

da Silveira, Marcos Antonio Coutinho; Moreira, Ajax Reynaldo Bello

Working Paper

Taxa de poupança e estabilidade da renda das famílias brasileiras: Evidência microeconômica

Texto para Discussão, No. 2329

Provided in Cooperation with:

Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

Suggested Citation: da Silveira, Marcos Antonio Coutinho; Moreira, Ajax Reynaldo Bello (2017) : Taxa de poupança e estabilidade da renda das famílias brasileiras: Evidência microeconômica, Texto para Discussão, No. 2329, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/177545>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

2329

**TAXA DE POUPANÇA E
ESTABILIDADE DA RENDA DAS
FAMÍLIAS BRASILEIRAS: EVIDÊNCIA
MICROECONÔMICA**

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

TEXTO PARA DISCUSSÃO



TAXA DE POUPANÇA E ESTABILIDADE DA RENDA DAS FAMÍLIAS BRASILEIRAS: EVIDÊNCIA MICROECONÔMICA

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 do Ipea.

Governo Federal

Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão

Ministro 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 brasileiros – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente

Ernesto Lozardo

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Rogério Boueri Miranda

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

Alexandre de Ávila Gomide

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

Diretor de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação e Infraestrutura

João Alberto 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

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.

JEL: E21.

SUMÁRIO

SINOPSE

1 INTRODUÇÃO	7
2 LITERATURA	8
3 BASE DE DADOS	12
4 METODOLOGIA.....	13
5 IMPLEMENTAÇÃO EMPÍRICA	17
6 CONCLUSÃO	36
REFERÊNCIAS	37
BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR.....	38
APÊNDICE	38

SINOPSE

A partir de dados das Pesquisas de Orçamentos Familiares do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (POFs/IBGE) dos períodos 2002-2003 e 2008-2009, o trabalho examina a relevância da estabilidade da renda sobre o tamanho e a composição da poupança das famílias brasileiras. Para tanto, métodos de pareamento são utilizados para estimar o efeito sobre a taxa de poupança familiar – na forma de ativos financeiros, ativos reais e capital humano – de três fontes de rendimentos relativamente mais estáveis que os recebidos de ocupações no setor privado: ocupação no setor público, aposentadoria e transferência governamental. Os resultados são parcialmente consistentes com a predição teórica de que a menor vulnerabilidade a choques adversos na renda reduz a necessidade de poupança precaucionária e afrouxa a restrição de crédito enfrentada pelas famílias, fazendo com que sua poupança migre de ativos financeiros para investimento em capital humano.

Palavras-chave: taxa de poupança; estabilidade da renda.

1 INTRODUÇÃO

Decorre de sua natureza que a demanda por poupança precaucionária de uma família dependa de suas características sociodemográficas e dos processos estocásticos seguidos por suas fontes de rendimentos. Em particular, quanto maior a vulnerabilidade de uma família a choques adversos na sua renda corrente, maior a demanda por ativos financeiros ou reais, cuja imediata liquidação seja capaz de suavizar a trajetória de seu consumo corrente. Desta forma, deve-se esperar que, *ceteris paribus*, famílias com renda mais estável e menos sujeitas a flutuação inesperada possuam relativamente menor taxa de poupança.

A estabilidade da renda familiar depende principalmente da natureza de seus fatos geradores. Famílias com membros ocupados no setor público têm acesso a um fluxo relativamente constante e permanente de renda, ainda que este corresponda a uma menor proporção da renda familiar e possa estar sujeito à corrosão da inflação. Esta fonte segura de renda garante um nível básico de consumo e, assim, exerce um forte impacto negativo sobre a preocupação da família em manter uma reserva de valor para enfrentar um cenário econômico desalentador.

O mesmo pode ser dito em relação às famílias com membros beneficiários de aposentadoria ou alguma espécie de programa de transferência de renda governamental. Os fatos geradores destas fontes de renda guardam pouca relação com a conjuntura do mercado de trabalho e, assim, são menos vulneráveis a choques adversos na economia que os fatos geradores de rendimentos das ocupações no setor privado.

Não menos importante é que a estabilidade da renda possa afrouxar a restrição de crédito enfrentada pelas famílias. A perspectiva de contar com crédito imediato em momentos de dificuldade financeira faz desnecessário o carregamento de ativos líquidos. Além disso, acesso a crédito permite que as famílias se endividem para suavizar o consumo intertemporalmente, inclusive tomando empréstimos financeiros para a aquisição de bens duráveis de consumo, como imóveis e veículos, ou para o investimento em capital humano (educação e saúde). Ambos os casos são argumentos teóricos que sustentam a predição de um efeito negativo da estabilidade da renda sobre a poupança financeira e, ainda, um efeito de direção incerta – mais provavelmente positivo – sobre a poupança na forma de ativos não financeiros.

Nesse sentido, é importante considerar o efeito diferenciado que a maior estabilidade na renda e o maior acesso ao crédito possam ter sobre formas de poupança alternativas. Uma família pode acumular poupança na forma de ativos financeiros, ativos reais (imóveis, veículos e bens duráveis) e capital humano (gastos com educação e saúde). A redução da poupança precaucionária concomitante a um alívio na restrição de crédito implicaria uma recomposição no balanço patrimonial das famílias, na forma de uma maior participação de ativos reais em detrimento de ativos financeiros. Desta forma, o impacto líquido da estabilidade da renda sobre a poupança depende da abrangência do conceito de poupança utilizado.

A fim de avaliar empiricamente a relevância da estabilidade da renda para o tamanho e a composição da poupança familiar, este trabalho pretende estimar o efeito médio da existência de três importantes fontes de renda sobre a taxa de poupança das famílias, medidas segundo diferentes grupos de famílias: aquelas que têm membros ocupados no setor público; aquelas que contam com ao menos um membro que recebe aposentadoria; e aquelas que recebem transferência do Programa Bolsa Família. As duas primeiras são fontes legais de recebimentos vitalícios, pelo menos durante a vida de seus beneficiários, enquanto a terceira se mantém enquanto persistem as condições de elegibilidade. De qualquer forma, as três geram um fluxo de rendimentos relativamente mais estável que os recebidos de ocupações ativas no setor privado da economia.

Usando as bases de dados microeconômicos das Pesquisas de Orçamentos Familiares do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (POFs/IBGE) dos períodos 2002-2003 e 2008-2009, as estimativas destes efeitos são calculadas neste estudo a partir dos métodos de pareamento comumente usados na extensa literatura sobre avaliação de tratamento. Este procedimento permite superar problemas de erros de especificação, forma funcional e efeitos causais heterogêneos.

O trabalho é organizado como segue: a seção 2 apresenta um breve resumo da literatura; a seção 3 descreve a base de dados; a seção 4 discute a metodologia; a seção 5 apresenta os resultados; enquanto a seção 6 conclui o texto.

2 LITERATURA

A hipótese do ciclo da vida/renda permanente estabelece que a trajetória do consumo corrente dos indivíduos no ciclo da vida pode ser suavizada intertemporalmente por

meio do acesso ao mercado de crédito: eles tomam empréstimos na juventude, quando sua renda corrente é insuficiente para satisfazer seu consumo ótimo, e poupam na idade adulta, não só para saldar as dívidas contraídas no período anterior, mas também para financiar seu consumo na velhice, quando estiver aposentado. Além disso, choques transitórios na renda corrente também podem ser suavizados por intermédio do mercado de crédito, não impactando sobre o consumo corrente, mas sim sobre a poupança corrente. Com isto, o nível ótimo de consumo corrente mantém-se aproximadamente constante ao longo da vida, sendo determinado pela renda permanente, a qual é definida como a soma da riqueza financeira mais o valor presente do fluxo de rendimentos futuros esperados. Este processo de suavização do consumo ocorre por meio de uma transferência intertemporal e intratemporal de recursos financeiros, mediante compra e venda de ativos financeiros disponíveis no mercado. Consequentemente, uma condição para a alocação ótima de recursos ao longo do ciclo da vida é o acesso ao mercado de crédito.

A principal predição do modelo do ciclo da vida/renda permanente costuma ser contestada pela evidência empírica. Pesquisas em muitos países sugerem a existência de um forte paralelismo entre consumo corrente e renda corrente. Uma forma de explicar o paralelismo sem renunciar à hipótese central de suavização de consumo nas preferências do indivíduo representativo é permitir a existência de falhas de mercado, tais como a restrição para o acesso ao crédito. Um indivíduo que sofre restrição de crédito, mesmo esperando um fluxo de renda crescente, não pode tomar empréstimos na juventude para financiar o nível de consumo ótimo. Neste caso, na ausência de riqueza financeira previamente acumulada ou herdada, seu consumo está restrito por sua renda corrente, e o melhor que pode fazer é consumir tudo o que ganha, resultando numa alocação intertemporal de recursos ineficiente. Uma consequência disso é que choques transitórios na renda corrente têm efeito significativo sobre o consumo corrente, e o indivíduo torna-se assim um “consumidor keynesiano”.

A ausência de acesso ao crédito não somente implica uma restrição sobre o consumo corrente, como também pode deslocar o nível de consumo corrente para um nível inferior ao da renda corrente, devido à necessidade de formação de uma poupança precaucionária na forma de ativos financeiros líquidos. A poupança precaucionária é uma forma de proteção contra reduções abruptas e inesperadas do consumo futuro, em razão de choques adversos na renda do consumidor, tais como acidentes e perda do emprego. Quanto maiores o grau de aversão ao risco do consumidor e a incerteza em

relação ao seu fluxo de renda futura, maior a poupança precaucionária. É importante frisar que a restrição ao crédito também está na raiz da demanda por uma poupança precaucionária. Caso contrário, uma necessidade eventual de recursos acima da renda corrente poderia ser satisfeita por meio de empréstimos temporários.

Outra crítica ao modelo do ciclo da vida/renda permanente é a ausência de um tratamento adequado e explícito para o consumo e os gastos com bens duráveis, os quais respondem por uma proporção significativa do orçamento das famílias. Não se pode ignorar que parte considerável do esforço de poupança das famílias ocorre por meio da compra de bens de consumo duráveis. Além disso, são vários os canais mediante os quais se manifesta o efeito da existência de bens duráveis sobre as decisões do plano de consumo e poupança das famílias.¹ Em uma definição ampla de poupança, bens duráveis são ativos reais cuja estrutura de riscos pode interferir na alocação de carteira da poupança financeira das famílias. Um exemplo notório são os imóveis residenciais, os quais competem com as diversas classes de ativos financeiros pela poupança das famílias. Para famílias de baixa renda, até mesmo artigos de menor valor unitário, como joias, veículos, eletrodomésticos e ferramentas, podem funcionar como reserva de valor. Para famílias sem acesso a serviços financeiros, bens duráveis são eventualmente a única forma de poupança além da moeda.

