

2269

TEXTO PARA DISCUSSÃO

**AVALIAÇÃO EMPÍRICA DA PROJEÇÃO
DA TAXA DE POUPANÇA AGREGADA
DAS FAMÍLIAS BRASILEIRAS COM
DADOS DA PESQUISA DE
ORÇAMENTOS FAMILIARES:
DECOMPOSIÇÃO DE
NEUMAN-OAXACA NO MODELO
DE HECKMAN**

**Marcos Antonio Coutinho da Silveira
Ajax Reynaldo Bello Moreira**

The logo for IPEA (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada) features the lowercase letters "ipea" in a white, sans-serif font. A yellow and green swoosh underline is positioned beneath the letters, starting under the "i" and ending under the "a".

ipea

AVALIAÇÃO EMPÍRICA DA PROJEÇÃO DA TAXA DE POUPANÇA AGREGADA DAS FAMÍLIAS BRASILEIRAS COM DADOS DA PESQUISA DE ORÇAMENTOS FAMILIARES: DECOMPOSIÇÃO DE NEUMAN-OAXACA NO MODELO DE HECKMAN

Marcos Antonio Coutinho da Silveira¹
Ajax Reynaldo Bello Moreira²

1. Técnico de planejamento e pesquisa na Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea.
2. Técnico de planejamento e pesquisa na Dimac/Ipea.

Governo Federal

Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão

Ministro interino Dyogo Henrique de Oliveira

ipea

**Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada**

Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente

Ernesto Lozardo

Diretor de Desenvolvimento Institucional, Substituto

Carlos Roberto Paiva da Silva

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia

João Alberto De Negri

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

José Ronaldo de Castro Souza Júnior

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Alexandre Xavier Ywata de Carvalho

Diretora de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação e Infraestrutura

Fernanda De Negri

Diretora de Estudos e Políticas Sociais

Lenita Maria Turchi

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais

Sérgio Augusto de Abreu e Lima Florêncio Sobrinho

Chefe de Gabinete

Silvana Nascimento Neves

Assessora-chefe de Imprensa e Comunicação

Regina Alvarez

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

URL: <http://www.ipea.gov.br>

Texto para Discussão

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – ipea 2017

Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.- Brasília : Rio de Janeiro : Ipea , 1990-

ISSN 1415-4765

1. Brasil. 2. Aspectos Econômicos. 3. Aspectos Sociais.
I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.908

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO	7
2 BASE DE DADOS	11
3 TAXA DE POUPANÇA AGREGADA	12
4 MODELOS DE PROJEÇÃO E DECOMPOSIÇÃO DE OAXACA	17
5 PREDITORES DA TAXA DE POUPANÇA AGREGADA	22
6 RESULTADOS	25
7 CONCLUSÃO	29
REFERÊNCIAS	30

SINOPSE

A Pesquisa de Orçamentos Familiares do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (POF/IBGE) é a única fonte de dados microeconômicos sobre a poupança das famílias brasileiras. Como esta pesquisa tem sido realizada em intervalos de pelo menos cinco anos, é importante discutir e avaliar empiricamente se modelos estimados com dados defasados da pesquisa mais recente são capazes de produzir projeções confiáveis da taxa de poupança agregada corrente e futura das famílias brasileiras a partir de observações correntes de variáveis preditivas disponibilizadas por pesquisas de frequência anual.

Modelos de projeção alternativos são estimados com variáveis preditivas sugeridas pela literatura sobre consumo e poupança. Um deles baseia-se no procedimento usado pelo IBGE para projetar a taxa de poupança agregada. Outro faz uso da estrutura não linear do modelo de Heckman para levar em conta o fato de que uma quantidade proporcionalmente elevada de famílias tem poupança nula. Como o trabalho está focado na taxa de poupança agregada, um aspecto metodológico importante é que os modelos precisam ser estimados ponderando as características de cada família por sua participação amostral na renda agregada.

As decomposições de Blinder-Oaxaca e de Neuman-Oaxaca revelam que a diferença entre as taxas de poupança agregada estimadas com as versões da POF de 2002-2003 e de 2008-2009 foi explicada em maior extensão por mudanças nos coeficientes estimados dos modelos de projeção, restando um papel secundário para o efeito das mudanças nas médias amostrais das características preditivas. Este resultado compromete o uso de modelos estimados com dados da POF na projeção da taxa de poupança agregada das famílias brasileiras, uma vez que somente o segundo efeito é observado em anos sem disponibilidade de POF.

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

ABSTRACT

The Household Budget Survey from IBGE is the only source of microeconomic data on savings of Brazilian families. As this research has been carried out at intervals of at least five years, it is important to discuss and empirically assess whether the estimated models with latest lagged research data are able to produce reliable projections of aggregate current savings rate and future of Brazilian families from current observations of predictive variables that are available from annual frequency for researches.

Alternative projection models are estimated with predictive variables suggested by the literature on consumption and savings. One is based on the procedure used by the IBGE to project the aggregate savings rate. Other uses of non-linear structure of Heckman model to take into account the fact that a proportionally high amount of families have zero savings. As the work is focused on the aggregate savings rate, an important methodological aspect is that the models need to be estimated with the weight of each family given by its sample participation on aggregate income.

The decompositions of Blinder-Oaxaca and of Neuman-Oaxaca show that the difference between the saving rates estimated with the versions of the POF 2002-2003 and 2008-2009 has been explained in greater extent by changes in the estimated coefficients of the projection models, leaving a secondary role for the effect of changes in sample means of predictive characteristics. This result undermines the use of models estimated with POF data in the projection of aggregate savings rate of Brazilian households, since only the second effect is observed in years without availability of POF.

Keywords: aggregate household savings rate; Blinder-Oaxaca decomposition; Neuman-Oaxaca decomposition.

1 INTRODUÇÃO

Entender a formação da poupança doméstica, bem como projetar seu comportamento futuro, é pesquisa de fundamental importância na atualidade econômica brasileira. Ela produz subsídio valioso para o desenho de políticas públicas orientadas para o fomento 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 e de 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, o estudo da poupança a partir de informação agregada está sujeito aos limites e aos problemas que a agregação de variáveis de decisão individual coloca para o estudo de seus determinantes.

