

O efeito da criação do BPC sobre a poupança familiar

Bruno Kawaoka Komatsu
Mateus Santos Rodrigues
Naercio Menezes Filho
Pedro José Gandra

Centro de Políticas Públicas do Insper e FEA-USP

Resumo

Este estudo procura avaliar se a implementação do Benefício de Prestação Continuada (BPC) em 1996 teve um impacto negativo sobre a poupança familiar. À medida que o BPC se caracteriza como uma aposentadoria não-contributiva aos seus favorecidos, verificamos se sua introdução poderia alterar as decisões de consumo presente, reduzindo a poupança. Utilizamos os dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) em suas edições de 1995-1996 e 2002-2003 para calcular a poupança por duas óticas: a primeira baseada em aplicações financeiras, gastos com imóveis, automóveis, bens duráveis e capital humano (em termos líquidos) e a segunda, baseada na comparação entre renda e despesa de cada domicílio. Nossos resultados usando regressões de diferenças-em-diferenças indicam que o BPC não produziu o efeito conjecturado sobre as categorias de poupança analisadas porque as famílias elegíveis ao benefício têm pouca margem para alterar sua poupança, pois sua renda é muito baixa frente às necessidades básicas de consumo.

Palavras-chave: BPC, poupança, famílias, POF, diferenças-em-diferenças, aposentadoria

Códigos JEL: H53, D14

Área ANPEC: Área 12 - Economia Social e Demografia Econômica

1. Introdução

Neste trabalho, procuraremos avaliar se a criação do BPC impactou negativamente a poupança das famílias. O BPC é um benefício assistencial gerido pelo Ministério do Desenvolvimento Social (MDS) e prestado pelo Instituto Nacional do Seguro Social (INSS). Ele paga o valor de um salário mínimo mensal aos seus favorecidos e procura prover condições mínimas de uma vida digna a idosos e deficientes que não recebam aposentadoria e cuja renda familiar per capita não exceda um quarto de salário mínimo vigente. Trata-se de um benefício com respaldo legal, pois a garantia dessas condições é assegurada pela Constituição Federal de 1988.

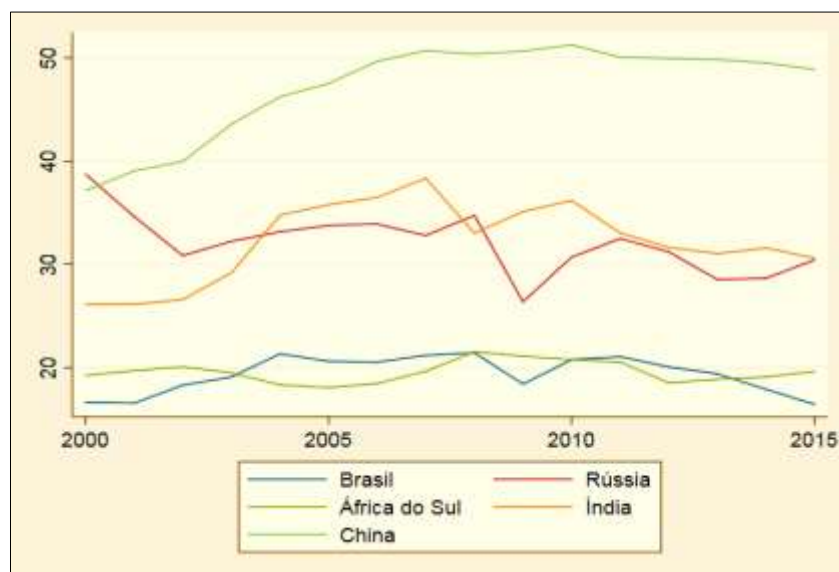
Na prática, esse benefício funciona como uma espécie de aposentadoria não-contributiva, em que o beneficiário recebe uma renda mensal sob condições específicas, sem ter tido a obrigação de contribuir. Sob a hipótese do ciclo de vida (Brumberg e Modigliani, 1954), os indivíduos renunciam a uma parcela de consumo presente durante a vida ativa (poupam) para poder estabilizar o padrão de consumo na velhice, quando, em geral, sua renda é menor. Nesse sentido, a prestação de benefícios públicos após a idade de aposentadoria desestimula a poupança durante a vida ativa (Attanasio et al., 2003). É possível, portanto, que a implementação do BPC tenha contribuído para reduzir a poupança dos indivíduos.

Nesse artigo nós examinamos os efeitos do BPC sobre a poupança privada das famílias com uma especificação de diferenças em diferenças, utilizando os dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) realizadas no ano de implantação do benefício e de sete anos depois. Considerando como grupo de controle as famílias que já possuíam um aposentado e como grupo tratado todas as demais famílias, nós utilizamos uma série de definições empíricas de poupança das famílias.

A poupança familiar é um importante componente da poupança doméstica, cuja literatura de crescimento econômico atribui centralidade na determinação da renda per capita de longo prazo de uma economia (Mankiw, Romer e Weil, 1992; Munnell, 1974). Rodrigues, Menezes-Filho e Komatsu (2018) estimam que a poupança familiar brasileira representava 57,8% da poupança doméstica total em 2015. Para Mankiw, Romer e Weil (1992), a taxa de poupança doméstica impacta positivamente o nível de renda per capita no longo prazo; para Munnell (1974), a oferta de capital futura depende diretamente dessa taxa.

Apesar de ser importante para o crescimento econômico, a taxa de poupança brasileira é extremamente baixa e concentrada nos décimos de renda mais elevados. Rodrigues, Menezes-Filho e Komatsu (2018) mostram que a poupança doméstica brasileira está muito distante de níveis elevados na comparação com países de desenvolvimento similar - como Rússia, Índia, China e África do Sul (demais países dos BRICS). Com efeito, ela apresenta uma trajetória semelhante à da África do Sul, mas ainda distante de níveis mais elevados, como observado no caso da China (vide figura 3). Os autores estimam também que as famílias 10% mais ricas são responsáveis por mais de 50% da poupança familiar calculada como resíduo entre renda e despesa (como se vê pela tabela 1). Indubitavelmente, esse quadro se agravaria caso o BPC potencializasse uma redução da poupança das famílias mais pobres, focalizadas por ele.