Ao incorporar bens duráveis no modelo de consumo, é preciso ter sempre em mente a distinção entre gastos com bens duráveis e consumo de serviços dos bens duráveis. No caso dos bens não duráveis, os dois conceitos se confundem, uma vez que o consumo destes bens é instantâneo. Com bens duráveis, o gasto com o bem ocorre em um momento do tempo, enquanto o fluxo de serviços provido por seu consumo se prolonga no tempo até a completa depreciação do bem. Com base na teoria do ciclo da vida/renda permanente, o plano ótimo das famílias que maximizam uma utilidade intertemporal é suavizar o fluxo de consumo dos serviços de bens duráveis ao longo do ciclo da vida, como acontece no caso do consumo de bens não duráveis. Imaginando-se que o fluxo de serviços dos bens duráveis seja aproximadamente proporcional ao seu estoque, a implementação desse plano ótimo exigiria que todo o estoque de bens duráveis fosse comprado logo no início do ciclo da vida, com gastos futuros adicionais apenas para compensar a depreciação dos bens.

1. Bar-Ilan e Blinder (1987) e Fernández-Villaverde e Krueger (2002) discutem a inclusão de bens duráveis no modelo de ciclo da vida, num contexto de restrição de crédito.

Exatamente como acontece com o consumo de bens não duráveis, a evidência empírica mostra que o comportamento do gasto com bens duráveis no ciclo da vida conflita com as predições do modelo canônico, o que pode ser mais uma vez explicado pela existência de restrições ao mercado de crédito para o financiamento destes bens. Em vez da rápida formação de um estoque completo de bens duráveis logo no início do ciclo da vida, seguido apenas por amortizações periódicas, o que se observa na realidade é um acúmulo gradativo do estoque ao longo do ciclo, alcançando seu pico na meia idade para então decrescer lentamente na fase final do ciclo. Pode-se argumentar que a hipótese de restrição de crédito é menos forte no caso dos bens duráveis, uma vez que estes podem servir de colateral para o seu próprio financiamento. No entanto, trata-se de uma colateral com valor erodido pela depreciação do bem e ameaçado por choques adversos, não garantindo com certeza o pleno pagamento das obrigações. Desta forma, é mais provável que, além da exigência de garantia real, os credores imponham condições mais rígidas para a concessão de financiamento, tais como prazos mais curtos de amortização, comprovante de renda e pagamento de entrada. Uma vez que a capacidade de satisfazer tais condições é diretamente proporcional ao nível de renda corrente do consumidor, cria-se um mecanismo para que a trajetória do gasto com bens duráveis no ciclo da vida, e conseqüentemente do estoque destes bens, evolua paralelamente à trajetória côncava, em forma de U invertido, da renda corrente.

Como mencionado anteriormente, indivíduos com rendimentos incertos e sujeitos à restrição de crédito poupam uma fração de seus rendimentos por motivo de precaução. A existência de bens duráveis neste contexto oferece possíveis explicações para a composição da poupança das famílias entre ativos reais e financeiros, em particular para a participação muito pequena dos ativos financeiros na carteira das famílias mais jovens. Em primeiro lugar, algumas categorias de bens duráveis podem ser usadas como instrumento de poupança precaucionária. Isto vale tanto para itens de valor unitário elevado – tais como imóveis e veículos, no caso das famílias de alta renda –, como para aqueles de valor unitário pequeno, tais como móveis e eletrodomésticos, no caso das famílias de baixa renda. É claro que um bem durável só será eficaz como poupança precaucionária se tiver suficiente liquidez, ou se for aceito como colateral para empréstimos pessoais. Quando isto ocorre, o bem durável é claramente preferível como instrumento de poupança precaucionária em relação aos ativos financeiros líquidos. Isto porque oferece, em primeiro lugar, além da proteção contra eventuais choques negativos na renda, um fluxo de serviços de consumo cuja utilidade marginal é bastante elevada

em decorrência da restrição de crédito. E, em segundo lugar, porque a restrição de crédito pode ser endógena em relação à poupança acumulada na forma de bens duráveis. Famílias com mais ativos colaterizáveis podem ter mais acesso ao crédito, endividando-se contra seus imóveis, por exemplo. Esta utilidade adicional dos bens duráveis reorienta as preferências das famílias em detrimento dos bens não duráveis e ativos financeiros, com efeitos sobre o tamanho e a composição da poupança.

3 BASE DE DADOS

A base de dados usada neste trabalho é proveniente das Pesquisas de Orçamentos Familiares do IBGE dos períodos 2002-2003 e 2008-2009 sobre a estrutura de consumo, gastos e rendimentos das famílias brasileiras. As pesquisas também oferecem informações acerca das características demográficas e socioeconômicas das famílias e de seus membros. O foco principal da pesquisa é a estrutura de despesas das famílias, a fim de calcular cesta de consumo subjacente ao Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA/IBGE), uma vez que estes dados são bem mais precisos e detalhados que os relativos à estrutura de rendimentos das famílias.

O conceito de família usado neste trabalho – ou seja, a unidade de observação 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 de 48 mil e 56.091 unidades de consumo, respectivamente, envolvendo todo o território nacional, inclusive áreas rurais.

O tempo da pesquisa da POF é de doze meses, de forma a capturar o efeito de flutuações sazonais nos orçamentos familiares. Cada família reporta o valor das receitas e despesas relativas a um período de referência, o qual antecede imediatamente a data do início da pesquisa na família. Despesas com bens que diferem em valor unitário e frequência de aquisição requerem períodos de referência distintos para a precisão da informação. Em geral, as despesas de menor valor são aquelas normalmente realizadas com mais frequência, e as despesas de maior valor são aquelas realizadas com menor frequência. Além disso, a memória das informações relacionadas a uma aquisição com

valor mais elevado é preservada por um período de tempo mais longo.² Assim, quatro períodos de referência foram definidos: sete dias, trinta dias, noventa dias e doze meses. O período de referência dos rendimentos é de doze meses. Como as famílias podem ser entrevistadas em momentos diferentes ao longo da pesquisa, seus períodos de referência para uma mesma despesa ou rendimento em geral não coincidem. Logo, é preciso anualizar e expressar todos os valores aos preços vigentes em uma data referencial, corrigindo, assim, o efeito da inflação. Em todos os resultados deste trabalho, os valores monetários da POF de 2002 foram corrigidos para 2009 utilizando o IPCA como deflator, e supondo que a coleta tenha sido feita no mês de julho dos respectivos anos.

4 METODOLOGIA

Esta seção descreve brevemente o método de avaliação de tratamento usado neste trabalho para estimar os efeitos de um conjunto de variáveis de tratamento sobre um conjunto de variáveis de resultado referentes à estrutura de consumo e de poupança das famílias brasileiras. As variáveis de tratamento são atributos econômicos associados à maior estabilidade da renda familiar. Tome-se o conjunto de famílias da POF, o qual consiste de uma amostra aleatória de famílias extraída da população brasileira. Para cada família, Y_0 e Y_1 são os resultados potenciais de uma determinada variável de resultado com e sem tratamento, respectivamente. Uma vez que apenas um dos resultados potenciais é observado, o efeito do tratamento sobre uma família, dado pela diferença $Y_1 - Y_0$, também não é observado. O objetivo do método é estimar o efeito do tratamento sobre as famílias que o receberam, o qual é dado pelo parâmetro

$$\tau_1 \equiv E[Y_1 - Y_0 | D = 1] \quad (1)$$

em que $D=1$, se a família recebeu o tratamento, e $D=0$, em caso contrário. O parâmetro $E[Y_1 | D=1]$, de um lado, é facilmente estimado como a média aritmética de Y_1 entre as famílias que receberam tratamento. Por outro lado, uma vez que Y_0 não é observado para as famílias com $D=1$, não é possível estimar $E[Y_0 | D=1]$ diretamente da amostra sem fazer qualquer hipótese adicional.

2. Podem haver problemas quanto à fidelidade da informação recolhida, já que muitas vezes os valores reportados pelas famílias podem não ser precisos, seja por engano perceptivo ou esquecimento do entrevistado. Supõe-se neste estudo que os erros de reportagem estejam quase igualmente distribuídos entre os diferentes grupos sociais.

Em estudos experimentais, nos quais as famílias designadas para o tratamento são selecionadas de forma completamente aleatória, a hipótese de independência (incondicional) entre Y_0 e D é válida, e, conseqüentemente, é possível estimar o parâmetro τ_1 por meio do resultado $E[Y_0|D=1]=E[Y_0|D=0]$. Com dados observacionais, esta hipótese não é mais plausível, uma vez que não existe um mecanismo de designação aleatória para o tratamento. Neste caso, a estratégia empírica para estimar τ_1 se apoia na hipótese mais fraca de independência entre Y_0 e D , condicionada a um vetor X de características observáveis predeterminadas – ou seja, $Y_0 \perp D|X$. Esta hipótese é conhecida na literatura como inconfundibilidade condicional e não é diretamente testável. Além disso, como o objetivo do trabalho é estimar o efeito médio do tratamento, é suficiente a hipótese mais fraca de média condicionalmente independente, dada por

$$E[Y_0|D = 1, X] = E[Y_0|D = 0, X], \quad (2)$$

Segue diretamente da hipótese (2), que $E[Y_0|D=1]$ pode ser estimado através do resultado

$$\begin{aligned} E[Y_0|D = 1] &= E_{X|D=1}[E[Y_0|D = 1, X]|D = 1] \\ &= E_{X|D=1}[E[Y_0|D = 0, X]|D = 1] \\ &= \int E[Y_0|D = 0, X]dF(X|D = 1), \end{aligned} \quad (3)$$

em que a primeira igualdade segue da lei das expectativas iteradas. Outra hipótese necessária é que

$$Pr[D = 1|X] < 1. \quad (4)$$

Caso contrário, poderia existir X para o qual $E[Y_0|D = 0, X]$ não pode ser estimado na expressão (3). Em suma, a teoria de avaliação de tratamento parte das hipóteses (2) e (4) para a estimação do parâmetro τ_1 em (1).