O ponto de partida teórico de qualquer discussão sobre a taxa de poupança remonta ao modelo do ciclo da vida desenvolvido por Friedman (1953) e Brumberg e Modigliani (1954), segundo o qual as famílias suavizam o consumo no tempo como resultado de uma alocação intertemporal ótima de seus recursos. Este resultado central da teoria foi logo contestado pelos dados microeconômicos de diversos períodos e países, os quais têm revelado a existência de um razoável paralelismo entre renda e consumo correntes. O conflito entre as predições da teoria e a evidência empírica estimulou novos desenvolvimentos teóricos a partir de hipóteses mais próximas do contexto institucional no qual as famílias tomam suas decisões financeiras, buscando-se desta forma produzir resultados empiricamente mais consistentes. Um exemplo importante é a existência de imperfeições no mercado de crédito que impedem as famílias de consumir além de sua corrente. Outro exemplo é a exposição financeira das famílias a choques exógenos na renda, como doenças e desemprego, gerando incentivo adicional para a poupança por motivo de precaução. Um resumo abrangente da literatura é encontrado em Browning e Lusardi (1996) e Deaton (2005).

Como extensão desse esforço teórico, a pesquisa recente também tem se debruçado sobre os efeitos da heterogeneidade dos investidores sobre suas decisões financeiras, abrindo novos canais de transmissão para o efeito de um amplo leque de variáveis

demográficas e socioeconômica sobre taxa de poupança. Consequentemente, uma volumosa literatura foi produzida para avaliar empiricamente os fatores determinantes da poupança familiar por meio da estimação de modelos econométricos com base de dados microeconômicos, os quais permitem testar a significância econômica e a estatística da lista de variáveis sugeridas pela literatura teórica. Embora os resultados possam ser bastante divergentes, variando de acordo com as bases de dados de países e períodos amostrais distintos, um conjunto de variáveis emerge com razoável poder de explicação sobre a poupança.

Não menos importante que explicar a taxa de poupança das famílias é empregar o conjunto de resultados empíricos e conclusões deste estudo para a realização de exercícios de projeção e de simulação desta variável. Exercícios de projeção produzem estimativas da trajetória futura da poupança com base na trajetória esperada do conjunto de suas variáveis explicativas, bem como estimam seu valor corrente nos anos em que dados de consumo e poupança corrente não são coletados. Por sua vez, exercícios de simulação são importantes para avaliar os efeitos indiretos sobre a taxa de poupança de políticas públicas que afetam aquele mesmo conjunto de variáveis explicativas.

As Pesquisas de Orçamentos Familiares do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (POFs/IBGE) são as únicas fontes de dados microeconômicos com base nas quais é possível explicar e projetar o comportamento da taxa de poupança das famílias brasileiras no passado recente. As duas últimas versões, e também as mais completas, são a POF de 2002-2003 e a de 2008-2009, as quais são muito semelhantes conceitualmente. Estas pesquisas coletam informação não apenas sobre a renda e o consumo das famílias, mas também sobre suas principais características demográficas, de forma que sua base de dados pode ser usada para calcular diretamente a taxa de poupança agregada de diferentes grupos socioeconômicos e para estimar o efeito sobre a poupança de um conjunto de potenciais variáveis explicativas sugeridas pela literatura.

No entanto, enquanto a POF é realizada com um intervalo aproximado de cinco anos, as pesquisas de frequência anual, como a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad), não trazem informação sobre o consumo e a poupança das famílias. Logo, não é possível atualizar anualmente as estimativas dos parâmetros dos modelos de projeção da poupança agregada das famílias. Dada esta restrição, é importante discutir e avaliar se modelos cujos parâmetros foram estimados com os dados defasados da POF

de anos anteriores podem ser utilizados eficientemente na projeção daquela variável a partir de observações disponibilizadas anualmente pela Pnad para as suas variáveis explicativas, as quais se referem à estrutura da renda e do perfil demográfico e socioeconômico das famílias.

Como corolário da discussão anterior, uma condição necessária ao uso de modelos econométricos estimados com dados da POF para exercícios de projeção é a estabilidade de seus parâmetros. Se há razoável possibilidade de que estes se alterem consideravelmente ao longo do tempo, não é possível fazer com segurança nenhuma previsão ou simulação da taxa de poupança a partir de uma trajetória projetada para suas variáveis explicativas, mesmo quando possuem em conjunto elevada capacidade de explicação. Por exemplo, um resultado usual na literatura é que idade e educação explicam parte considerável da variação da taxa de poupança. No entanto, se é esperada uma mudança futura nos coeficientes de sensibilidade destas duas variáveis, não é recomendável usar a regressão estimada com dados correntes para projetar a evolução futura da taxa de poupança causada pelo envelhecimento da população ou pelo aumento de seu nível de escolaridade. Nem é razoável confiar em projeções da poupança corrente estimadas com dados defasados.

Neste sentido, uma primeira questão é investigar se existem argumentos teóricos razoáveis que justificariam a eventual instabilidade dos parâmetros dos modelos de projeção, ou seja, o porquê de famílias separadas no tempo responderem diferentemente a mudanças em suas características demográficas e socioeconômicas. A princípio, isto poderia ser o resultado de mudanças no contexto cultural e institucional que balizam as decisões financeiras das famílias, incluindo-se 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.

Tão importante quanto discutir as razões teóricas por trás da instabilidade dos modelos de projeção estimados com dados da POF é avaliá-los empiricamente. Neste sentido, o trabalho explora a oportunidade oferecida pela existência de duas pesquisas conceitualmente similares e razoavelmente distantes no tempo – a POF de 2002-2003 e a de 2008-2009 – para produzir por meio do método de decomposição de Blinder-Oaxaca uma medida empírica do quanto historicamente a instabilidade dos parâmetros daqueles modelos impactou negativamente sobre a precisão de suas projeções da taxa de poupança agregada das famílias brasileiras. Em linhas gerais, o método decompõe a diferença entre as estimativas desta taxa com aquelas duas pesquisas em dois componentes que diferem entre si pela possibilidade ou não de serem estimados nos anos sem disponibilidade de POF. O efeito-dotação é a parte da diferença explicada por variações médias das características demográficas e socioeconômicas das famílias e, portanto, pode ser observado por meio dos dados da Pnad. O erro de projeção, por sua vez, é a parte não observada da diferença, uma vez que é determinada pela variação dos parâmetros no intervalo entre as pesquisas. O impacto deletério da instabilidade dos coeficientes dos modelos de projeção sobre sua capacidade preditiva está diretamente relacionado com a significância econômica e estatística do erro de projeção.