Figura 3 – Poupança doméstica dos BRICS (% do PIB)



Fonte: Banco Mundial. Elaboração própria.

Tabela 1 – Participação das faixas de renda na poupança familiar (ótica da renda e despesa) – POFs de 1995-1996 e 2002-2003 (%)

POF	20% mais pobres	50% mais pobres	10% mais ricos	5% mais ricos	1% mais ricos
1995-1996	1,3%	7,8%	56,7%	42,4%	19,4%
2002-2003	4,3%	8,9%	72,4%	60,5%	37,6%

Fonte: microdados da POF de 2008-2009. Elaboração própria.

Nossos resultados indicam que não há efeitos estatisticamente significantes do BPC sobre a poupança das famílias, para nenhuma definição empírica de poupança. Essas estimativas mostram que o BPC não impactou as decisões de poupança das famílias por se voltar a indivíduos de baixa renda, cuja poupança já se encontra em patamares mínimos. Isso provavelmente ocorre porque o benefício parece servir para a satisfação de necessidades básicas imediatas, como saúde e alimentação (BRASIL, 2006).

Nós procuramos verificar a robustez desses resultados replicando o exercício em subamostras em que se poderia esperar que o efeito do BPC seria maior: famílias cuja pessoa de referência possui menos escolaridade ou é mais jovem. Novamente, quase todas as estimativas obtidas nesses exercícios foram estatisticamente não significantes. Por último, nós também testamos uma especificação de triplas diferenças, para controlar o exercício para efeitos não observáveis, que mudam ao longo do tempo e que afetam diferentemente os grupos de tratamento e de controle. Os resultados obtidos confirmam nossas estimativas principais.

O presente artigo apresenta seis seções, contando com esta introdução. Na segunda seção, nós descrevemos brevemente a implementação do BPC. A terceira seção apresenta a literatura pertinente à relação entre riqueza esperada de aposentadoria e poupança privada, que respalda a hipótese de que a criação do BPC impactaria negativamente a poupança familiar. Na quarta seção, descrevemos a metodologia utilizada para preparar a base de dados de poupança e explicamos os dois modelos de regressão de diferenças-em-diferenças especificados para avaliar o impacto do benefício sobre a poupança familiar.

Na quinta seção, mostramos os resultados das regressões e uma breve análise deles e na sexta seção, expomos as nossas conclusões.

2. Background Institucional

O BPC foi previsto inicialmente pela Lei Orgânica de Assistência Social (LOAS), em 1993, “à pessoa portadora de deficiência e ao idoso de 70 anos ou mais e que comprovem não possuir meios de prover a própria manutenção e nem de tê-la provida por sua família” (LOAS, 1993). O decreto nº 1.744, de 1995, regulamentou o BPC, efetivamente implementado em 1996. Nesse ano, extinguiu-se a concessão da Renda Mensal Vitalícia (RMV), benefício criado em 1975 e ainda pago aos que lhe faziam jus, mas não foram alcançados pelo BPC. A RMV concedia o direito ao valor mensal de meio salário mínimo a inválidos e a idosos (acima de 70 anos) incapacitados para o trabalho e cuja renda mensal não excedesse 60% do valor do maior salário mínimo vigente no país. Ao contrário do BPC, em que o direito do beneficiário é revisado de dois em dois anos, a RMV é vitalícia. Por isso, ela dá direito à gratificação natalina e pode dar origem à pensão por morte vitalícia (PMV).

De acordo com Ansiliero (2005), a criação do BPC ampliou sensivelmente o número de potenciais beneficiários da LOAS. Em primeiro lugar, porque os deficientes são um grupo mais numeroso do que os inválidos. Em segundo, porque o acesso à RMV por idosos inábeis ao trabalho dependia de exigências que não se aplicaram ao BPC: a filiação a algum regime de Previdência Social ou o exercício em certas atividades (para as quais a filiação previdenciária não era obrigatória).

Ainda segundo Ansiliero (2005), depois da implementação do BPC, foram introduzidas duas mudanças significativas na regulamentação da LOAS. A primeira ocorreu por meio da lei nº 9.720, de 1998, quando a idade mínima requerida para a concessão do benefício para idosos foi reduzida de 70 para 67 anos. A segunda se deu em 2004, com a vigência do Estatuto do Idoso, instituído pela lei nº 10.741 do ano anterior. O Estatuto reduziu de 67 para 65 anos de idade o critério de elegibilidade para o benefício. Também determinou, para idosos, a dedução dos valores correspondentes a benefícios assistenciais do cálculo do limite de rendimento per capita utilizado para a definição de possíveis beneficiários. Com isso, o valor do BPC recebido por um idoso deixou de compor o cálculo da renda per capita de sua família.

Em 2017, o total gasto com o BPC foi da ordem de R\$ 50 bilhões, valor em cerca de R\$ 20 bilhões superior ao despendido com o Programa Bolsa Família no mesmo ano. Esse montante foi distribuído entre um contingente de aproximadamente 4,5 milhões de beneficiários, dos quais 2,5 milhões eram deficientes e 2 milhões, idosos (Trisotto, 2018).

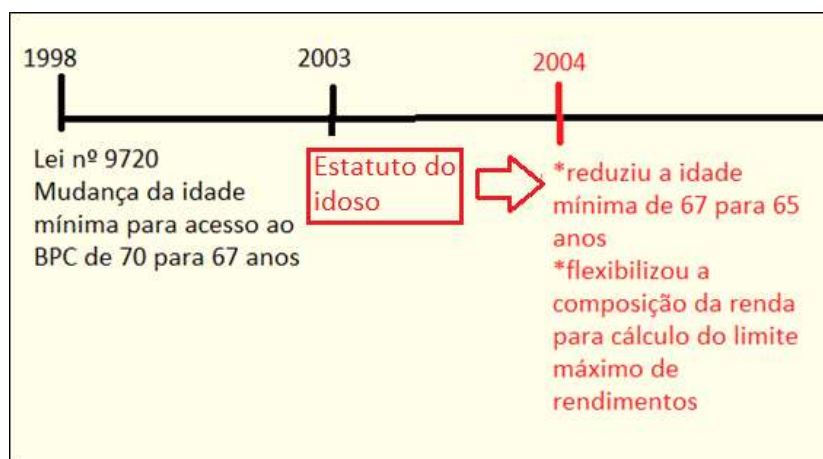
As linhas do tempo a seguir (figuras 1 e 2) procuram ilustrar pontos explorados pela cronologia descrita acima.