É muito difícil ou mesmo impossível que os dados satisfaçam a condição (4) quando o vetor X contém variáveis contínuas ou quando contém muitas variáveis

discretas. Para contornar este problema, a teoria lança mão do fato de que a hipótese (2) implica que

$$E[Y_0|D = 1, p(X)] = E[Y_0|D = 0, p(X)],$$

em que $p(X) \equiv Pr[D = 1|X]$ é conhecido na literatura como *propensity score*. A ideia por trás deste resultado é que o momento $p(X)$ é suficiente para caracterizar toda a distribuição da variável binária de tratamento D . Com base neste resultado, é possível adaptar o resultado (3), de forma que o parâmetro τ_1 possa ser estimado por meio do resultado

$$\begin{aligned} \tau_1 &= E[Y_1|D = 1] - E_{p(X)|D=1}[E[Y_0|D = 0, p(X)]|D = 1] \\ &= E[Y_1|D = 1] - \int E[Y_0|D = 0, p(X)]dF(p(X)|D = 1). \end{aligned}$$

A *propensity score* $p(X)$ pode ser estimada por meio de um modelo probabilístico $p(X) \equiv Pr[D = 1|X] = F\{h(X)\}$, tal que $F(\cdot)$ é a distribuição acumulada normal ou logística e $h(X)$ é uma função que envolve termos multiplicativos e/ou de ordem igual ou maior que 1. A especificação da função $h(X)$ é determinada apenas pela necessidade de satisfazer a condição

$$D \perp X | p(X), \tag{5}$$

a qual é conhecida na literatura como propriedade de balanceamento (*balance property*); ou seja, se $h(X)$ é especificado corretamente, de forma que $p(X)$ é a *propensity score* como aqui definido, então a condição de *balance property* na equação (5) é válida. Esta condição estabelece que, condicionada a uma dada *propensity score*, a exposição ao tratamento é aleatória, de forma que as observações com e sem tratamento são observacionalmente idênticas. Logo, esta condição pode ser testada, verificando-se, por exemplo, se as médias – ou qualquer outro momento – das distribuições das variáveis predeterminadas em X não são significativamente diferentes entre famílias com e sem tratamento. Se uma dada especificação da *propensity score* é rejeitada, é necessário testar uma nova especificação – talvez menos parcimoniosa – da função $h(X)$.

Na prática, é inviável estimar o parâmetro τ_1 a partir do resultado (6), mesmo que a *propensity score* tenha sido corretamente especificada. Isto porque a *propensity score* é uma variável contínua, de forma a ser praticamente impossível encontrar, para cada família tratada (observação com tratamento), uma outra família de controle (observação sem tratamento) com a mesma *propensity score*. Vários estimadores de pareamento foram propostos na literatura para superar este problema, os quais podem ser generalizados através da expressão

$$\tau_1 = \frac{1}{N_1} \sum_{i \in T} Y_i^1 - \frac{1}{N_T} \sum_{i \in T} \sum_{j \in C} w(p_i, p_j) Y_i^0,$$

na qual N_1 é o número de famílias tratadas, T e C são os conjuntos das famílias tratadas e de controle, respectivamente, e $w(p_i, p_j)$ é uma função-índice que depende do *propensity score* p_i da observação tratada i e do *propensity score* p_j da observação de controle j . Em resumo, o que o estimador faz é atribuir, para cada observação tratada i , um pareamento (*matching*) dado por uma *média ponderada* das observações não tratadas (conjunto de controle), em que o peso de cada uma destas observações depende da distância de seu *propensity score* em relação ao da observação tratada. Quanto menor esta distância, maior a “qualidade” do controle enquanto unidade de pareamento.

Três estimadores de pareamento são usados neste trabalho, os quais estão bastante difundidos na literatura empírica: o estimador de vizinho mais próximo (*nearest-neighbor matching* – *NNME*), o estimador de raio (*radius matching* – *RM*) e o estimador de estratificação (*stratification matching*). No caso do estimador de vizinho mais próximo, para cada $i \in T$, segue que $w(p_i, p_j) = \frac{1}{N_i^0}$ se $j \in C(i)$ e $w(p_i, p_j) = 0$ em caso contrário, em que $C(i) = \min_j \|p_i - p_j\|$ e N_i^0 é o número de elementos do conjunto $C(i)$. O estimador de raio é semelhante ao anterior, com a diferença de que agora $C(i) = \{j \in C: \|p_i - p_j\| < r\}$. No caso do estimador de *kernel matching*, segue que

$$w(p_i, p_j) = \frac{G\left(\frac{p_j - p_i}{h_n}\right)}{\sum_{k \in C} G\left(\frac{p_k - p_i}{h_n}\right)},$$

em que $G(\cdot)$ é uma função *kernel* com parâmetro de largura de banda h_n . Para os dois primeiros estimadores, é possível calcular erros-padrão analiticamente ou com *bootstrapping*. A diferença entre estes estimadores reside na importância relativa que atribuem à quantidade ou à qualidade das observações de controle usados no pareamento (*matching*). O NNME usa apenas o melhor controle possível, enquanto o RM usa um número maior de controles em detrimento da qualidade. Assim, o primeiro pode deixar de incluir controles de boa qualidade, enquanto o segundo pode

incluir controles de baixa qualidade. Como não é possível determinar *a priori* o melhor estimador, os resultados produzidos por todos devem ser avaliados conjuntamente.

O estimador de estratificação é baseado no algoritmo usado na estimação do *propensity score* $p(X)$, o qual é descrito em Becker e Ichino (2002). Por este procedimento, a amostra é distribuída entre q intervalos iguais da *propensity score*, de forma que as médias amostrais da variável de resultado das famílias tratadas e de controle não difiram significativamente em cada intervalo. Além disso, como resultado da *balance property*, as médias de cada variável de controle entre as famílias com e sem tratamento não diferem significativamente em cada intervalo. Então, o estimador de *estratificação* é dado por

$$\tau_S = \sum_{q=1}^Q \tau_q^S \frac{\sum_{i \in I(q)} D_i}{\sum_i D_i},$$

tal que

$$\tau_q^S = \frac{\sum_{i \in I(q)} Y_i^1}{N_q^1} - \frac{\sum_{j \in I(q)} Y_j^0}{N_q^0},$$

em que $I(q)$ é o conjunto das famílias no bloco q , Q é o número de blocos, e N_q^1 e N_q^0 são os números de famílias com e sem tratamento no bloco q . Em outras palavras, este estimador é uma média ponderada do efeito do tratamento entre os blocos, em que o fator de ponderação é a proporção de famílias tratadas dentro do bloco.

Um procedimento comum nos estudos com avaliação de tratamento é restringir o pareamento ao conjunto de variáveis de controle situado em um suporte comum com o conjunto de tratamento; por exemplo, o intervalo entre o *propensity score* mínimo e máximo do conjunto de tratamento. No entanto, como é possível que controles de boa qualidade sejam perdidos nas fronteiras do suporte, não é possível afirmar de antemão que este procedimento produza necessariamente estimadores mais eficientes.

5 IMPLEMENTAÇÃO EMPÍRICA

A hipótese da inconfundibilidade não é diretamente testável. Para lidar com a possibilidade de viés de autosseleção causado pela não validade desta hipótese, encontram-se na

literatura diversas abordagens que dependem da natureza da fonte de informação. Por exemplo, quando é possível acompanhar no tempo um mesmo elemento, ou um agregado de elementos, Foguel e Barros (2010) ou Reis (2014) mostram que a introdução de efeito fixo elimina o viés, devido a todas as componentes não observáveis que são constantes no tempo. Por outro lado, quando existe um instrumento adequado para a seleção dos tratados e se admite a linearidade das relações, Barbosa e Corseuil (2014) utilizam regressão com descontinuidade onde a condição de tratado é instrumentada.

A POF contém informações abrangentes sobre os rendimentos e as despesas das famílias, indicando as fontes de rendimento das famílias, e a pesquisa de 2008 contém indicações sobre o recebimento do Programa Bolsa família. As POFs 2002 e 2008 são uma fonte de dados abrangente para analisar o efeito da estabilidade do rendimento sobre o seu uso, mas não são diretamente comparáveis devido ao efeito da coorte e do ciclo econômico. A composição da população segundo a sua data de nascimento e as condições econômicas no momento da pesquisa são diferentes e uma fonte possível de explicação da diferença entre as pesquisas, o que elimina a possibilidade da adoção de procedimentos que eliminem o efeito dos não observáveis constantes no tempo. A natureza da fonte de informação e a falta de instrumentos adequados implicaram uma proposta de estratégia para lidar com a possibilidade do viés de autoseleção, devido ao efeito de elementos não observáveis.

Para lidar empiricamente com o viés devido ao desbalanceamento dos não observáveis, Imbens (2014) propõe um procedimento que verifica se existem motivos para desconfiar da validade desta hipótese. Se existe uma variável V determinada antes do tratamento, o exercício de pareamento não deveria mostrar efeito do tratamento sobre V . Se isto ocorrer, é uma indicação da existência de não observáveis que estão enviesando as estimativas. Para lidar com esta possibilidade, elegeram-se duas variáveis predeterminadas que caracterizam as famílias para realizar este teste: o número de familiares e a idade média dos familiares – exclusive o chefe.

Outro procedimento foi segmentar as famílias segundo uma variável exógena relacionada com a heterogeneidade entre as famílias. Suponha que uma fonte importante de heterogeneidade dos agentes seja explicada por uma variável exógena Z . Realizar o exercício de *propensity score* para as subamostras definidas segundo segmentos de Z , além de favorecer o balanceamento dos observáveis devido à redução da heterogeneidade, reduz

o viés devido às variáveis omitidas relacionadas a Z . A variável de segmentação (Z) deve descrever uma fonte importante de heterogeneidade do comportamento das famílias, permitindo interpretar a comparação dos resultados obtidos com cada um dos segmentos e avaliando a robustez dos resultados.

Nossa estratégia consistiu em buscar a homogeneidade entre os grupos de tratamento e controle, definindo antecipadamente um suporte comum para as variáveis de referência, e depois segmentar a amostra segundo uma variável exógena, obtendo resultados condicionais a estes segmentos. Isto pretende mitigar o efeito de não observáveis relacionados à variável de segmentação, aumentar a comparabilidade entre os dois grupos e avaliar a robustez dos resultados. Os principais passos da estratégia são listados a seguir.