Uma vez que as projeções também dependem do modelo com o qual foram produzidas, quatro modelos alternativos são estimados para avaliar a confiabilidade das projeções da taxa de poupança com os dados da POF. O primeiro modelo baseia-se no procedimento usado pelo IBGE com esta finalidade, o qual divide a amostra de famílias da POF em segmentos caracterizados por renda e região, e então calcula a taxa de poupança agregada como uma média ponderada das taxas dos segmentos. O segundo é uma extensão do anterior, no sentido que os segmentos são caracterizados por um maior número de variáveis preditivas. O terceiro modelo incorpora de forma mais parcimoniosa um leque maior de variáveis preditivas 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 (1979) é a quarta alternativa estimada para projeção da 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. Como o trabalho trata da projeção da taxa de poupança agregada das famílias e não da taxa de poupança média destas, um aspecto

metodológico importante é que os modelos precisam ser estimados ponderando-se as características de cada família pela sua participação amostral na renda agregada.¹

Além desta introdução, o trabalho tem outras seis seções. A seção 2 descreve a base de dados provida pela POF. A seção 3 descreve os conceitos de taxa de poupança e faz uma análise bruta dos dados. A seção 4 descreve os modelos de projeção e o uso das decomposições de Blinder-Oaxaca e Neuman-Oaxaca. A seção 5 discute as variáveis preditivas que explicam a taxa de poupança das famílias. A seção 6 discute os resultados, e a seção 7 conclui.

2 BASE DE DADOS

A base de dados microeconômicos usada neste trabalho foi produzida pelas POF de 2002-2003 e de 2008-2009, do IBGE.² Cada pesquisa é composta por questionários com perguntas bastante detalhadas sobre a estrutura de consumo, gastos e rendimentos do universo das famílias brasileiras. A POF provê informação para o cálculo dos pesos referentes aos gastos com bens e serviços que compõem a cesta de consumo subjacente ao Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). Portanto, o foco principal da pesquisa é a estrutura de despesas das famílias, para a qual os dados são bem mais detalhados que os relativos à estrutura de rendimentos das famílias. Além das despesas de consumo, a pesquisa também coleta informação sobre a compra e a venda de ativos reais e financeiros, de forma que é possível calcular a poupança diretamente por meio destas rubricas ou indiretamente como o resíduo da renda após o consumo. 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

1. No estimador usual, cada família é ponderada pela sua participação numérica na população.

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

fonte de alimentação.³ O tamanho amostral da POF de 2002-2003 e de 2008-2009 consiste de 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.⁴ 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 família relevante para o objetivo do trabalho.

3 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 trabalho 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).⁵

As duas primeiras medidas de poupança, *S1* e *S2*, 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 de reserva de

3. Nas situações em que não exista estoque de alimentos nem aquisições alimentares comuns, a identificação da unidade de consumo deverá ser feita por meio das despesas com moradia.

4. 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.

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

valor, descontada sua depreciação, o que é particularmente importante no caso das famílias mais pobres com acesso limitado ao crédito. Por sua vez, a medida S5 embute a ideia de que a acumulação de capital humano é uma importante forma investimento que proporciona maior fluxo de renda futuro. O tratamento em separado dos imóveis e veículos deve-se ao valor diferenciado destes bens como instrumento de garantia para a obtenção de crédito, bem como 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.

A informação sobre renda coletada pela POF é mais precária que a informação sobre despesa. Em certa medida, isto decorre do registro incompleto das remunerações auferidas por trabalhadores com atividade ou vínculo empregatício mais precário. A construção da variável renda buscou refletir, o mais fielmente possível, a totalidade dos recursos correntes, monetários e não monetários, à disposição dos membros da unidade familiar. Desta forma, A renda observada para cada família é a soma das receitas correntes, monetárias e não monetárias, de todos os seus membros, livres de impostos e contribuições previdenciárias públicas compulsórias.⁶

Uma importante característica dos dados 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 como em relação à sua participação na renda agregada. Considerando-se a amostra conjunta das duas pesquisas POF, a participação numérica deste segmento é muito elevada no caso das três medidas de poupança

6. 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.

menos abrangentes (S1, S2, S3), alcançando 74%, 58% e 46% respectivamente. Esta participação cai acentuadamente para 10% e 3% no caso das medidas S4 e S5, respectivamente. Igualmente importante, 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 de poupança, respectivamente. 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 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.⁷

TABELA 1
Média e proporção das famílias na população e na renda agregada – amostra segmentada pelo sinal da poupança

	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

(Continua)

7. Todos os resultados foram calculados descartando-se 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.

(Continuação)

	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	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: POFs de 2002-2003 e 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 anedótica de que 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 a 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-se 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, têm maior probabilidade de contratar empréstimos financeiros para a compra de imóveis, veículos e outros bens duráveis. Em seu conjunto, as estatísticas apresentadas nas tabelas 2 e 3 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, descrita na seção seguinte, 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.

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	1056	1329	1659	2079	2661	3635	5716	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										

Fonte: POFs de 2002-2003 e 2008-2009.

A tabela 3 apresenta uma avaliação empírica da persistência do sinal da poupança, ou seja, a probabilidade do sinal da poupança de uma família, segundo certa medida, condicionada ao mesmo sinal das medidas de poupança menos abrangentes, revelando com isto o financiamento implícito da riqueza familiar. Entre as famílias com poupança S1 (somente ativos financeiros) negativa (9% da amostra); 81% também têm poupança S2 (ativos financeiros e imóveis) negativa; 66% têm poupança S3 negativa (medida S2 acrescida de gastos com automóveis); 39% têm poupança S4 negativa (medida S3 acrescida de gastos com outros bens duráveis); e 20% continuam tendo poupança S5 negativa (medida mais abrangente que inclui capital humano). Isto sugere que as famílias se endividam para diversos fins, desde a compra de imóveis, veículos e outros bem duráveis até a compra de bens e serviços não duráveis. Por sua vez, entre as famílias com poupança S2 positiva (33% da amostra), praticamente a totalidade também têm poupança positiva segundo as medidas mais abrangentes de poupança (S3, S4 e S5), sugerindo que estas famílias estão em média comprando bens duráveis – que não imóveis – com sua renda corrente, sem necessidade de financiamento ou liquidação de ativos financeiros. Finalmente, entre as famílias com poupança S1 nula (74% da amostra), 79,3% e 63,2% também têm poupança S2 e S3 nulas respectivamente, indicando uma elevada intercessão entre os grupos de famílias que não poupam segundo as medidas S1, S2 e S3.