Figura 1 – linha do tempo sobre o BPC (1974-1996)



Fonte: Elaboração própria.

Figura 2 – linha do tempo sobre o BPC (1998-2004)



Fonte: Elaboração própria.

3. Revisão bibliográfica

A conjectura de que a criação do BPC poderia induzir a uma redução da poupança familiar fundamenta-se em evidências empíricas e formulações teóricas que sugerem a existência de uma relação inversa entre riqueza esperada de aposentadoria e poupança privada. Considerando o BPC uma espécie de aposentadoria não-contributiva, a sua criação poderia significar um incentivo negativo para a acumulação de riqueza durante a vida ativa.

A hipótese do ciclo de vida de Brumberg e Modigliani (1954) fornece a estrutura mais comum para a análise aplicada da seguridade social e, como sublinham Attanasio et. al (2003), essa estrutura sugere que a prestação de benefícios públicos após a idade de aposentadoria desestimula a poupança durante a vida ativa. Segundo a teoria do ciclo de vida, os indivíduos renunciam a uma parcela de consumo presente durante a vida ativa (poupam) para poder estabilizar o padrão de consumo na velhice, quando, em geral, sua renda é menor.

Numa perspectiva empírica, muitos estudos econométricos encontraram, em casos específicos, que uma expansão (redução) da renda esperada de aposentadoria induziu a uma redução (aumento) da poupança familiar. Usando dados de 1966 a 1971 do Departamento do Trabalho dos Estados Unidos da América, Munnell (1976) apresenta evidências de que o aumento de benefícios de seguridade social nesse período estimulou os indivíduos a reduzirem a poupança em outras formas. Aguilá (2011) estudou a reforma da previdência no México que, em 1997, pôs fim a um regime previdenciário de repartição (também chamado pela literatura de *pay-as-you-go* ou simplesmente PAYG). Essa reforma introduziu um regime de capitalização que aumentou a renda esperada de aposentadoria para famílias de baixa renda. Seus resultados indicam que isso potencializou uma redução da poupança dessas famílias.

Myck e Lachowska (2018) obtiveram resultados análogos analisando a reforma da previdência na Polônia de 1999, responsável pela extinção de um generoso regime previdenciário de repartição e pela introdução de um regime de contas pessoais de aposentadoria. A estimativa dos autores é de que um *zloty* (unidade monetária polonesa) a menos de riqueza de aposentadoria induziu a um aumento de 0,3 *zloty* na poupança familiar. Entretanto, segundo Gale (2005), embora diversos estudos sugiram a existência de uma relação inversa entre riqueza esperada de aposentadoria, isso não é consensual. A literatura empírica apresenta previsões ambíguas sobre a magnitude e a direção do efeito de um aumento na renda esperada de aposentadoria sobre a poupança familiar. Como Euwals (2000) pontua, os resultados empíricos variam de uma forte relação negativa a uma modesta ou insignificante relação desse teor.

No campo teórico, a questão também é controversa. Para van Santen (2016), a noção do ciclo de vida ignora a relevância da poupança precaucionária para compensar possíveis choques exógenos na renda esperada de aposentadoria. Para Cagan (1965) e Katona (1966), os benefícios de pensão estimulariam a poupança privada por proverem uma base sobre a qual se poderia construir uma renda de aposentadoria adequada. Segundo Cagan, a perspectiva de receber aposentadoria no fim da vida gera um “efeito reconhecimento” das necessidades futuras de renda, fomentando a poupança voluntária individual. Katona acrescenta um “efeito viabilidade de meta” para sua explicação: os indivíduos intensificam seus esforços de poupança para chegar o mais perto possível de metas pessoais de aposentadoria.

4. Dados e metodologia

Em nossa análise, utilizamos microdados das edições de 1995-1996 e 2002-2003 da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) do IBGE, uma pesquisa que procura detalhar a estrutura de rendimentos e despesas das famílias brasileiras. A POF de 2002-2003 foi realizada a nível nacional, enquanto a POF de 1995-1996 cobriu as regiões metropolitanas de Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba, Porto Alegre e Goiânia, mais o Distrito Federal. A partir dessas POFs, foi possível construir uma base de dados de poupança por unidades de consumo (morador ou conjunto de moradores de um domicílio que compartilham a mesma fonte de alimentação). Esse conceito foi adotado como nível de observação porque, segundo o IBGE (2010), pode ser aproximado ao de família.

Como a POF de 1995-1996 é diferente da POF de 2002-2003 em alguns aspectos, apresentados abaixo, foi necessário compatibilizar essa última com relação àquela mais antiga, a fim de permitir que os resultados fossem comparáveis. Desse modo, foram feitas algumas adaptações em cada pesquisa, conforme sugerido por Diniz et al. (2007). Foram removidos os gastos e os rendimentos não monetários da POF de 2002-2003, uma vez que a POF de 1995-1996 não considerava aquisições ou recebimentos não monetários. Além disso, para que a abrangência amostral das pesquisas coincidissem, mantivemos apenas as regiões metropolitanas (além do Distrito Federal) na POF de 2002-2003.

A manipulação da base de dados baseou-se em duas metodologias para o cálculo da poupança. A primeira, direta, computa a compra líquida de ativos reais ou financeiros. A segunda, indireta, calcula a poupança como resíduo entre renda e despesa familiares.¹ Para criar as variáveis de ativos reais e financeiros, utilizamos a metodologia proposta por Silveira e Moreira (2014), que divide a poupança em cinco categorias. Essa classificação permite observar que algumas despesas das famílias são, na verdade, formas de poupança, indicando que a poupança calculada apenas pela renda e pela despesa pode estar subestimada para alguns grupos.²

A tabela 2 detalha a classificação proposta por Silveira e Moreira para medir a poupança pela ótica da compra líquida de ativos reais ou financeiros.