1. Eliminar da amostra observações espúrias.³
2. Definir grupos de tratamento e controle que sejam similares.
3. Definir variáveis explicativas (X) relacionadas com a localização, características do chefe da família e a composição etária da família, detalhadas na tabela A.1 do apêndice.⁴
4. Excluir dos grupos de controle/tratamento as famílias que recebam rendimentos estáveis de outras fontes.
5. Mensurar o efeito do tratamento, utilizando três estimadores de pareamento – vizinho mais próximo (n), estratificação(s) e raio(r) –, e aceitar os resultados dos estimadores de pareamento nos quais o tamanho dos grupos de controle/tratamento utilizados for maior do que 100.
6. Segmentar os grupos de tratamento e controle segundo variável exógena (Z) e obter resultados condicionais a estes segmentos.
7. Validar a hipótese 1 com teste de balanceamento dos observáveis (X).
8. Validar a hipótese 2, verificando se o tratamento tem efeito sobre o tamanho e a idade média da família.
9. Aceitar os resultados desde que atendam minimamente aos itens 7 e 8.

3. Consideramos apenas as famílias com dois a seis membros, nas quais o chefe tenha mais do que 17 anos, tenha renda positiva e taxa de poupança no intervalo $[-1, 1]$.

4. No caso da análise do funcionário público, foram incluídas variáveis para explicar o diferencial da renda média entre os grupos de tratamento e controle: a escolaridade média dos membros que trabalham, excluindo o chefe; uma variável indicadora de existência de cônjuge trabalhando; e o número de pessoas que trabalham na família.

Neste texto, estamos interessados em avaliar o efeito da renda vitalícia, ou ao menos garantida por um certo prazo futuro, sobre o padrão de gastos das famílias. Em particular, estamos interessados em verificar o efeito da renda originada de: *i*) emprego público (fp); *ii*) aposentadoria (ap); e *iii*) transferência do Bolsa Família (bf).⁵

O benefício do Bolsa Família, ainda que seja uma fonte estável de renda da família, tem um prazo de pagamento predeterminado, ao contrário das duas outras, em que o prazo é indeterminado. A renda do funcionário público e do aposentado são vitalícias; de fato, no primeiro caso, e por direito, no segundo. E, mesmo no caso do falecimento do beneficiário, os familiares em muitos casos têm direito a pensão. Portanto, ainda que as três fontes de rendimento sejam estáveis, o Bolsa Família não é comparável aos demais. Além disto, este benefício contempla famílias muito mais pobres.

Para identificar e isolar o efeito de uma fonte de rendimento estável, é preciso garantir que a família não tenha acesso a outro rendimento estável. A tabela 1 apresenta a frequência das famílias que têm renda de aposentadoria e de emprego público, e o mesmo quando nos limitamos à renda do chefe da família.

TABELA 1
Frequência de famílias segundo a origem da renda

	Família com emprego público		Chefe aposentado		Total
	Não	Sim	Não	Sim	
Família com aposentado					
Não	57.943	14.478	72.421	0	72.421
Sim	28.114	4.124	5.503	26.735	32.238
Chefe com emprego público					
Não	86.057	7.583	67.525	26.115	93.640
Sim	0	11.019	10.399	620	11.019
Total	86.057	18.602	77.924	26.735	104.659

Elaboração dos autores.

A tabela 1 revela que, na amostra total, 4 mil famílias têm os dois tipos de rendimento, as quais precisam então ser excluídas das 32 mil famílias com renda de aposentadoria e das 18 mil famílias com renda de emprego público. Estes resultados revelam os seguintes fatos: *i*) a possibilidade de separação das famílias nos dois grupos quando a renda é recebida por

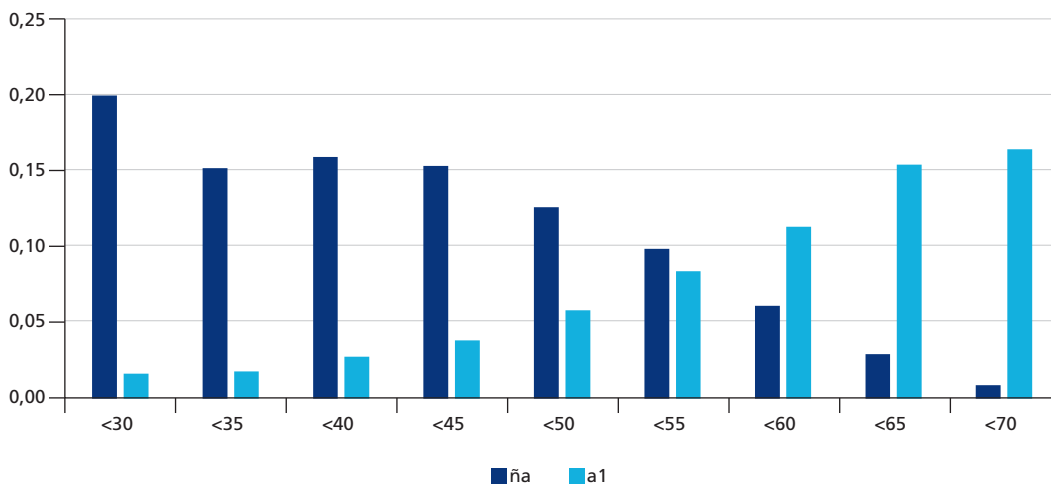
5. Os outros programas de transferência de renda, como a Lei Orgânica de Assistência Social (Loas) e outros programas são pouco abrangentes, o que limita a estimabilidade do seu efeito com a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) e envolve populações muito heterogêneas – além de dificultar a análise. Por isto, não foram considerados.

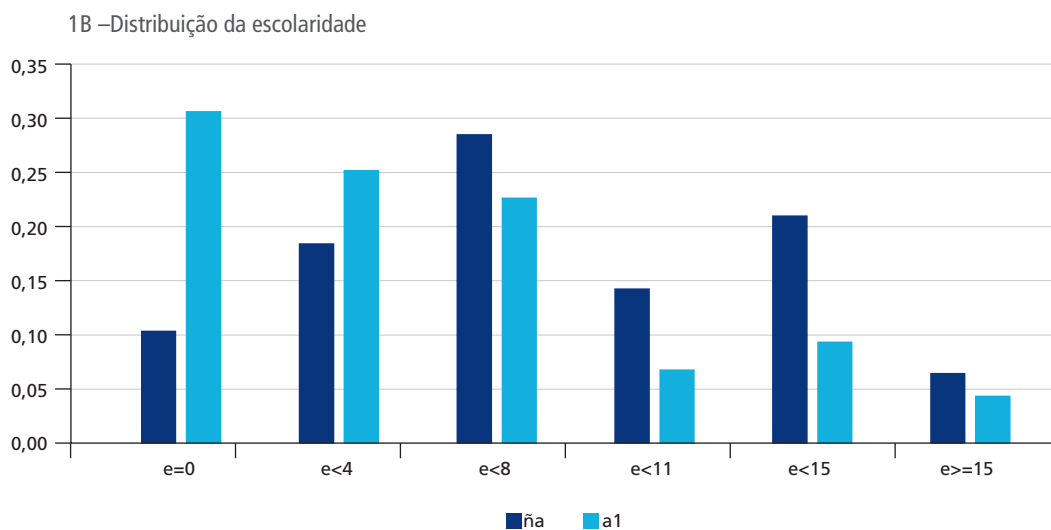
qualquer membro da família; *ii*) a dificuldade quando se limita a renda recebida pelo chefe; e *iii*) o menor número do grupo dos funcionários públicos em relação ao dos aposentados.

Uma família foi considerada de certo tipo quando o rendimento associado ao tipo representou uma fração mínima da renda da família. Quanto maior a exigência, melhor identificado o grupo de tratamento e menor o tamanho desta amostra. O compromisso entre estes dois aspectos sugeriu o limite de 20% para a identificação do Bolsa Família e do funcionário público e de 40% para a identificação dos aposentados. As famílias que recebem o rendimento e não atendem ao critério foram consideradas ambíguas e descartadas.

Aceitando que o chefe da família determina o comportamento, a sua escolaridade e idade explicam a heterogeneidade do comportamento das famílias, pois condicionam a experiência e o capital humano acumulado e, portanto, o nível de renda e a forma com que a renda da família é gasta. Os gráficos 1 e 2 mostram os histogramas das distribuições das famílias segundo estas duas variáveis, distinguindo os grupos de tratamento e controle para as análises do efeito da renda da aposentadoria e do emprego público.

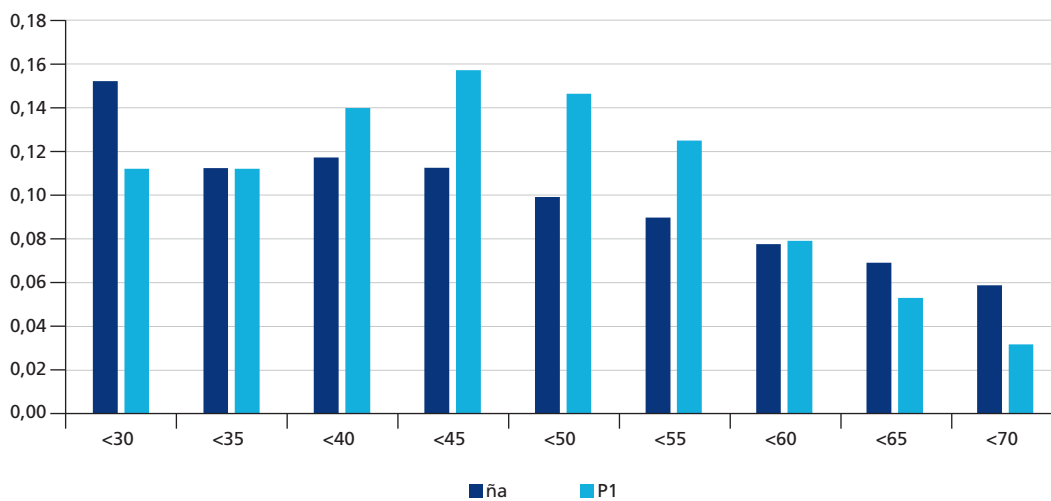
GRÁFICO 1
Distribuição das famílias com renda de aposentadoria por grupos de tratamento (*a1*) e controle (*na*)
1A – Distribuição da idade

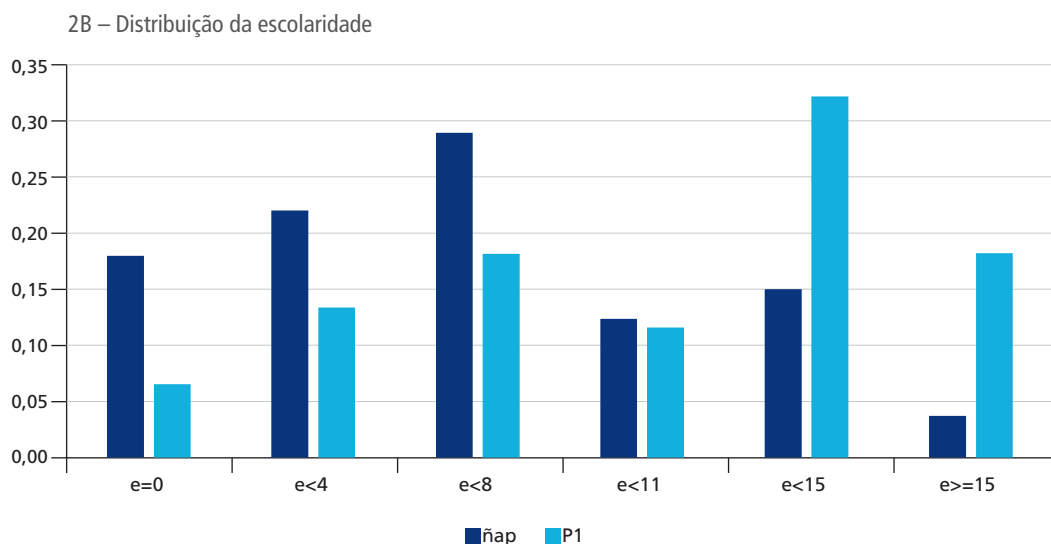




Elaboração dos autores.