TABELA 3
Avaliação empírica da persistência do sinal da poupança
 (Em %)

Poupança	Proporção na amostra total					S1				S2			S3		S4
	S1	S2	S3	S4	S5	S2	S3	S4	S5	S3	S4	S5	S4	S5	S5
Negativa	9,0	8,0	8,0	5,0	3,0	81,0	66,0	39,0	20,0	81,0	49,0	26,0	62,0	33,0	53,0
Nula	74,0	59,0	46,0	11,0	3,0	79,3	63,2	14,3	3,8	79,7	18,0	4,8	22,6	6,0	26,4
Positiva	17,0	33,0	46,0	84,0	94,0	99,1	97,9	98,5	99,1	98,8	99,1	99,5	100,0	100,0	100,0

Fonte: POFs de 2002-2003 e 2008-2009.

4 MODELOS DE PROJEÇÃO E DECOMPOSIÇÃO DE OAXACA

Esta seção começa com a discussão dos modelos alternativos de projeção da taxa de poupança agregada das famílias e, em seguida, mostra como as decomposições de Blinder-Oaxaca e de Neuman-Oaxaca podem ser usadas para avaliar se, historicamente, a estimação destes modelos com dados da POF foi capaz de produzir projeções confiáveis daquela taxa no caso das famílias brasileiras.

O primeiro modelo, denominado renda-estado, é inspirado no procedimento adotado pelo IBGE para projetar a taxa de consumo pessoal agregado. A amostra de famílias da POF é repartida por 27 regiões, cada qual correspondendo a um estado da federação, e por dez faixas de renda delimitadas pelo decil da renda nacional, totalizando 270 segmentos amostrais. A taxa de poupança S_{ij} da família i na POF do ano j é então explicada pela equação de regressão a seguir:

$$S_{ij} = \alpha + \sum_{d,r} \theta_{dr} D_{ij}^{dr} + \varepsilon_{ij}$$

Onde D_{ij}^{dr} é uma variável *dummy* indicando se a família i pertence ao segmento (d, r) , com $r = 1, \dots, 27$ e $d = 1, \dots, 10$, enquanto ε_{ij} é um termo aleatório.

O segundo modelo, denominado renda-perfil, é uma extensão do anterior que reparte a amostra de famílias da POF em segmentos caracterizados por 32 perfis socioeconômicos e pelas dez faixas de renda descritas anteriormente, tal que cada perfil é uma combinação de cinco variáveis: gênero, idade e escolaridade do chefe da família, e presença de um membro aposentado ou funcionário público na família.^{8,9} Comparado ao primeiro, este modelo permite capturar o efeito de um leque maior de variáveis preditivas. O terceiro modelo, denominado teórico, explica a taxa de poupança das famílias por meio de uma regressão linear sobre variáveis demográficas e socioeconômicas com poder de explicação corroborado pela literatura sobre consumo e poupança, as quais são descritas na seção seguinte.

8. Neste modelo, cada *dummy* indica uma combinação destas seis características.

9. A idade e a escolaridade do chefe da família são dicotomizadas em dois grupos separados pelas medianas das distribuições destas variáveis.

O quarto modelo, denominado teórico estendido, pode ser interpretado como uma adaptação do anterior para o fato de que uma porção não desprezível das famílias na amostra tem poupança nula. Admitindo-se que esta condição reflete uma característica não observada das famílias, busca-se diferenciar as famílias com e sem poupança nula através 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 a seguir:

$$\Pr[S_{ij} \neq 0 | Z_{ij}] = \Phi(\theta_j Z_{ij}),$$

$$E[S_{ij} | S_{ij} \neq 0, X_{ij}, \lambda_{ij}] = \beta_j X_{ij} + \gamma_j \lambda_{ij}$$

Tal que $\lambda_{ij} = \phi(\theta_j Z_{ij}) / \Phi(\theta_j Z_{ij})$ é a inversa de Mills, onde $\phi(\cdot)$ 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 da família i na POF do ano j ter poupança não nula, onde o vetor Z_{ij} inclui, além das variáveis incluídas no terceiro modelo, uma variável *dummy* adicional para indicar se a família reportou a realização de pelo menos uma operação financeira.¹⁰ A segunda equação é um modelo de regressão linear que explica a taxa de poupança condicionada ao fato de não ser nula, em que 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 $\widehat{\theta}_j$; em seguida, o modelo linear é estimado com a subamostra das famílias com poupança não nula, usando a estimativa da inversa de Mills $\widehat{\lambda}_{ij} = \phi(\widehat{\theta}_j Z_{ij}) / \Phi(\widehat{\theta}_j Z_{ij})$ como sua observação, rendendo os estimadores de mínimos quadrados ordinários $\widehat{\beta}_j$ e $\widehat{\gamma}_j$.

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.

10. Esta variável é incluída para lidar com o problema de identificação do modelo.

Como o objetivo do trabalho é projetar a taxa de poupança agregada e não a taxa de poupança média, as estimativas $\widehat{\beta}_j$ de mínimos quadrados ordinários dos coeficientes são obtidas ponderando-se cada família por sua participação amostral na renda agregada.¹¹ Consequentemente, o 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 $\bar{S}_j = \widehat{\beta}_j \bar{X}_j$ tal que $\sum_{i \in \text{POF}_j} w_{ij} S_{ij}$ e $\bar{X}_j = \sum_{i \in \text{POF}_j} w_{ij} X_{ij}$ onde w_{ij} é a participação amostral da família na renda agregada.¹² O quarto modelo apresenta uma estrutura linear somente quando restrito à subamostra de famílias com poupança não nula. Logo, para este subconjunto, a estimativa \bar{S}_j satisfaz a equação $\bar{S}_j = \widehat{\beta}_j \bar{X}_j + \widehat{\gamma}_j \bar{\lambda}_j$, tal que $\bar{\lambda}_j = \sum_{i \in \text{POF}_j} w_{ij} \widehat{\lambda}_{ij}$ 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.