¹ Cabe ressaltar que se consideraram como sendo nulas as poupanças negativas encontradas nas POFs de 1995-1996 e 2002-2003.

² Para mais detalhes sobre a elaboração da base de poupança, ver RODRIGUES, M. S.; MENEZES FILHO, N.; KOMATSU, B. K. Quem poupa no Brasil? *Policy paper nº 31*. Insper, Centro de Políticas Públicas, 2018.

Tabela 2 – metodologia de Silveira e Moreira para o cálculo da poupança

Categoria	Classificação
S1	Inclui o investimento líquido (considerando as aplicações menos os resgates) em caderneta de poupança, fundos de investimento, ações, previdência privada, títulos de capitalização e outros ativos.
S2	Soma da poupança da categoria 1 com a compra líquida de bens imóveis, ou seja, a aquisição de imóveis e terrenos à vista ou a prazo, descontadas as vendas.
S3	Soma da categoria 2 com a compra líquida de automóveis.
S4	Soma da categoria 3 com a compra líquida de bens duráveis.
S5	Soma da categoria 4 com os gastos com capital humano (saúde e educação).

Fonte: Silveira e Moreira (2014). Elaboração própria.

Uma vez construída a base de dados de poupança a partir das POFs, buscamos, enfim, analisar o impacto da criação do BPC sobre as decisões de poupança das unidades de consumo. Para testar a hipótese de que o BPC reduziu a poupança das famílias, utilizamos o modelo de regressão de diferenças-em-diferenças para o recorte de tempo entre 1995-1996 e 2002-2003, pois o benefício foi implementado em 1996. O modelo dif-in-dif é uma diferença de médias, dado que computa a diferença entre as médias de um grupo de tratamento (afetado pela política) e um de controle (não afetado pela política) antes e depois da implementação de uma política relevante.

Reunimos no grupo de controle as unidades de consumo em que, sobre um rendimento auferido por um de seus membros no período pesquisado, incidiu o pagamento de deduções para aposentadoria pública. O grupo de tratamento compôs-se por unidades de consumo em que isso não se ocorreu. Esse critério foi escolhido porque somente são elegíveis ao BPC indivíduos sem direito à aposentadoria por idade, restrita a quem contribui com a previdência pública durante sua vida economicamente ativa.

Poderia se argumentar que a criação do BPC, por aumentar a renda esperada de trabalhadores informais, afetaria a decisão desses de contribuírem com a previdência, gerando mudanças na poupança doméstica e enviesando as estimativas. Porém, dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) sugerem que esse não deve ser um problema pertinente. Os dados indicam que a porcentagem de trabalhadores informais ou por conta própria que optam por não contribuir com a previdência pública, além de ser muito elevada, variou pouco após a criação do BPC. Em 1995, ano anterior à criação do BPC, essa taxa era de 94%; em 2002, caiu apenas 3 pontos percentuais, diminuindo para 91%. Ou seja, os dados evidenciam que a contribuição para a previdência depende essencialmente de estar no mercado formal e não da probabilidade de receber uma aposentadoria não-contributiva no futuro.

Trabalhamos com cinco amostras: uma com todas as unidades de consumo da base de dados e outras quatro menores (para grupos específicos da base). Dessas quatro, duas possuem observações de unidades de consumo chefiadas por indivíduos com grau de escolaridade igual ou inferior aos seguintes limites superiores: nove anos (primeiro grau ou ensino fundamental completo) e cinco anos (primeiros anos do ensino fundamental completos). As outras duas amostras reúnem unidades de consumo chefiadas por indivíduos mais novos (com menos que 50 anos de idade) e mais velhos (de 50 a 64 anos).

Testamos nossa hipótese utilizando duas especificações diferentes para o modelo de diferenças-em-diferenças, ambas incorporando características das unidades de consumo como controles. A primeira é um modelo de *dif-in-dif* simples. A segunda é um modelo de *dif-in-dif* triplo, que visa a tornar mais plausíveis os efeitos paralelos àqueles induzidos pela criação do BPC sobre a poupança familiar. Essa segunda abordagem é análoga à realizada por Carvalho Filho (2008) ao analisar os efeitos da reforma da seguridade social de 1991 sobre as decisões de aposentadoria de trabalhadores rurais.

4.1. Modelo de diferenças-em-diferenças

Nossa especificação para o modelo de *dif-in-dif* simples foi:

$$S_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \gamma T_i + \delta t + \rho(T_i t) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

em que S_{it} é a categoria de poupança analisada, X_i é o vetor de características da unidade de consumo, T_i é uma variável *dummy* que assume o valor 1 para o grupo de tratamento e t é uma variável *dummy* de tempo, que assume valor 1 para o período após a implementação da política.³ O estimador de diferenças-em-diferenças é dado pelo coeficiente ρ . Esse estimador calcula a diferença entre a diferença das médias de poupança dos grupos de tratamento e controle antes e depois da implementação do BPC. Ou seja, o estimador ρ de diferenças-em-diferenças é dado por:

$$\begin{aligned} \rho &= [E(S_{it} | T_i = 1, t = 1) - E(S_{it} | T_i = 1, t = 0)] \\ &\quad - [E(S_{it} | T_i = 0, t = 1) - E(S_{it} | T_i = 0, t = 0)] \\ &= \Delta E(S_{it} | T_i = 1) - \Delta E(S_{it} | T_i = 0) \end{aligned} \quad (2)$$

A hipótese de identificação do estimador é de que as tendências dos grupos de tratamento e controle seriam paralelas no cenário contrafactual em que não há o tratamento. No nosso caso, sob essa hipótese, as famílias com ao menos um aposentado teriam que ter uma trajetória de poupança entre 1995-1996 e 2002-2003 semelhante àquela que teria sido observada para as demais famílias no cenário contrafactual em que o BPC não foi implementado.