GRÁFICO 2
Distribuição das famílias com renda de funcionário público por grupos de tratamento (a1) e controle (não)
 2A – Distribuição da idade





Os histogramas contidos nos gráficos mostram a enorme diferença entre as distribuições da idade entre os grupos de tratamento e controle na análise das famílias com renda de aposentadoria, e também a diferença entre as distribuições da escolaridade na análise das famílias com renda de funcionário público. Para mitigar esta fonte de heterogeneidade, a análise da renda do emprego público será feita segundo segmentos de mesma escolaridade, e a da renda dos aposentados, segundo segmentos de mesma idade.

O Bolsa Família é destinado às famílias mais pobres. Além disso, as famílias para as quais este benefício é mais do que 20% da renda são mais pobres ainda. A tabela 2 mostra os percentis da distribuição da renda *per capita* do grupo de famílias que não recebem o benefício ($bf=0$), do grupo de famílias que recebem os benefícios ($bf=1$) e do grupo de tratamento (T) constituído pelas famílias para as quais este benefício responde por mais do que 20% da renda. Para mitigar a heterogeneidade entre os grupos de tratamento e controle, foram descartadas do grupo de controle todas as famílias para as quais a renda *per capita* é maior do que o percentil 95 do grupo de tratamento (R\$ 157,00). Das 4.362 famílias que atendem a estas condições, 1.010 recebem também renda de aposentadoria ou de funcionário público e foram também descartadas, resultando em uma amostra de 3.352 famílias.

TABELA 2
Percentis da distribuição da renda da família entre os grupos de tratamento e controle

Percentil	1	5	10	20	30	40	50	60	70	80	90	95	99
Bf=0	54	99	134	191	245	302	364	446	556	724	1064	1533	3238
bf=1	35	60	80	109	135	160	187	220	259	314	417	530	842
T	21	36	46	59	68	77	87	96	106	116	136	157	224

Elaboração dos autores.

Em suma, as análises empíricas serão conduzidas com as seguintes amostras:

- Funcionário público (*fp*): famílias em que a renda de emprego público responde por pelo menos 20% do total, segmentadas por POF e por nível de escolaridade do chefe ($e < 4,4 <= e < 8,8 <= e < 11,11 <= e < 15, e >= 15$).
- Aposentado (*ap*): famílias em que a renda de aposentadoria responde por pelo menos 40% do total, segmentadas por POF e por idade do chefe ($45 < i <= 55, 55 <= i < 65$).
- Bolsa Família (*bf*): famílias em que a renda do Bolsa Família responde por pelo menos 20% do total e que tenham renda *per capita* inferior a R\$ 157,00, limitadas à POF 2008.

Analise-se agora o padrão de gasto líquido das famílias em seis itens associados ao diferimento do usufruto do consumo (formas de poupança) – financeiro, imóveis, veículo, bens de consumo duráveis, educação e saúde. A tabela 3 mostra que para os três primeiros itens o valor líquido do gasto é nulo na maior parte das famílias, o que motiva a construção para cada item de uma variável indicadora, que sinalize a realização de gasto líquido positivo. Para medir o endividamento, introduz-se também um indicador do gasto financeiro líquido negativo.

TABELA 3
Proporção das famílias com gasto nulo no item

	Financeira	Imóvel	Veículo	bcd	Educação	Saúde
Bf,2008	0,884	0,908	0,840	0,275	0,564	0,288
Ap,2002	0,842	0,753	0,728	0,162	0,403	0,231
Ap,2008	0,752	0,788	0,751	0,169	0,474	0,143
Fp,2002	0,841	0,744	0,696	0,131	0,373	0,232
Fp,2008	0,756	0,792	0,729	0,135	0,425	0,158

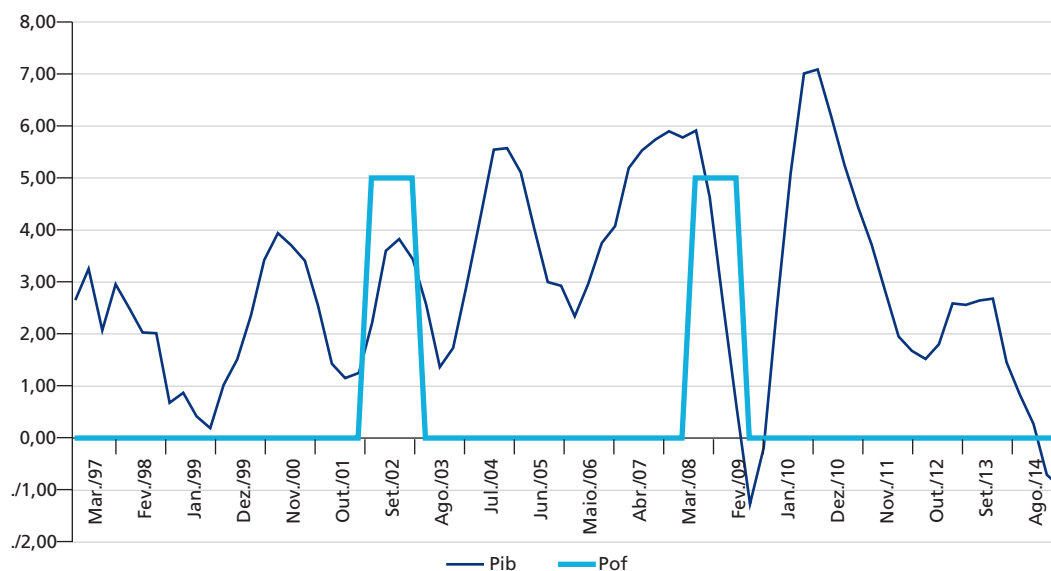
Elaboração dos autores.

Finalmente, cabe considerar que as POFs foram apuradas⁶ em diferentes estados do ciclo econômico. O gráfico 3 apresenta os momentos da apuração e a média móvel da taxa de crescimento do produto interno bruto (PIB) trimestral, e mostra que a POF 2008 foi apurada em um período de redução da atividade.

GRÁFICO 3

Taxa de crescimento do PIB e período de apuração das POFs (1997-2014)

(Em %)



Elaboração dos autores.

A diferença do padrão de gastos entre as duas POFs pode ser devido ao efeito do ciclo ou ao efeito da coorte. Considerando que a diferença temporal entre as POFs é de apenas seis anos, e dada a importância da crise de 2008, acredita-se que a totalidade da diferença pode ser atribuída ao efeito do ciclo.

5.1 Validação

O trabalho avalia o efeito de três variáveis de tratamento (recebimento de renda de aposentadoria, de emprego público e do Bolsa Família), respectivamente (*ap*), (*fp*) e (*bf*), as quais serão analisadas segundo diversos segmentos amostrais. O efeito será avaliado com o estimador de *propensity score*, o qual tem diversas vantagens, entre as quais não

6. A POF 2002 foi apurada no período jun./2002- jun./2003, e a POF 2008, no período jun./2008-jun./2009.

supor a linearidade das relações, embora requeira que as condições de balanceamento dos observáveis sejam atendidas. A rotina utilizada⁷ segmenta a amostra em blocos de *score* semelhantes e realiza o teste de balanceamento para cada uma das catorze variáveis explicativas e para cada um dos blocos.

A tabela 4 apresenta as seguintes estatísticas para cada um dos treze segmentos ou grupos de famílias: *i*) o número de blocos (*nb*); *ii*) o número de testes em que o balanceamento foi rejeitado (*nr*); *iii*) o tamanho das amostras de tratamento (*nt*); e o controle (*nc*) total e para cada um dos estimadores de pareamento (*atn*), (*atr*) e (*ats*); e *iv*) o efeito, segundo cada um dos estimadores, do tratamento sobre o tamanho da família e sobre a idade média dos familiares.

TABELA 4
Validação dos estimadores de *pscore*

			Total		atn		ats		atr		Tamanho da família			Idade média		
	nb	nr	nt	nc	nt	nc	nt	nc	nt	nc	n	s	r	n	s	r
Fp:2002																
e<4	8	1	1144	8142	1121	913	1120	7812	318	461	-	-	-	-	-	-
4<=e<8	7	0	973	7521	962	774	955	7263	267	401	-	-	-	-	-	-
8<=e<11	6	0	720	3373	717	553	720	3320	104	113	-	-	-	-	-	-
11<=e<15	6	0	1662	3203	1656	1084	1662	3179	186	192	-	-	-	-	-	1,850a
e>=15	5	0	770	669	766	555	770	649	14	14	-	-	-	-	-	-
Fp:2008																
e<4	8	4	628	6391	609	494	665	6149	159	225	-	0,843a	-	-	-	-
4<=e<8	9	2	948	8139	931	753	918	7826	224	329	-	-	0,223b	-	-	-
8<=e<11	6	2	634	4153	620	457	620	4009	107	118	-	-	-	-	-	-
11<=e<15	8	0	2214	5685	2197	1511	2197	5657	389	428	0,078b	-	0,137a	-	-	-
e>=15	7	0	1163	1019	1149	527	1149	1002	45	46	-	-	-	-	-	-
Ap: 2002																
i<=55	8	0	4139	795	788	609	788	4090	124	143	-	-	-	-	-	-
i>55	6	0	1418	1351	932	468	532	1176	31	32	-	-	-	-	-	-
Ap: 2008																
i<=55	6	2	5206	995	983	949	983	5190	209	253	-	-	-	1,993b	1,647c	-
i>55	6	1	1815	1982	1278	649	1278	1534	53	54	-	-	-	1,226a	-	-
Bf:2008																
bf	6	0	1212	2076	1212	605	1212	2076	37	38	-	-	-	-	-	-

Elaboração dos autores.