Dados microeconômicos de consumo e poupança das famílias brasileiras são coletados pela POF numa frequência inferior aos dados de renda e de características das famílias coletados anualmente pela Pnad. Desta forma, nos anos entre duas POFs consecutivas, a taxa de poupança agregada corrente e futura das famílias precisa ser projetada a partir de modelos econométricos estimados com os dados da POF mais recente.¹³ Desnecessário dizer, portanto, que o grau de confiabilidade destas projeções depende acima de tudo da estabilidade temporal de seus parâmetros, pelo menos 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.

Suponha-se, por exemplo, que a POF não tivesse sido realizada em 2008, de forma que dados de poupança não estariam disponíveis neste ano para estimar os parâmetros

11. Embora 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 de cada família é a sua participação na renda, enquanto na segunda é a sua participação numérica na população. Logo, a taxa de poupança agregada depende não apenas das taxas de poupança das unidades familiares, mas também da distribuição de renda.

12. No estimador usual de mínimos quadrados ordinários, o fator de ponderação w_{ij} é a participação numérica amostral da família i na POF $_j$. Neste caso, a equação $\bar{S}_j = \widehat{\beta}_j \bar{X}_j$ é a estimativa da taxa de poupança média, onde \bar{X}_j é o vetor das características amostrais médias ponderadas pela participação numérica.

13. E isto só é possível quando tais modelos explicam a taxa de poupança das famílias com variáveis preditivas para os quais dados são disponibilizados anualmente pela Pnad.

dos modelos de projeção. Neste caso, uma estimativa da taxa de poupança agregada para este ano com base nos três primeiros modelos seria dada por $\bar{S}_8 = \hat{\beta}_2 \bar{X}_8$, onde $\hat{\beta}_2$ são os coeficientes estimados com dados da POF de 2002, enquanto \bar{X}_8 são características médias das famílias estimadas com dados da Pnad de 2008. Logo, o erro de projeção $\epsilon = \bar{S}_8 - \bar{S}_8 = (\hat{\beta}_8 - \hat{\beta}_2) \bar{X}_8$ dependeria, por sua vez, da extensão em que aqueles coeficientes permanecessem estáveis entre 2002 e 2008. Como na realidade a POF também foi realizada em 2008, pode-se testar a significância econômica e estatística da diferença entre as estimativas $\hat{\beta}_2$ e $\hat{\beta}_8$ como um primeiro passo para verificar se historicamente os coeficientes se mantiveram estáveis.¹⁴ No entanto, este simples procedimento negligencia informação relevante sobre a contribuição relativa dos fatores econômicos subjacentes à variação da taxa de poupança. Mesmo quando se observa uma mudança significativa nos parâmetros dos modelos de projeção, é possível que seu efeito sobre a taxa de poupança seja desprezível quando comparado ao efeito de mudanças nas variáveis preditivas.

O argumento anterior é bem ilustrado por meio da decomposição de Blinder-Oaxaca, segundo a qual a diferença entre as taxas de poupança agregada estimadas com as versões da POF de 2002-2003 e a de 2008-2009, dada por $R = \bar{S}_8 - \bar{S}_2$ onde $\bar{S}_j = \hat{\beta}_j \bar{X}_j$, é decomposta em $R = Q + \epsilon$ onde efeito-dotação $Q = \bar{S}_8 - \bar{S}_2 = \hat{\beta}_2 (\bar{X}_8 - \bar{X}_2)$ é exatamente igual à variação projetada da taxa de poupança caso a POF de 2008 não fosse disponível, enquanto o erro de projeção $\epsilon = \bar{S}_8 - \bar{S}_8 = (\hat{\beta}_8 - \hat{\beta}_2) \bar{X}_8$ pode ser, por sua vez, decomposto em $\epsilon = P + I$, onde $P = (\hat{\beta}_8 - \hat{\beta}_2) \bar{X}_2$ é o efeito-coeficiente $I = (\hat{\beta}_8 - \hat{\beta}_2) (\bar{X}_8 - \bar{X}_2)$ e é o efeito-interação. O efeito-dotação Q e o efeito-coeficiente P são, respectivamente, as parcelas da variação total estimada R explicadas pela variação amostral média das características observáveis e pela variação amostral dos coeficientes.¹⁵ O efeito-interação é o produto de duas variações e tende, portanto, a ser ignorado.¹⁶ O erro-padrão de cada termo da decomposição pode ser calculado para testar sua significância. Em particular, a rejeição da hipótese nula de que o efeito-preço é igual a zero depõe contra a capacidade preditiva do modelo. Entretanto, mesmo neste

14. Ainda que a diferença fosse estatisticamente significativa, sua magnitude poderia ser economicamente irrelevante.

15. 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 bastante prático do método é encontrado em Jann (2005; 2008).

16. A parcela I é um termo de interação, resultante do fato de que variações nas características e nos coeficientes entre as duas populações ocorrem simultaneamente.

caso, agora é possível comparar os tamanhos do efeito-dotação Q e do efeito-coeficiente P para verificar se o primeiro é suficientemente grande para prover informação relevante sobre a direção e a magnitude da variação da taxa de poupança agregada das famílias. A ideia por trás deste raciocínio é que, caso a POF não fosse realizada em 2008, ainda seria possível estimar o efeito-dotação a partir das médias amostrais das características observáveis providas pela Pnad de 2008. Por outro lado, não seria possível estimar o efeito-coeficiente, uma vez que a estimativa dos coeficientes de 2008 requer dados de poupança para este ano.