Controlamos a regressão pelas seguintes características da unidade de consumo: número de adultos (entre 22 e 64 anos), número de idosos (acima de 64 anos), número de crianças (abaixo de 13 anos), idade do chefe da família e uma *dummy* para identificar a propriedade de imóveis. Silveira e Moreira (2014) e Mych e Lachowska (2018) avaliam essas características como relevantes para a determinação da taxa de poupança das famílias.

4.2. Modelo de diferenças-em-diferenças triplo

Nesta seção, incorporamos a ideia de Carvalho Filho (2008) de que a diferença da diferença calculada para as médias de uma variável de interesse qualquer pode ser o resultado de choques relativos que afetem diferentemente os indivíduos dos grupos de controle e tratamento, mas sem relação com a política relevante estudada. Em função disso, especificamos um modelo de diferenças-em-diferenças triplo, que permite controlar para esses choques.

Como exposto por Carvalho Filho (2008), a estratégia do modelo de *dif-in-dif* triplo consiste na utilização de um par dos grupos de “tratamento” e “controle” com características similares ao par afetado, mas para os quais o tratamento provavelmente teve pouco ou nenhum impacto. O ponto chave dessa aproximação está nas similaridades entre os pares afetado e não afetado. Os grupos no par não afetado são utilizados para excluir tendências relativas nos grupos de tratamento e controle não relacionadas com a política em questão. A estimativa de diferenças-em-diferenças tripla é obtida pela subtração da estimativa de diferenças-em-diferenças baseada no par afetado da estimativa do par não afetado.

Isto posto, definimos como grupo afetado as unidades de consumo cujo chefe apresentasse entre 50 e 64 anos (mais afetados pela reforma) e como grupo não afetado aquelas cujo chefe apresentasse entre 35 e 49 anos (menos afetados pela reforma). Nisso, fizemos a suposição de que quem está mais próximo da idade mínima de aposentadoria tenderia a se preocupar mais com a sua renda futura. Como se nota, também excluimos da amostra, nesse caso, unidades de consumo chefiadas por indivíduos jovens e idosos.

Denotando por $A_i = \{0,1\}$ a variável indicadora para o pertencimento do indivíduo i ao grupo afetado pela política, nossa estimativa de triplas diferenças, *DDD*, foi:

³ Convém reforçar: as observações do período anterior à implementação da reforma são as da POF de 1995-1996 e as do período posterior, as da POF de 2002-2003.

$$DDD = [\Delta E(S_{it} | T_i = 1, A_i = 1) - \Delta E(S_{it} | T_i = 0, A_i = 1)] - [\Delta E(S_{it} | T_i = 1, A_i = 0) - \Delta E(S_{it} | T_i = 0, A_i = 0)] \quad (3)$$

onde, novamente, T_i e t são *dummies* para o grupo afetado pela política (0, grupo de controle; 1, tratamento) e para o tempo (0, antes da política; 1, após a política), respectivamente.

A interpretação desse modelo em termos de regressão, também de acordo com Carvalho Filho (2008), é diferente de um modelo de diferenças-em-diferenças simples. A equação estimada é a seguinte:

$$S_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \Omega(T_i, t, A_i) + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

em que S_{it} é, novamente, a categoria de poupança analisada e X_{it} é o vetor de características da unidade de consumo. Por sua vez, Ω trata-se de um conjunto completo de características relacionadas às *dummies* de tratamento, de tempo e para afetados:

$$\Omega(T_i, t, A_i) = \Omega_1 t + \Omega_2 A_i + \Omega_3 T_i + \Omega_4 t \times A_i + \Omega_5 t \times T_i + \Omega_6 A_i \times T_i + \Omega_7 t \times A_i \times T_i \quad (5)$$

A estimativa de diferenças-em-diferenças tripla Ω_7 ou, utilizando a nomenclatura de (3), DDD , é o coeficiente relacionado à interação entre t , T_i e A_i , após se controlar para os efeitos fixos e de todas as combinações entre quaisquer duas das três variáveis acima. No nosso caso, Ω_1 é um efeito fixo para ano, Ω_2 para idade e Ω_3 para a contribuição com a previdência pública. O coeficiente Ω_4 controla para a tendência temporal específica do grupo etário afetado pela política; Ω_5 , para a tendência temporal de indivíduos que contribuem com a previdência pública; Ω_6 , para a diferença entre indivíduos mais velhos e mais novos dentro do grupo de tratamento.

5. Resultados

5.1. Resultados do modelo de diferenças-em-diferenças simples

As regressões se utilizando do modelo de diferenças-em-diferenças simples não forneceram evidências de impacto negativo da criação do BPC sobre a poupança das famílias.

A tabela 3 mostra os resultados das regressões a partir da amostra que contém todas as unidades de consumo disponíveis na base de dados. Nota-se que os coeficientes de interação reportados, embora negativos, são estatisticamente insignificantes.

Tabela 3 – Regressão *dif-in-dif* entre 1995-1996 e 2002-2003 para a poupança familiar

Variáveis	Renda e despesa	S1	S2	S3	S4	S5
Tratamento × Tempo	-96.60 (135.4)	-94.98 (101.2)	-43.34 (109.7)	-119.1 (119.6)	-142.9 (126.3)	-125.4 (134.5)
Dummy de tempo	-157.8* (89.40)	116.7 (91.88)	183.8** (93.02)	172.8* (99.67)	186.7* (102.7)	152.6 (106.7)
Dummy de tratamento	527.4*** (90.98)	81.12* (43.59)	100.8** (49.13)	193.4*** (58.59)	284.9*** (64.19)	408.7*** (70.15)
Número de adultos	242.0*** (35.80)	53.86** (22.88)	88.94*** (31.30)	183.6*** (37.62)	215.4*** (39.64)	306.9*** (42.80)
Número de idosos	390.4*** (104.8)	171.6** (81.37)	141.8* (81.97)	160.0* (89.54)	142.9 (91.66)	244.8** (96.58)
Número de crianças	-198.1*** (24.96)	-64.60*** (12.61)	-55.83*** (21.16)	-101.6*** (23.19)	-127.5*** (24.70)	-173.5*** (26.16)
Idade do chefe	5.124*** -1.853	1.283 (0.849)	1.816* -1.053	1.639 -1.115	0.912 -1.115	1.994 -1.298
Dummy de Ocupado	265.4*** (68.94)	39.53 (41.61)	28.27 (52.92)	63.30 (58.01)	37.99 (62.21)	78.83 (67.29)
Dummy de UF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	21,914	21,914	21,914	21,914	21,914	21,914
R-quadrado	0.029	0.005	0.005	0.01	0.013	0.023