Obs.: Significativo a 10%(a), 5%(b) e 1%(c).

7. *Pscore* do programa *stata*.

A tabela 4 mostra que foi rejeitado apenas um número inexpressivo de testes de balanceamento. Por exemplo, a primeira linha indica que foi rejeitado apenas um teste num total de 112 realizados. Portanto, foram aqui aceitos como balanceados todos os treze casos analisados. Cada um dos estimadores utiliza critérios diferentes para realizar comparações, o que resulta em amostras de controle e tratamento específicas por estimador e grupo de famílias. Para informar a relevância do estimador, apresenta-se o tamanho da amostra dos grupos de tratamento e controle. Considera-se que comparações em que o tamanho resultante é inferior a 100 é insuficiente. Pode ser observado que o estimador do raio (*att-r*) em alguns casos não atende a este critério, e por isto os seus resultados serão descartados. A tabela mostra também que, em alguns casos, o estimador por estrato (*att-s*) não obteve estimativas da variância do estimador e também foi descartado.

Finalmente, as seis últimas colunas mostram o efeito do tratamento sobre variáveis predeterminadas (tamanho da família e idade média dos membros, exclusive o chefe), escolhidas porque caracterizam a família e não deveriam ser afetadas pelo tratamento. Os resultados mostram que, para a ampla maioria dos casos, o tratamento não mostrou efeito significativo estatisticamente sobre estas duas variáveis.

5.2 Efeito da ocupação no serviço público sobre a poupança

Esta subseção descreve e interpreta os resultados da aplicação dos métodos de avaliação de tratamento para a estimação do efeito da ocupação no serviço público sobre a estrutura de poupança das famílias brasileiras. A variável de tratamento é a existência de pelo menos um membro da família ocupado no serviço público, enquanto as variáveis de resultado são as diferentes formas de poupança das famílias: gastos com ativos financeiros (poupança financeira), gastos com bens duráveis e imóveis (poupança com ativos reais) e gastos com educação e saúde (formação de capital humano). Todas as variáveis de resultado são normalizadas pela renda familiar, de forma que o foco é sobre a taxa de poupança. O efeito do tratamento é estimado para cada uma destas formas de poupança individualmente.

A teoria pavimenta diferentes canais por meio dos quais a ocupação no funcionalismo público pode afetar a taxa de poupança das famílias. A estabilidade na renda e no emprego dos membros ocupados no serviço público contribui para a redução da volatilidade da renda familiar conjunta, o que, por sua vez, afeta as várias modalidades

de poupança em diferentes direções. Em primeiro lugar, a menor incerteza sobre a renda familiar alivia a restrição de crédito enfrentada pela família, o que se reflete em uma redução da poupança financeira e um aumento nos gastos com bens imóveis, veículos e demais bens duráveis (poupança em ativos reais). Em segundo lugar, a menor incerteza sobre a renda familiar acarreta uma redução da poupança por motivo de precaução. Se parte desta poupança é mantida sobre a forma de bens duráveis, verifica-se então uma ambiguidade no efeito da ocupação no setor público sobre a poupança em ativos reais.

Como observado, o efeito do tratamento (membro da família ocupado no serviço público) sobre o resultado se daria, caso existente, principalmente através de seu impacto sobre a estabilidade da renda familiar. Portanto, a fim de isolar este efeito, famílias com membro beneficiário de aposentadoria precisam ser excluídas, uma vez que esta é uma característica que também afeta a estabilidade da renda familiar.

A renda corrente da família não é incluída, pois depende diretamente do tratamento, mas a escolaridade do chefe e dos outros membros da família são uma *proxy* para a renda permanente. A segmentação por nível de escolaridade do chefe elimina o efeito de características não observáveis relacionadas à escolaridade, assim como reduz o potencial viés de autosseleção.⁸

TABELA 5A

**Efeito da ocupação no serviço público sobre a taxa de poupança/POF 2002-2003:
estimadores de pareamento**

(Em %)

	Taxa de poupança						Prob. poupança > 0			Pr.poup.<0
	Financeira	Imóveis	Veículos	Duráveis	Educação	Saúde	Financeira	Imóveis	Veículos	Financeira
	Média das observações de controle									
educ<4	0,0	2,0	3,0	7,0	1,0	5,0	10,0	19,0	23,0	5,0
4=<educ<8	1,0	2,0	4,0	7,0	1,0	5,0	16,0	19,0	26,0	5,0
8=<educ<11	1,0	2,0	4,0	7,0	2,0	4,0	18,0	21,0	26,0	7,0
11=<educ<15	1,0	3,0	5,0	6,0	3,0	5,0	25,0	22,0	28,0	8,0
educ>=15	4,0	4,0	8,0	5,0	5,0	5,0	47,0	27,0	32,0	9,0
	Attn									
educ<4	-0,8c	-	-	0,7b	-	1,0c	-	-	-	5,0c
4=<educ<8	-0,7b	-	-	-	-	0,9b	-	-	-	4,4c
8=<educ<11	-	-	-	-	0,5a	-	-	4,6a	-	-

(Continua)

8. A amostra não segmentada foi analisada, mas não foi apresentada, pois não atendeu aos critérios de validação.

(Continuação)

	Taxa de poupança						Prob. poupança > 0			Pr.poup.<0
11=<educ<15	-0,9b	-	-	-	-	0,9c	-2,9a	-	-	5,7c
educ>=15	-	-	1,7a	0,7a	-	0,7a	-	-	7,6b	5,0a
Attr										
educ<4	-	-	-	-	0,8c	1,3b	4,5b	-	-	-
4=<educ<8	-0,6a	-	-	-	-	1,0a	-	-	-	5,9b
8=<educ<11	-	-	-	-	-	1,8a	-	-	-	-
11=<educ<15	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
educ>=15	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Atts										
educ<4	-0,7b	-	-	0,4a	0,4b	0,9c	-	-	-	3,9c
4=<educ<8	-0,6c	-	-	-	0,3b	0,7c	-	-	-	4,9c
8=<educ<11	-	-	-	-	0,5b	1,0c	2,8a	-	-	-
11=<educ<15	-1,1c	-	-	-	-	0,8c	-2,7b	3,2b	2,9a	4,1c
educ>=15										

Fonte: POF 2002-2003.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Significativo a 10%(a), 5%(b) e 1%(c).

2. Educ: anos de estudo do chefe da família.

3. Attr: nearest-neighbor matching; Atts: stratification matching; Attr: radius matching.

TABELA 5B

**Efeito da ocupação no serviço público sobre a taxa de poupança/POF 2008-2009:
estimadores de pareamento**

(Em %)

	Taxa de poupança						Prob. poupança > 0			Pr.poup.<0
	Financeira	Imóveis	Veículos	Duráveis	Educação	Saúde	Financeira	Imóveis	Veículos	Financeira
Média das observações de controle										
educ<4	0,1	2,1	3,2	6,6	1,0	5,2	10,4	19,2	22,7	5,4
4=<educ<8	0,9	2,2	4,5	6,6	1,3	4,8	15,7	19,4	26,4	5,4
8=<educ<11	0,9	2,4	4,4	6,7	1,5	4,5	17,8	20,9	26,3	6,6
11=<educ<15	1,5	2,7	5,2	6,1	2,7	4,7	25,3	22,0	27,7	7,8
educ>=15	4,5	4,3	8,1	5,1	4,6	5,2	46,9	26,6	32,2	8,7
Attn										
educ<4	-	-1,1a	-	-	-	1,1b	8,4c	-	-4,9a	-
4=<educ<8	-	1,2c	-	-	-	0,8b	6,0c	4,1a	-	4,2c
8=<educ<11	-	-	-	-	-	0,8a	13,3c	-	-	5,1c
11=<educ<15	-	-	-	0,5a	-	0,7c	8,7c	-	-	4,8c
educ>=15	-	-	-2,2a	-	-	-	-	-	-	5,9c
Attr										
educ<4	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
4=<educ<8	-	-	-	-1,4b	0,5a	-	6,5b	5,9a	-	-

(Continua)

(Continuação)

	Taxa de poupança					Prob. poupança > 0			Pr.poup.<0	
8=<educ <11	-	-	-	-	-	2,3c	16,3c	-	-	-
11=<educ <15	-	-	-	-	0,7a	0,9b	12,7c	-	7,3b	6,7c
educ>=15	-	-	-	-	-	2,5b	-	-	-	-
Atts										
educ<4	-	-	-	-	-	0,7b	7,5c	-	-	2,9a
4=<educ<8	-	-	-	0,7c	-	0,8c	6,4c	-	-	4,9c
8=<educ <11	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
11=<educ <15	-	-	-	-	-	0,8c	9,5c	-	-	5,4c
educ>=15	-	-	-	-	-	0,8c	-	-	-	4,8b

Fonte: POF 2008-2009.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Significativo a 10%(a), 5%(b) e 1%(c).

2. Educ: anos de estudo do chefe da família.

3. Attn: nearest-neighbor matching; Atts: stratification matching; Attr: radius matching.

TABELA 5C

Efeito da ocupação no serviço público sobre a taxa de poupança/diferença entre as POFs 2008-2009 e 2002-2003: estimadores de pareamento

(Em %)

	Taxa de poupança					Prob. poupança > 0			Pr.poup.<0	
	Financeira	Imóveis	Veículos	Duráveis	Educação	Saúde	Financeira	Imóveis	Veículos	Financeira
Attn										
(0,4)	-	-0,018b	-	-	-	-	0,073b	-	-	-
(4,8)	-	0,013b	-	-	-	-	0,056b	-	-	-
(8,11)	-	-	-	-	-0,008a	-	0,105c	-	-	-
(11,15)	-	-	-	0,007a	-	-	0,116c	-	-	-
>=15	-	-	-0,039b	-	-	-	-	-	-	-
Att-s										
(0,4)	-	-	-	-	-	-	0,057c	-	-	-
(4,8)	-	-	-	-	-	-	0,070c	-	-	-
(8,11)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
(11,15)	0,011c	-	-	0,005a	-	-	0,122c	-	-	-
>=15	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Att-r										
(0,4)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
(4,8)	-	-	-	-0,019b	0,006a	-	-	-	-	-
(8,11)	-	-	-	-	-	-	0,186c	-	-	-
(11,15)	-	-	-	-	-	-	0,175c	-	-	-
>=15	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

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

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Significativo a 10%(a), 5%(b) e 1%(c).