No caso particular em que a taxa de poupança agregada de 2008 é projetada pelo quarto modelo (teórico estendido) estimado com os dados da POF de 2002-2003, é preciso atentar para o fato de que agora as inversas de Mills para 2008 não poderão ser calculadas a partir do modelo Probit estimado com dados de poupança deste ano. Para contornar o problema, o trabalho toma emprestado de Oaxaca e Neuman (2004) a ideia de calculá-las a partir do modelo Probit estimado com os dados da POF de 2002-2003. Desta forma, a estimativa da taxa de poupança agregada de 2008, restrita ao subconjunto das famílias com poupança não nula, é dada por $\bar{S}_8 = \hat{\beta}_2 \bar{X}_8 + \hat{\gamma}_2 \bar{\lambda}_8$ tal que $\bar{\lambda}_8 = \sum_{i \in PNAD_8} w_{i8} \hat{\lambda}_{i8}$ é a média ponderada das inversas de Mills $\hat{\lambda}_{i8} = \phi(\hat{\theta}_2 Z_{i8}) / \Phi(\hat{\theta}_2 Z_{i8})$ onde $\hat{\beta}_2$ e $\hat{\theta}_2$ são estimativas produzidas com dados da POF de 2002-2003, enquanto X_{i8} e Z_{i8} são vetores de características da família i na Pnad de 2008. Multiplicando-a pela participação destas famílias na renda agregada, chega-se a uma estimativa irrestrita da taxa de poupança agregada das famílias. Mais uma vez, como esta participação não é observada diretamente em 2008, pode-se estimá-la com a ajuda da POF de 2002 pela razão a seguir:

$$\frac{\sum_{i \in PNAD_8} \hat{P}_{i8}^* R_i}{\sum_{i \in PNAD_8} R_i}$$

Onde R_i é a renda da família i na Pnad de 2008, enquanto $\hat{P}_{i8}^* = \Phi(\hat{\theta}_2 Z_{i8})$ é a probabilidade desta família ter poupança não nula, a qual é calculada com os coeficientes do modelo Probit estimados com a amostra da POF de 2002.

A fim de avaliar empiricamente as projeções com base no modelo descrito anteriormente, a decomposição da diferença entre as taxas de poupança agregada estimadas com as versões da POF de 2002-2003 e de 2008-2009, denominada neste caso

de decomposição de Neuman-Oaxaca, é agora dada por $R = \bar{S}_8 - \bar{S}_2 = Q + \epsilon$, onde o efeito-dotação é dado por $Q = \bar{S}_8 - \bar{S}_2 = \hat{\beta}_2(\bar{X}_8 - \bar{X}_2) + \hat{\gamma}_2(\bar{\lambda}_8 - \bar{\lambda}_2)$ enquanto o erro de projeção é dado por $\epsilon = \bar{S}_8 - \bar{S}_8 = (\hat{\beta}_8 - \hat{\beta}_2)\bar{X}_8 + (\hat{\gamma}_8 - \hat{\gamma}_2)\bar{\lambda}_8 + \hat{\gamma}_2(\bar{\lambda}_8 - \bar{\lambda}_8)$. As duas primeiras parcelas do erro de projeção equivalem à soma entre o efeito-coeficiente e o efeito-interação na decomposição de Blinder-Oaxaca original aplicada sobre os três primeiros modelos. Já o último termo é exclusivo do quarto modelo e decorre da estimação das inversas de Mills de 2008 com os dados defasados da POF de 2002-2003. Finalmente, como esta decomposição se refere 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.

5 PREDITORES DA TAXA DE POUPANÇA AGREGADA

Esta seção discute as variáveis explicativas – demográficas e socioeconômicas – incluídas na especificação dos modelos de projeção apresentados na seção anterior. A tabela 4 apresenta a média amostral destas variáveis para diferentes segmentos da população. Entre as variáveis demográficas, a mais importante é a idade do chefe da família, incluída no modelo para testar a validade das predições teóricas do modelo do ciclo da vida sobre a taxa de poupança. 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. Além disso, outras variáveis demográficas foram incluídas para controlar os efeitos de mudanças na composição da família ao longo do ciclo da vida: 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).

Se o chefe da família objetiva suavizar o consumo dos membros individuais e não o consumo agregado da família, suas decisões de consumo e poupança precisam levar em conta a estrutura etária corrente dos membros da família. Por exemplo, filhos que não trabalham para investir na sua formação muito provavelmente deixarão a família dos pais para constituir uma nova unidade de consumo. Idosos também deixarão a família atual por falecimento ou, principalmente entre os mais pobres, para serem acolhidos na família dos filhos como dependentes. Finalmente, como a base de dados foi produzida por duas POFs realizadas em períodos distintos, é possível introduzir uma variável de corte 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: $a < 1950$; $1950 \leq a < 1960$; $1960 \leq a < 1970$; $1970 \leq a < 1980$; $a \geq 1980$, que estão representadas por variáveis indicadoras de pertinência a cada um destes grupos.

TABELA 4
Taxas de poupança agregada e variáveis explicativas

POF	2002-2003	2008-2009	Total
Financeira: S1 (%)	0,7	4,1	2,4
S1 e imóveis: S2 (%)	4,9	9,7	7,3
S2 e veículos: S3 (%)	10,1	14,7	12,5
S3 e bens duráveis: S4 (%)	14,9	19,9	17,4
S4 e saúde e educação: S5 (%)	24,3	29,2	26,8
Classes de escolaridade (anos de estudo do chefe = e)			
4 <= e < 8 (%)	12,5	11,8	12,2
8 <= e < 11 (%)	22,9	26,7	24,8
11 <= e (%)	19,9	20,5	20,2
Variáveis demográficas			
Idade do chefe	46,3	48,2	47,3
Idade do chefe 2/100	23,4	25,3	24,4
Sexo do chefe (%)	24,0	27,7	25,9
Número de crianças (idade <= 15)	1,1	0,9	1,0
Número jovens (15 < idade <= 22)	1,1	0,9	1,0
Número adultos (22 < idade <= 65)	1,5	1,5	1,5
Número idosos (idade > 65)	0,2	0,2	0,2
Capital humano	2,3	2,7	2,5
Perfil econômico e financeiro			
Aposentadoria (%)	29,7	34,1	32,0
Emprego público (%)	29,2	27,3	28,3
Transferência (%)	6,5	11,7	9,2
Emprego formal (%)	54,8	54,4	54,6
Número de rendimentos (%)	74,9	70,6	72,7
Cônjuge com renda (%)	68,8	69,8	69,3
Imóvel próprio (%)	77,6	77,4	77,5
Veículo próprio (%)	48,5	50,1	49,3
Renda	0,45	0,45	0,46
Operação financeira (%)	19,8	24,7	22,5

Fonte: POFs de 2002-2003 e 2008-2010.

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

Um conjunto de variáveis explicativas é usado para testar a presença do motivo precaução nas decisões de poupança das famílias brasileiras. 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. Com esta perspectiva, foram incluídas variáveis *dummies* para indicar a existência ou não de pelo menos um membro da família que receba renda como aposentado, empregado público, empregado no setor formal da economia e 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 para que as famílias contribuintes poupem pode ser fortemente reduzido pela perspectiva de uma renda vitalícia futura, especialmente se existem programas de renda mínima para a velhice, como é o caso do Brasil, com a 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.