Fonte: microdados das POFs de 1995-1996 e 2002-2003. Elaboração própria. Regressões feitas a partir do modelo de diferenças-em-diferenças, usando uma amostra composta por unidades de consumo das regiões metropolitanas do Pará, Ceará, Pernambuco, Bahia, Minas Gerais, Rio de Janeiro, São Paulo, Paraná, Rio Grande do Sul, Goiás e Distrito Federal. O estimador de diferenças-em-diferenças é dado pelo coeficiente da variável de interação entre as variáveis dummy de tratamento e de tempo. A dummy para condição de ocupação assume o valor um caso o chefe da família seja o dono da propriedade em que a família reside. Foram definidas como grupo de tratamento as unidades de consumo em que, sobre o rendimento de pelo menos um de seus membros, no mês imediatamente anterior à realização da pesquisa, incidiu o pagamento de deduções para a aposentadoria pública. Foram classificadas como grupo de controle as unidades de consumo em que não houve essa incidência. O erro padrão robusto é indicado em parênteses, sendo que *, ** e *** indicam que os coeficientes são significantes a um nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Por seu turno, as tabelas 4 e 5 evidenciam resultados de regressões a partir da amostra com unidades de consumo chefiadas por indivíduos de até nove anos de escolaridade. Escolaridade menor está associada à maior probabilidade de desemprego e ocupações com salários menores, de modo que domicílios cujos chefes possuem menor escolaridade possuem maior probabilidade de possuírem beneficiários do BPC no futuro.

Novamente, o coeficiente de interação reportado foi, invariavelmente, estatisticamente insignificante. A tabela 4 se refere à poupança medida como resíduo entre renda e despesa e a tabela 5, à poupança da categoria S5.

Tabela 4 – Regressão *dif-in-dif* entre 1995-1996 e 2002-2003 para a poupança pela ótica da renda e despesa (chefes das unidades de consumo com até ensino fundamental completo)

Variáveis	Sem controles de unidade de consumo (1)	(1) + número de adultos (2)	(2) + número de idosos (3)	(3) + número de crianças (4)	(4) + idade do chefe (5)	(5) + condição de ocupação (6)
Tratamento × Tempo	-4.686 (74.18)	28.24 (75.24)	-22.31 (74.11)	-21.74 (74.06)	-29.47 (74.16)	-31.70 (74.78)
Dummy de tempo	-129.3*** (46.36)	-153.4*** (47.74)	-89.64* (48.69)	-94.14* (48.70)	-79.02 (48.92)	-79.80 (48.94)
Dummy de tratamento	242.4*** (57.15)	164.7*** (60.34)	207.5*** (61.07)	206.9*** (61.01)	222.9*** (62.06)	225.1*** (62.06)
Número de adultos		118.6*** (22.69)	157.1*** (25.17)	163.8*** (25.55)	148.8*** (26.21)	146.0*** (26.69)
Número de idosos			308.5*** (53.67)	281.4*** (52.74)	206.4*** (55.95)	202.7*** (57.12)
Número de crianças				-64.97*** (15.31)	-51.39*** (15.87)	-51.67*** (15.85)
Idade do chefe					4.027*** -1.243	3.817*** -1.237
Dummy de ocupação						53.95 (129.8)
Dummy de UF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	11,717	11,717	11,717	11,717	11,717	11,717
R-quadrado	0.024	0.031	0.042	0.045	0.047	0.048

Variáveis	Sem controles de unidade de consumo (1)	(1)+ número de adultos (2)	(2)+ número de idosos (3)	(3) + número de crianças (4)	(4) + idade do chefe (5)	(5) + condição de ocupação (6)
Dummy de tempo	-129.3*** (46.36)	-153.4*** (47.74)	-89.64* (48.69)	-94.14* (48.70)	-79.02 (48.92)	-79.80 (48.94)
Dummy de tratamento	242.4*** (57.15)	164.7*** (60.34)	207.5*** (61.07)	206.9*** (61.01)	222.9*** (62.06)	225.1*** (62.06)
Tratamento x Tempo	-4.686 (74.18)	28.24 (75.24)	-22.31 (74.11)	-21.74 (74.06)	-29.47 (74.16)	-31.70 (74.78)
Número de adultos		118.6*** (22.69)	157.1*** (25.17)	163.8*** (25.55)	148.8*** (26.21)	146.0*** (26.69)
Número de idosos			308.5*** (53.67)	281.4*** (52.74)	206.4*** (55.95)	202.7*** (57.12)
Número de crianças				-64.97*** (15.31)	-51.39*** (15.87)	-51.67*** (15.85)
Idade do chefe					4.027*** -1.243	3.817*** -1.237
Dummy de ocupação						53.95 (129.8)
Dummy de UF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Observações	11,717	11,717	11,717	11,717	11,717	11,717
R-quadrado	0.024	0.031	0.042	0.045	0.047	0.048

*Fonte: microdados das POFs de 1995-1996 e 2002-2003. Elaboração própria. Regressões feitas a partir do modelo de diferenças-em-diferenças, usando uma amostra composta por unidades de consumo cujo chefe tivesse até nove anos de escolaridade, das regiões metropolitanas do Pará, Ceará, Pernambuco, Bahia, Minas Gerais, Rio de Janeiro, São Paulo, Paraná, Rio Grande do Sul, Goiás e Distrito Federal. O estimador de diferenças-em-diferenças é dado pelo coeficiente da variável de interação entre as variáveis dummy de tratamento e de tempo. A dummy para condição de ocupação assume o valor um caso o chefe da família seja o dono da propriedade em que a família reside. Foram definidas como grupo de tratamento as unidades de consumo em que, sobre o rendimento de pelo menos um de seus membros, no mês imediatamente anterior à realização da pesquisa, incidiu o pagamento de deduções para a aposentadoria pública. Foram classificadas como grupo de controle as unidades de consumo em que não houve essa incidência. O erro padrão robusto é indicado em parênteses, sendo que *, ** e *** indicam que os coeficientes são significantes a um nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.*

