-cycle hypothesis**. Napoli: Centre for Studies in Economics and Finance, 1998. (Working Paper, n. 9).

MOREIRA, A. B.; SILVEIRA, M. **Determinantes da taxa de poupança das famílias brasileiras: evidência microeconômica com as POFs 2002-2003 e 2008-2009**. Brasília: Ipea, 2015. (Texto para Discussão, n. 2070).

NEUMAN, S.; OAXACA, R. **Wage differentials in the 1990s in Israel**: endowments, discrimination, and selectivity. Bonn: IZA, 2004. (Working Paper, n. 10).

OAXACA, R. Male-female wage differentials in urban labor markets international. **Economic Review**, v. 14, p. 693-709, 1973.

OAXACA, R.; RANSOM, M. Calculation of approximate variances for wage decomposition differentials. **Journal of Economic and Social Measurement**, v. 24, p. 55-61, 1998.

PAXSON, C. Saving and growth: evidence of micro data. **European Economic Review**, v. 40, p. 255-288, 1996.

RIBEIRO, P. F. **Consumo, poupança precaucionária, lei de crédito consignado e impacto sobre alocação de ativos e distribuição de consumo**. 2015. Tese (Doutorado) – Escola de Economia de São Paulo, São Paulo, 2015.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

ATTANASIO, O. Consumption demand. *In*: TAYLOR, J. B.; WOODFORD, M. (Eds.). **Handbook of macroeconomics**. Amsterdam: North Holland-Elsevier, 1999.