Uma importante variável explicativa para a taxa de poupança é o nível de educação, medido aqui como o número de anos de estudo do chefe da família. Esta variável não apenas traz informação sobre a renda permanente da família como também pode ter efeitos adicionais sobre a poupança por intermédio da educação financeira necessária para uma eficiente administração do patrimônio familiar. Maior escolaridade deve induzir maior racionalidade nas decisões de consumo e poupança. 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 ($8 \leq e < 11$), 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.

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. 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.

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 da POF de 2002-2003 e 2008-2009. O objetivo é verificar a confiabilidade das projeções da taxa de poupança agregada em 2008-2009 a partir de modelos econométricos estimados com os dados da POF de 2002-2003. 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 conjuntos de variáveis preditivas sugeridas pela literatura. Inicialmente, a tabela 5 apresenta as estatísticas R^2 dos quatro modelos com cada POF separadamente. Os resultados mostram que o modelo teórico, o qual inclui apenas 26 variáveis explicativas, tem um ajuste superior aos modelos de renda-estado e renda-perfil. Em geral, o modelo teórico estendido melhora marginalmente a capacidade explicativa do modelo teórico.

TABELA 5
Ajustamento (R^2) dos modelos de poupança

Medida de poupança	S1	S2	S3	S4	S5
POF					
Modelo renda-estado: 270 variáveis					
2002-2003	0,017	0,053	0,134	0,110	0,184
2008-2009	0,072	0,196	0,205	0,179	0,208
POF					
Modelo renda-perfil: 320 variáveis					
2002-2003	0,015	0,045	0,11	0,093	0,150
2008-2009	0,054	0,121	0,144	0,126	0,153
POF					
Modelo teórico: 26 variáveis					
2002-2003	0,024	0,099	0,195	0,170	0,222
2008-2009	0,150	0,326	0,291	0,261	0,267
POF					
Modelo teórico estendido					
2002-2003	0,036	0,124	0,187	0,162	0,214
2008-2009	0,226	0,417	0,294	0,267	0,271

Fonte: POFs de 2002-2003 e 2008-2009.

A tabela 6 apresenta os resultados da decomposição de Blinder-Oaxaca para os modelos renda-estado, renda-perfil e teórico. A primeira seção da tabela mostra 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 de poupança adotada. As três últimas seções da tabela mostram os resultados da decomposição de Oaxaca, os quais são, em geral, robustos em relação ao modelo de projeção utilizado e, portanto, serão analisados conjuntamente. Com exceção do efeito-dotação relativo à medida de poupança S1, os dois principais termos da decomposição – o efeito-coeficiente e o efeito-dotação – 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 a medida S2 de poupança. Mais importante para o objetivo do trabalho é que a magnitude do efeito-coeficiente, em valor absoluto, excede a soma das magnitudes dos outros dois efeitos que compõe o erro de projeção, o que explica o aumento da taxa de poupança. Em geral, a magnitude do efeito-dotação 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-dotação, respondendo por quase toda a diferença entre as taxas de poupança estimadas pelas versões da POF de 2002-2003 e de 2008-2009.

TABELA 6
**Resultados da decomposição de Blinder-Oaxaca para os modelos renda-estado,
renda-perfil e modelo teórico**

Medida de poupança	S1	S2	S3	S4	S5
Taxa de poupança agregada					
POF 2008-2009 (A)	4,14 ¹ (0,20)	9,73 ¹ (0,25)	14,69 ¹ (0,26)	19,91 ¹ (0,25)	29,20 ¹ (0,23)
POF 2002-2003 (B)	0,68 ¹ (0,01)	4,85 ¹ (0,16)	10,15 ¹ (0,18)	14,88 ¹ (0,18)	24,25 ¹ (0,17)
Diferença: (A)-(B)	3,46 ¹ (0,05)	4,88 ¹ (0,30)	4,54 ¹ (0,31)	5,02 ¹ (0,30)	4,95 ¹ (0,29)
Decomposição de Blinder-Oaxaca: modelo renda-estado					
Efeito-dotação	-0,12 ¹ (0,02)	-0,36 ¹ (0,07)	-0,96 ¹ (0,10)	-0,85 ¹ (0,10)	-1,13 ¹ (0,12)
Erro de projeção					
Efeito-coeficiente	3,79 ¹ (0,04)	5,68 ¹ (0,32)	5,68 ¹ (0,32)	6,10 ¹ (0,32)	6,22 ¹ (0,29)
Efeito-interação	-0,211 (0,06)	-0,441 (0,14)	-0,19 (0,14)	-0,23 (0,14)	-0,14 (0,12)
Decomposição de Blinder-Oaxaca: modelo renda-perfil					
Efeito-dotação	0,02 (0,03)	-0,27 ¹ (0,06)	-0,77 ¹ (0,09)	-0,75 ¹ (0,08)	-0,76 ¹ (0,10)
Erro de projeção					
Efeito-coeficiente	3,47 ¹ (0,20)	5,44 ¹ (0,30)	5,47 ¹ (0,31)	5,95 ¹ (0,31)	5,79 ¹ (0,29)
Efeito-interação	-0,03 (0,09)	-0,28 ² (0,11)	-0,16 (0,11)	-0,18 (0,11)	-0,09 (0,10)
Decomposição de Blinder-Oaxaca: modelo teórico					
Efeito-dotação	-0,07 (0,07)	-0,48 ¹ (0,16)	-0,74 ¹ (0,20)	-0,82 ¹ (0,19)	-0,59 ¹ (0,21)
Erro de projeção					
Efeito-coeficiente	4,00 ¹ (0,27)	5,85 ¹ (0,30)	5,64 ¹ (0,31)	6,15 ¹ (0,30)	5,82 ¹ (0,28)
Efeito-interação	-0,47 ² (0,19)	-0,49 ² (0,24)	-0,36 (0,23)	-0,31 (0,22)	-0,28 (0,21)

Fonte: POFs de 2002-2003 e 2008-2009.

Notas: ¹ Significativo a 1%.

² Significativo a 5%.

Obs.: Os desvios-padrão aparecem entre parênteses.