Tabela 5 – Regressão *dif-in-dif* entre 1995-1996 e 2002-2003 para a poupança S5 (chefes das unidades de consumo com até ensino fundamental completo)

Variáveis	Sem controles de unidade de consumo (1)	(1)+ número de adultos (2)	(2)+ número de idosos (3)	(3) + número de crianças (4)	(4) + idade do chefe (5)	(5) + condição de ocupação (6)
Tratamento × Tempo	-10.21 (88.82)	47.25 (93.45)	14.67 (93.76)	15.06 (93.69)	9.538 (92.59)	7.442 (93.79)
Dummy de tempo	16.72 (49.70)	-25.30 (49.69)	15.79 (50.11)	12.57 (50.68)	23.31 (50.46)	22.59 (50.26)
Dummy de tratamento	256.1*** (50.36)	120.8** (55.96)	148.4*** (57.03)	148.0*** (56.82)	159.3*** (56.62)	161.4*** (57.23)
Número de adultos		206.6*** (42.94)	231.5*** (44.69)	236.3*** (43.87)	225.7*** (40.99)	223.0*** (42.53)
Número de idosos			199.0*** (39.65)	179.5*** (40.70)	126.3*** (40.74)	122.8*** (41.12)
Número de crianças				-46.87* (24.40)	-37.25 (25.63)	-37.51 (25.78)
Idade do chefe					2.854** -1.416	2.658* -1.482
Dummy de ocupação						50.57 (60.13)
Dummy de UF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	11,717	11,717	11,717	11,717	11,717	11,717
R-quadrado	0.019	0.036	0.040	0.041	0.042	0.042

Fonte: microdados das POFs de 1995-1996 e 2002-2003. Elaboração própria. Regressões feitas a partir do modelo de diferenças-em-diferenças, usando uma amostra composta por unidades de consumo cujo chefe tivesse até nove anos de escolaridade, das regiões metropolitanas do Pará, Ceará, Pernambuco, Bahia, Minas Gerais, Rio de Janeiro, São Paulo, Paraná, Rio Grande do Sul, Goiás e Distrito Federal. O estimador de diferenças-em-diferenças é dado pelo coeficiente da variável de interação entre as variáveis dummy de tratamento e de tempo. A dummy para condição de ocupação assume o valor um caso o chefe da família seja o dono da propriedade em que a família reside. Foram definidas como grupo de tratamento as unidades de consumo em que, sobre o rendimento de pelo menos um de seus membros, no mês imediatamente anterior à realização da pesquisa, incidiu o pagamento de deduções para a aposentadoria pública. Foram classificadas como grupo de controle as unidades de consumo em que não houve essa incidência. O erro padrão robusto é indicado em parênteses, sendo que *, ** e *** indicam que os coeficientes são significantes a um nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Os resultados verificados restringindo a amostra a famílias cujo chefe cursou até os primeiros cinco anos do ensino fundamental também não forneceram evidências de impacto negativo da criação do BPC sobre as decisões de poupança. O coeficiente de interação calculado é estatisticamente insignificante em todas as regressões a partir dessa amostra, como se nota pela tabela 6.

Tabela 6 – Regressão *dif-in-dif* entre 1995-1996 e 2002-2003 (chefes das unidades de consumo com até primeiros cinco anos do ensino fundamental)

Variáveis	Renda e despesa	S1	S2	S3	S4	S5
Tratamento × Tempo	-74.43 (104.7)	-54.75 (76.58)	168.3 (154.3)	160.6 (157.9)	137.1 (165.6)	159.7 (169.3)
Dummy de tempo	34.29 (45.14)	10.56 (10.72)	8724 (16.17)	32.09 (27.28)	50.32 (33.51)	47.39 (37.41)
Dummy de tratamento	227.9*** (87.06)	83.00 (69.07)	13.36 (88.54)	25.90 (91.29)	85.23 (98.08)	122.9 (100.8)
Número de adultos	111.5*** (26.64)	39.47*** (14.71)	125.5** (62.70)	188.5*** (70.16)	218.4*** (75.16)	268.2*** (77.58)
Número de idosos	144.5** (60.66)	38.30 (24.42)	15.51 (44.17)	52.24 (53.04)	44.97 (55.21)	121.5** (61.04)
Número de crianças	-46.52*** (13.22)	-11.33** (-5023)	29.66 (40.84)	8373 (41.68)	7351 (42.36)	-8092 (42.96)
Idade do chefe	3.496** (-1.655)	0.858 (0.765)	4148 (-2.692)	4.289 (-2.701)	3436 (-2.702)	4.175 (-2.862)
Dummy de ocupação	83.15 (51.55)	17.76 (14.78)	-67.01 (116.2)	-75.51 (119.7)	-77.34 (121.8)	-68.02 (123.2)
Dummy de UF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	4,92	4,92	4,92	4,92	4,92	4,92
R-quadrado	0.048	0.008	0.015	0.025	0.032	0.045