2. Educ: anos de estudo do chefe da família.

3. Attn: nearest-neighbor matching; Atts: stratification matching; Attr: radius matching.

A tabela 5A mostra que, na POF 2002-2003, a ocupação no setor público diminui significativamente a taxa de poupança financeira na maior parte das categorias de

escolaridade do chefe da família, incluindo as duas categorias de menor escolaridade. Em três categorias, isto ocorre em pelo menos dois estimadores de pareamento.⁹ No entanto, este efeito é pequeno, variando no intervalo entre 0,6 e 1,1 ponto percentual (p.p.). Este resultado é consistente com a predição teórica de que a maior estabilidade na renda reduz a necessidade de poupança por motivo de precaução. Desta forma, espera-se uma taxa de poupança relativamente menor – principalmente no caso da poupança financeira – das famílias com membros ocupados no setor público. Outro resultado relevante é que o efeito da ocupação no setor público sobre o gasto com saúde é significativo e positivo para a maior parte das categorias de escolaridade, enquanto o efeito é sistematicamente não significativo para as outras modalidades de poupança. Este resultado é coerente com o argumento de que a estabilidade na renda atenua a restrição de créditos destas famílias, de forma que elas podem aumentar seus gastos com ativos reais e capital humano, os quais são aqui considerados como formas alternativas de poupança.

Mais especificamente, é evidente na POF 2008-2209 que o gasto com saúde (capital humano) é a única modalidade de poupança sobre a qual o efeito da ocupação no serviço público é positivo e significativo para a maior parte das categorias de escolaridade do chefe da família. Para as categorias de menor escolaridade, o efeito é significativo em todos os estimadores de pareamento. Para as categorias de escolaridade intermediária, o efeito é significativo em dois estimadores. Apenas para a categoria de maior escolaridade, o efeito revelou-se significativo em apenas um estimador. No entanto, este efeito é economicamente pouco relevante, variando no estreito intervalo entre 0,7 p.p. e 2,5 p.p. Novamente, este resultado é coerente com o argumento de que a estabilidade na renda atenua a restrição de créditos destas famílias.

O efeito sobre a probabilidade de poupança financeira positiva $P(pf>0)$ na POF 2002-2003 é ambíguo, sendo significativo para apenas quatro dos quinze casos estimados, dos quais em dois o efeito é positivo e em outros dois, é negativo. Já para a POF 2008-2009, o efeito é sistematicamente significativo e positivo para quase todos os segmentos. Além disso, este efeito é economicamente relevante, variando no intervalo entre 6,6 e 16,3 p.p. Isto pode ser interpretado lembrando que, no período de crise (2008), as famílias do grupo de tratamento – detentoras de acesso a renda estável – são

9. O efeito é sistematicamente não significativo apenas para a categoria de maior escolaridade.

menos afetadas do que as do grupo de controle – ou seja, a redução da $P(pf>0)$ das famílias do grupo de controle, o que implica que o efeito do tratamento sobre $P(pf>0)$ seja positivo. Reforçando este argumento, a tabela 5C, a qual apresenta a diferença entre o efeito do tratamento em 2008 e o efeito em 2002, mostra que apenas para a medida $P(pf>0)$ se verifica diferença positiva para a maioria dos segmentos. Para os demais, a diferença do padrão em 2008 e 2002 é nula ou esporádica. Para as outras modalidades de poupança na POF 2008-2009 e para todas as modalidades de poupança na POF 2002-2003, incluindo a poupança financeira, o efeito é sistematicamente significativo para muito poucos segmentos da amostra, não sendo assim possível uma conclusão geral. De qualquer forma, em praticamente todos os casos nos quais foi significativo, o sinal do efeito do tratamento sobre a probabilidade de qualquer modalidade de poupança, em qualquer segmento da amostra, é positivo.

Para as duas POFs, o efeito do tratamento é aumentar a probabilidade de ter poupança negativa $P(pf<0)$, mostrando que a estabilidade da renda favorece a obtenção de empréstimos; resultado que enfatiza a heterogeneidade das famílias. Em 2008, no que tange à probabilidade de poupança financeira, o efeito do tratamento foi aumentar ambas as probabilidades de poupança positiva $P(pf>0)$ e negativa $P(pf<0)$ – ou seja, parte das famílias do grupo de tratamento se endividou mais do que as famílias do grupo de controle, e, ao mesmo tempo, uma outra parte das famílias do grupo de tratamento poupou mais do que as famílias do grupo de controle.

5.3 Efeito da aposentadoria sobre a poupança

Esta subseção descreve e interpreta os resultados da aplicação dos métodos de avaliação de tratamento para a estimação do efeito da existência de uma fonte de rendimentos decorrente de aposentadoria sobre a estrutura de poupança das famílias brasileiras. A variável de tratamento é a existência de pelo menos um membro da família beneficiário deste tipo de renda. Para assegurar uma clara distinção entre os conjuntos de famílias com e sem tratamento, são incluídas no primeiro conjunto somente as famílias cuja renda proveniente da aposentadoria responde por pelo menos 40% do total da renda familiar. A imposição desta promove ganho de homogeneidade suficiente para tornar estimável os dois grupos nas faixas etárias (45-55) e (55-65), em 2002 e 2008. Fora da faixa etária (45-65), as diferenças entre os grupos aposentado e não aposentado são tão grandes que os resultados não são comparáveis.

As variáveis de resultado são as diferentes formas de poupança das famílias: gastos com ativos financeiros (poupança financeira), gastos com bens duráveis e imóveis (poupança com ativos reais) e gastos com educação e saúde (formação de capital humano). Todas as variáveis de resultado são normalizadas pela renda familiar, de forma que o foco é sobre a taxa de poupança.

TABELA 6
Efeito da renda de aposentadoria sobre a taxa de poupança:
estimadores de pareamento
(Em %)

Idade	POF	Taxa de poupança						Prob. poupança > 0			Pr.poup.<0
		Financeira	Imóveis	Veículos	Duráveis	Educação	Saúde	Financeira	Imóveis	Veículos	Duráveis
Médias											
<=55	2002	1,1	4,5	2,5	4,5	1,7	4,2	9,5	23,9	26,6	6,9
>55	2002	-2,4	-5,0	3,0	5,3	1,5	5,6	7,6	21,2	19,8	6,5
<=55	2008	1,8	6,0	-1,2	5,5	1,9	3,8	18,9	20,8	25,2	7,2
>55	2008	0,3	14,2	8,3	4,4	1,2	6,7	15,0	19,8	18,8	6,0
Att-n											
<=55	2002	-	-	-	-	-	1,6c	-	-	-	3,2a
>55	2002	-	-	-	-	-	3,2a	-	-	-	5,0c
<=55	2008	-	-	-	0,8a	-	2,7c	8,7c	-	-5,5b	4,4c
>55	2008	-	-	-	-	-	-	12,9c	-	-9,7c	5,1c
<=55	DIF	-	7,7a	-	-	-	-	9,8c	-	-	-
>55	DIF	-	-	-	-	-	-	13,8c	-	-11,3c	-
Att-s											
<=55	2002	-	-5,1a	-	0,7a	0,9a	2,1c	-	-	-3,6b	3,5c
>55	2002	-	-	-	-	-	-	2,9a	-	-	4,4c
<=55	2008	-	-	-	-	-	3,6c	8,3c	-	-3,7b	5,1c
>55	2008	-	-	-	-	-	-	10,8c	-	-4,9c	6,6c
<=55	DIF	-	-	-	-	-1,0a	-	7,9c	-	-	-
>55	DIF	-	-	-	-	-	-	7,9c	-	-6,0b	-
Att-r											
<=55	2002	-	-	-	-	3,0b	2,6b	-	-	-9,8a	6,4a
>55	2002	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
<=55	2008	-	-	-3,1a	-	-	-	9,5b	-	-7,2a	-
>55	2008	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
<=55	DIF	-	-	-	-	-2,7a	-	10,6b	-	-	-
>55	DIF	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

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

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Significativo a 10%(a), 5%(b) e 1%(c).

2. DIF: diferença entre resultados da POF 2008-2009 e 2002-2203.

3. Attn: nearest-neighbor matching; Atts: stratification matching; Attr: radius matching.

Os canais através dos quais a existência de um membro beneficiário de aposentadoria afeta a poupança familiar são qualitativamente semelhantes àqueles referentes ao efeito de um membro ocupado no serviço público. Dado que a renda de aposentadoria é vitalícia – pelo menos, a parte proveniente da previdência pública –, ela contribui para reduzir a incerteza embutida na renda familiar conjunta, aliviando a restrição de crédito e reduzindo a demanda por poupança precaucionária. Agora, no entanto, deve-se esperar um efeito quantitativamente maior forte sobre a poupança precaucionária, uma vez que as famílias que vivem de aposentadoria são em geral compostas de pessoas idosas sujeitas a choques adversos frequentes na renda, em decorrência de problemas de saúde. Para tais famílias, a existência ou não de uma fonte perene de renda como a decorrente da aposentadoria deve impactar fortemente sobre o tamanho de sua poupança por motivo de precaução.

Visando maior qualidade no pareamento entre as famílias tratadas e de controle, ambas as amostras destas famílias satisfazem as restrições de seleção já apresentadas. São incluídas apenas famílias com chefes entre 45 e 65 anos. Abaixo de 45 anos, o tamanho do grupo de tratamento é irrisório. Acima de 65 anos, o tamanho do grupo de controle também é irrisório. Na faixa entre 45 e 65 anos, o tamanho dos grupos de controle e tratamento é satisfatório.

Como observado, o efeito do tratamento (membro da família beneficiário de aposentadoria) sobre o resultado se daria principalmente, caso existente, por meio de seu impacto sobre a estabilidade da renda familiar. Portanto, a fim de isolar este efeito, as famílias com membro ocupado no serviço público precisam ser excluídas das amostras de famílias com e sem tratamento, uma vez que esta é uma característica que também afeta a estabilidade da renda familiar. Isto implica eliminar 12% das famílias com tratamento e 20% das famílias sem tratamento.

Como mostra a tabela 6, em ambas as POFs, o efeito da aposentadoria sobre a magnitude da taxa de poupança é significativo apenas no caso do investimento em saúde (capital humano) das famílias com membro aposentado abaixo de 55 anos. No entanto, este efeito é apenas levemente positivo, variando no intervalo entre 1,6 p.p. e 2,6 p.p. na POF 2002-2003 e no intervalo entre 2,7 p.p. e 3,6 p.p. na POF 2008-2009, não sendo, portanto, economicamente tão relevante. No que tange às demais formas de poupança, o efeito não se revelou significativo. Já no caso do efeito da aposentadoria

sobre a probabilidade de poupança positiva, o efeito é positivamente significativo para a poupança financeira e negativamente significativo para o gasto com veículos, variando, respectivamente, no intervalo entre 2,9 p.p. e 12,9 p.p. e -11,3 p.p. e -3,6 p.p.