As duas primeiras seções da tabela 7 apresentam os resultados da decomposição de Neuman-Oaxaca para o modelo teórico estendido, com a amostra restrita às famílias com poupança não nula. As duas últimas seções da tabela apresentam os resultados desta decomposição quando seus termos são ajustados para incluir toda a amostra. 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. Incluindo-se ou não as famílias com poupança nula na amostra, o efeito-dotação é significativo apenas no caso das medidas S1 e S3 de poupança, quando então tem sinal negativo. Já o erro de projeção é significativamente positivo para todas as medidas de poupança, variando entre 5,52 e 7,80 p.p. na subamostra de famílias com poupança não nula e entre 4,68 e 5,08 p.p. na amostra completa. Além disso, mesmo quando o efeito-dotação é significativo, o erro de projeção o supera consideravelmente em valor absoluto. Para a medida S1 de poupança, o erro de projeção é quase cinco vezes superior ao efeito-dotação para o subconjunto das famílias com poupança não nula, relação que cai para 3,60 para amostra completa. A diferença se amplia ainda mais com a medida S3 de poupança, com a magnitude do erro de projeção quase seis vezes maior que a do efeito-dotação para as famílias com poupança não nula e cerca de nove vezes maior para a amostra completa.

TABELA 7

Resultados da decomposição de Neuman-Oaxaca para o modelo teórico estendido

Medida de poupança	S1	S2	S3	S4	S5
Taxa de poupança agregada: subamostra de famílias com poupança $\neq 0$					
POF de 2008-2009 (A)	8,45 ¹ (0,42)	15,84 ¹ (0,40)	20,84 ¹ (0,35)	20,93 ¹ (0,27)	29,44 ¹ (0,24)
POF de 2002-2003 (B)	2,24 ¹ (0,24)	9,33 ¹ (0,29)	14,76 ¹ (0,25)	15,61 ¹ (0,19)	24,47 ¹ (0,18)
Diferença: (A)-(B)	6,21 ¹ (0,48)	6,51 ¹ (0,50)	6,08 ¹ (0,43)	5,32 ¹ (0,33)	4,97 ¹ (0,30)
Decomposição de Neuman-Oaxaca: subamostra de famílias com poupança $\neq 0$					
Efeito-dotação	-1,59 ¹ (0,55)	-0,83 (0,53)	-1,23 ¹ (0,45)	-0,46 (0,34)	-0,54 ³ (0,32)
Erro de projeção	7,80 ² (1,03)	7,34 ² (1,02)	7,30 ² (0,88)	5,79 ² (0,67)	5,52 ² (0,62)
Taxa de poupança agregada: amostra completa					
POF de 2008-2009 (A)	4,14 ¹ (0,21)	9,73 ¹ (0,27)	14,69 ¹ (0,27)	19,91 ¹ (0,26)	29,20 ¹ (0,24)
POF de 2002-2003 (B)	0,68 ¹ (0,08)	4,85 ¹ (0,16)	10,15 ¹ (0,18)	14,88 ¹ (0,18)	24,25 ¹ (0,18)
Diferença: (A)-(B)	3,46 ¹ (0,22)	4,88 ¹ (0,31)	4,54 ¹ (0,32)	5,02 ¹ (0,31)	4,95 ¹ (0,30)
Decomposição de Neuman-Oaxaca: amostra completa					
Efeito-dotação	-1,33 ¹ (0,29)	0,2 (0,31)	-0,54 ³ (0,32)	0,26 (0,33)	-0,06 (0,32)
Erro de projeção	4,78 ² (0,52)	4,68 ² (0,61)	5,08 ² (0,64)	4,76 ² (0,65)	5,00 ² (0,62)

Fonte: POFs de 2002-2003 e 2008-2009.

Notas: ¹ Significativo a 1%.² Significativo a 5%.³ Significativo a 10%.

Obs.: Os desvios-padrão aparecem entre parênteses.

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-dotação observado é economicamente irrelevante face o 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 2002-2003 e de 2008-2009, 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.

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 (1979) 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 2002-2003 e de 2008-2009 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

- BLINDER, A. S. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. **The Journal of Human Resources**, Wisconsin, v. 8, n. 4, p. 436-455, 1973.
- BROWNING, M.; LUSARDI, A. Household saving: micro theories and micro facts. **Journal of Economic Literature**, Nashville, 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. (Org.). **Post-Keynesian Economics**, New Brunswick, p. 383-436, 1954.
- DEATON, A. Franco Modigliani and the life-cycle theory of consumption. **Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review**, v. 58, n. 233-234, 2005.
- FRIEDMAN, M. **A theory of the consumption function**. New Jersey: Princeton University Press, 1953.
- HECKMAN, J. J. Sample selection as a specification error. **Econometrica**, New York, v. 47, n. 1, p. 153-161, 1979.
- JANN, B. Standard errors for The Blinder-Oaxaca decomposition. *In*: GERMAN STATA USERS GROUP MEETING, 3., Berlin, **Summary...** Berlin: ETH, 2005. Disponível em: <<http://goo.gl/iaTyNV>>.
- _____. The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models. **The Stata Journal**, v. 8, n. 4, p. 453-479, 2008.
- 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.
- OAXACA, R.; NEUMAN, S. **Wage differentials in the 1990s in Israel**: endowments, discrimination, and selectivity. Boon: IZA, 2004. (Discussion Paper n. 1362).

EDITORIAL

Coordenação

Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão

Andrea Bossle de Abreu

Revisão

Carlos Eduardo Gonçalves de Melo

Elaine Oliveira Couto

Laura Vianna Vasconcellos

Luciana Nogueira Duarte

Mariana Silva de Lima

Vivian Barros Volotão Santos

Bianca Ramos Fonseca de Sousa (estagiária)

Thais da Conceição Santos Alves (estagiária)

Editoração

Aeromilson Mesquita

Aline Cristine Torres da Silva Martins

Carlos Henrique Santos Vianna

Glaucia Soares Nascimento (estagiária)

Vânia Guimarães Maciel (estagiária)

Capa

Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto Gráfico

Renato Rodrigues Bueno

The manuscripts in languages other than Portuguese published herein have not been proofread.

Livraria Ipea

SBS – Quadra 1 - Bloco J - Ed. BNDES, Térreo.

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 2026-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Missão do Ipea

Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.



ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

MINISTÉRIO DO
**PLANEJAMENTO,
DESENVOLVIMENTO E GESTÃO**