5.4 Efeito do Bolsa Família sobre gastos de consumo e poupança

Descrevem-se e interpretam-se aqui os resultados da aplicação dos métodos de avaliação de tratamento para a estimação do efeito do Programa Bolsa Família sobre a estrutura de despesas e poupança das famílias brasileiras. A variável de tratamento é o recebimento daquela transferência governamental pela família, enquanto as variáveis de resultado são as categorias de despesas mais importantes no orçamento das famílias: educação, saúde, alimentação, ativos financeiros, imóveis, veículos e bens duráveis.¹⁰ Todas as variáveis de resultado são normalizadas pela renda familiar. É estimado o efeito do Bolsa Família sobre o valor de cada uma destas despesas individualmente, bem como sobre a probabilidade de que este valor seja positivo. Também é estimado o efeito sobre a probabilidade de que a despesa financeira seja negativa. Os gastos com ativos financeiros, imóveis/bens duráveis e saúde/educação podem ser interpretados, respectivamente, como poupança financeira, poupança em ativos reais e poupança na forma de capital humano. Apenas os dados da POF 2008-2009 são usados, uma vez que o programa ainda não existia por ocasião da realização da POF 2002-2003.

Consideram-se como famílias que recebem tratamento somente aquelas cuja renda proveniente do Bolsa Família responde por pelo menos 20% do total da renda familiar. Por sua vez, as observações de controle (sem tratamento) são restritas às famílias com renda total menor ou igual ao limite superior da renda total do conjunto das observações tratadas. Pretende-se com isto obter maior qualidade no pareamento entre aquelas duas amostras, uma vez que somente famílias de baixa renda são elegíveis para o tratamento. Além disso, a fim de não confundir o efeito do Bolsa Família com o efeito de outros programas sociais, são também excluídas das amostras de famílias tratadas e de controle aquelas que recebem outro tipo de transferência governamental. Isto resulta na exclusão de 5,5% das famílias com tratamento e 11% das famílias sem tratamento.

10. Embora a despesa com alimentação não possa ser considerada uma forma de poupança segundo qualquer conceito ou medida, optou-se por incluí-la no estudo tanto devido à sua relevância como para efeito de comparação com as outras despesas.

TABELA 7

**Efeito do Bolsa Família sobre consumo e poupança/POF 2008-2009:
estimadores de pareamento**
(Em %)

	Educação	Saúde	Alimento	Financeiro	Imóveis	Veículos	Duráveis	Financeira	Imóveis	Veículos	Financeira
Média (%)	1,1	4,7	24,1	-0,4	0,5	2,3	7,3	4,1	8,6	16,2	3,2
attn	0,4c	-	2,9	-	0,5c	-	0,9b	1,8b	2,8b	-	-
attr	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
atts	0,4c	-	3,0	-	-	-	1,0a	2,5b	2,9a	-	-

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

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Significativo a 10%(a), 5%(b) e 1%(c).

2. DIF: diferença entre resultados da POF 2008-2009 e 2002-2003.

3. Attn: nearest-neighbor matching; Atts: stratification matching; Attr: radius matching.

Considerando o conjunto dos estimadores de pareamento, a tabela 1 mostra que o efeito do Bolsa Família sobre o orçamento familiar – como proporção da renda – é significativamente positivo sobre as despesas com educação, bens duráveis e alimento. No entanto, este efeito não é economicamente relevante, situando-se em torno de 0,4 p.p., 1 p.p. e 3 p.p., respectivamente. O efeito sobre a despesa com bens imóveis foi significativo apenas para um estimador, o que não permite uma conclusão definitiva. Para os outros tipos de despesas, o efeito não se revelou significativo com nenhum estimador.

Já no caso do efeito sobre a probabilidade de poupança positiva, o efeito pode ser considerado significativo e economicamente relevante para a poupança financeira e com imóveis, variando, respectivamente, no intervalo entre 1,8 p.p. e 2,5 p.p. e no intervalo entre 2,8 p.p. e 2,9 p.p. O efeito sobre a probabilidade de poupança negativa não é significativo.

6 CONCLUSÃO

Usando as bases de dados das POFs 2002-2003 e 2008-2009 do IBGE, o trabalho usou estimadores de pareamento para analisar e medir o efeito da estabilidade da renda sobre a taxa de poupança das famílias brasileiras. Os resultados mostraram-se parcialmente coerentes com as predições teóricas do modelo do ciclo da vida enriquecido pela incorporação de restrição de crédito, bens duráveis e poupança precaucionária. Os sinais dos três estimadores utilizados para comparar (*atts*, *attr* e *attn*) são semelhantes, apontando para a coerência dos resultados.

TABELA 8
Comparando os efeitos do tratamento aposentado e funcionário público nas duas POFs
(2002 e 2008)

		Funcionário público			Aposentado		
		2002	2008	Dif.	2002	2008	Dif.
1	Poup.financeira: taxa	<0 (7/15)	-	-	-	-	-
2	Prob(p-finan>0)	-	>0	>0	-	>0	>0
3	Prob(p-finan<0)	>0	>0	-	>0	>0	-
4	Poup.imóveis: taxa	-	-	-	-	-	-
5	Prob(p-imóv>0)	-	-	-	-	-	-
6	Poup.veículos: taxa	-	-	-	-	-	-
7	Prob(p-veículo>0)	-	-	-	<0 (5/6)	<0 (2/6)	-
8	Poup.bcd: taxa	-	-	-	-	-	-
9	Poup.educação: taxa	>0 (5/15)	-	-	-	-	-
10	Poup.saúde: taxa	>0	>0	-	>0	>0	-

Elaboração dos autores.

A tabela 8 sumariza a comparação do efeito do tratamento para os dois grupos que recebem renda “vitalícia” (emprego público e aposentadoria) e mostra a semelhança dos efeitos para a maioria dos casos: *i)* têm mais interesse em tomar empréstimo; *ii)* gastam mais com saúde; *iii)* têm mais interesse em realizar aplicação financeira no ano de 2008; *iv)* o efeito do tratamento não é significativo para a maioria dos demais itens; *v)* os aposentados tendem a gastar menos com a compra de veículos, efeito relacionado com a maior idade do grupo que recebe este tratamento; e *vi)* o funcionário público em 2002 tende a poupar menos e a gastar mais com educação.

O que esses dois grupos têm em comum é a menor vulnerabilidade a choques adversos de uma parte importante dos seus rendimentos. A substancial similaridade do efeito do tratamento sugere que esta característica reduza a necessidade de poupança precaucionária e alivie a restrição de crédito da família, levando sua poupança a migrar de ativos financeiros para investimento em capital humano.

REFERÊNCIAS

BARBOSA, A.; CORSEUIL, C. Conditional cash transfer and informality in Brazil. *IZA Journal of Labor & Development*, v. 3, n. 37, 2014.

BAR-ILAN, A.; BLINDER, A. **Life cycle permanent income model and consumer durables**. Cambridge, MA: NBER, 1987. (Working Paper, n. 2149).

BECKER, S.; ICHINO, A. Estimation of average treatment effects based on propensity scores. **The Stata Journal**, v. 2, n. 4, p. 358-377, 2002.

FERNÁNDEZ-VILLAVARDE, J.; KRUEGER, D. **Consumption over the life cycle**: some facts from consumer expenditure survey data. Cambridge, MA: NBER, 2002. (Working Paper, n. 9382).

FOGUEL, M.; BARROS, R. The effects of conditional cash transfer programmes on adult labour supply: an empirical analysis using a time-series-cross-section sample of Brazilian municipalities. **Estudos Economicos**, São Paulo, v. 40, n. 2, p. 259-293, abr./jun. 2010.

IMBENS, G.W. **Matching methods in practice**: three examples. Cambridge, MA: NBER, 2014. (Working Paper, n. 19959).

REIS, M. Vocational training and labor market outcomes in Brazil. **The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy**, v. 15, n. 1, p. 377-405, 2014.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

BROWNING, M.; LUSARDI, A. Household saving: micro theories and micro facts. **Journal of Economic Literature**, v. 34, n. 4, p.1797-1855, 1996.

APÊNDICE

TABELA A.1

Tamanho da família entre dois e seis membros, idade do chefe > 17 anos, renda > 0 e taxa de poupança entre -100% e 100% – explicativas

	Bf	Fp	ap
Localização			
1 se Norte/Nordeste	X	X	X
1 se da zona rural	X	X	X
1 se da capital	X	X	X
Característica do chefe			
Gênero do chefe	X	X	X
Idade (\wedge 2) do chefe	X	X	X
Escolaridade (\wedge 2) do chefe	X	X	X
Característica da família			
# de (0,5)	X	X	X
#(6,17)	X	X	X
#(17,25)	X	X	X
#(25,55)	X	X	X
Maior idade na família	X	X	X
Escolaridade média dos membros que trabalham, exceto o chefe		X	
Cônjuge que trabalha todos os meses do ano		X	
Número de pessoas que trabalham na família		X	

Elaboração dos autores.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Assessoria de Imprensa e Comunicação

EDITORIAL

Coordenação

Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão

Everson da Silva Moura

Leonardo Moreira Vallejo

Revisão

Clícia Silveira Rodrigues

Idalina Barbara de Castro

Marcelo Araujo de Sales Aguiar

Marco Aurélio Dias Pires

Olavo Mesquita de Carvalho

Regina Marta de Aguiar

Reginaldo da Silva Domingos

Alessandra Farias da Silva (estagiária)

Ana Clara Escórcio Xavier (estagiário)

Hislla Suellen Moreira Ramalho (estagiário)

Lilian de Lima Gonçalves (estagiária)

Lynda Luanne Almeida Duarte (estagiário)

Luiz Gustavo Campos de Araújo Souza (estagiário)

Paulo Ubiratan Araujo Sobrinho (estagiário)

Editoração

Bernar José Vieira

Cristiano Ferreira de Araújo

Danilo Leite de Macedo Tavares

Herllyson da Silva Souza

Jeovah Herculano Szervinsk Junior

Leonardo Hideki Higa

Capa

Danielle de Oliveira Ayres

Flaviane Dias de Sant'ana

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

Tel.: (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**



ISSN 1415-4765