Fonte: microdados das POFs de 1995-1996 e 2002-2003. Elaboração própria. Regressões feitas a partir do modelo de diferenças-em-diferenças, usando uma amostra composta por unidades de consumo cujo chefe tivesse até cinco anos de escolaridade, das regiões metropolitanas do Pará, Ceará, Pernambuco, Bahia, Minas Gerais, Rio de Janeiro, São Paulo, Paraná, Rio Grande do Sul, Goiás e Distrito Federal. O estimador de diferenças-em-diferenças é dado pelo coeficiente da variável de interação entre as variáveis dummy de tratamento e de tempo. A dummy para condição de ocupação assume o valor um caso o chefe da família seja o dono da propriedade em que a família reside. Foram definidas como grupo de tratamento as unidades de consumo em que, sobre o rendimento de pelo menos um de seus membros, no mês imediatamente anterior à realização da pesquisa, incidiu o pagamento de deduções para a aposentadoria pública. Foram classificadas como grupo de controle as unidades de consumo em que não houve essa incidência. O erro padrão robusto é indicado em parênteses, sendo que *, ** e *** indicam que os coeficientes são significantes a um nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Por fim, as tabelas 7 e 8 trazem os resultados das regressões para as amostras compostas por famílias com chefes mais novos (35 a 49 anos) e mais velhos (50 a 64 anos). Como nas demais amostras menores, esses resultados também não provêm estimativas estatisticamente significantes para o coeficiente de interação. A única exceção consiste da categoria de poupança S1 para mais jovens, cuja criação do BPC parece ter impactado negativamente. Esse resultado, porém, aparece isolado, com que consideramos que ele não basta para inferir que haja um impacto negativo da criação do BPC sobre a poupança das famílias.

Tabela 7 – Regressão *dif-in-dif* entre 1995-1996 e 2002-2003 (chefes das unidades de consumo mais jovens)

Variáveis	Renda e despesa	S1	S2	S3	S4	S5
Tratamento × Tempo	-35.89 (118.2)	-43.22*** -8675	51.48 (85.31)	-48.34 (98.82)	-97.46 (109.3)	-71.55 (123.7)
Dummy de tempo	-170.9** (72.00)	54.68** (26.07)	64.85 (61.81)	65.77 (72.40)	81.29 (77.28)	21.92 (86.65)
Dummy de tratamento	452.1*** (81.44)	-29.34 (51.32)	63.89 (46.87)	141.7** (55.91)	233.6*** (64.77)	331.0*** (73.96)
Número de adultos	264.7*** (52.64)	4.054* -2186	58.66* (30.76)	140.6*** (37.91)	179.6*** (42.00)	261.9*** (48.67)
Número de idosos	240.6 (152.2)	6725 (32.37)	-55.31 (61.21)	-147.6* (75.35)	-117.4 (88.18)	-21.58 (111.7)
Número de crianças	-128.9*** (24.94)	54.68** (26.07)	-47.62*** (16.34)	-76.36*** (19.28)	-114.1*** (22.08)	-143.2*** (24.08)
Idade do chefe	25.21*** -3.851	-29.34 (51.32)	5.082* -2.950	7.548** -3.380	6.494* -3.826	17.30*** -4.252
Dummy de ocupação	122.9* (65.21)	-43.22*** -8675	21.14 (44.64)	37.46 (51.60)	10.74 (58.78)	20.78 (66.78)
Dummy de UF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	14,585	14,585	14,585	14,585	14,585	14,585
R-quadrado	0.032	0.006	0.005	0.010	0.015	0.027

Fonte: microdados das POFs de 1995-1996 e 2002-2003. Elaboração própria. Regressões feitas a partir do modelo de diferenças-em-diferenças, usando uma amostra composta por unidades de consumo cujo chefe tivesse menos que cinquenta anos idade, das regiões metropolitanas do Pará, Ceará, Pernambuco, Bahia, Minas Gerais, Rio de Janeiro, São Paulo, Paraná, Rio Grande do Sul, Goiás e Distrito Federal. O estimador de diferenças-em-diferenças é dado pelo coeficiente da variável de interação entre as variáveis dummy de tratamento e de tempo. A dummy para condição de ocupação assume o valor um caso o chefe da família seja o dono da propriedade em que a família reside. Foram definidas como grupo de tratamento as unidades de consumo em que, sobre o rendimento de pelo menos um de seus membros, no mês imediatamente anterior à realização da pesquisa, incidiu o pagamento de deduções para a aposentadoria pública. Foram classificadas como grupo de controle as unidades de consumo em que não houve essa incidência. O erro padrão robusto é indicado em parênteses, sendo que *, ** e *** indicam que os coeficientes são significantes a um nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela 8 – Regressão *dif-in-dif* entre 1995-1996 e 2002-2003 (chefes das unidades de consumo mais velhos)

Variáveis	Renda e despesa	S1	S2	S3	S4	S5
Tratamento × Tempo	(210.4) -251.7	(103.6) -320.9	(110.1) -176.8	(130.1) -186.2	(137.3) -136.7	(145.8) -97.13
Dummy de tempo	Sim -115.4	Sim 314.5	Sim 398.8	Sim 359.5	Sim 352.5	Sim 336.6
Dummy de tratamento	(211.0) 799.4***	(266.7) 117.5	(252.8) 140.6	(261.2) 264.3**	(266.7) 333.2**	(270.2) 501.3***
Número de adultos	(345.7) 142.5**	(272.8) 54.93*	(292.5) 102.8**	(309.5) 215.6***	(320.1) 247.8***	(329.5) 325.8***
Número de idosos	(57.95) 356.0***	(32.34) 202.8**	(42.75) 197.3**	(55.54) 259.8**	(58.68) 244.0**	(63.34) 370.5***
Número de crianças	(128.9) -315.9***	(98.40) -119.2***	(99.79) -50.94	(109.8) -176.7**	(112.7) -181.5**	(117.9) -272.5***
Idade do chefe	(67.82) -1.776*	(41.34) -0.139	(87.27) 0.198	(87.62) 0.00992	(88.53) 0.0963	(90.18) -0.361
Dummy de Ocupado	-1078 418.1***	(0.571) 87.60	(0.680) 9332	(0.743) 82.95	(0.772) 84.97	(0.817) 140.9
Dummy de UF	(160.0)	(143.9)	(168.8)	(176.9)	(181.2)	(184.5)
Observações	7,329	7,329	7,329	7,329	7,329	7,329
R-quadrado	0.024	0.005	0.005	0.011	0.013	0.022

Fonte: microdados das POFs de 1995-1996 e 2002-2003. Elaboração própria. Regressões feitas a partir do modelo de diferenças-em-diferenças, usando uma amostra composta por unidades de consumo cujo chefe tivesse entre cinquenta e sessenta e quatro anos de idade, das regiões metropolitanas do Pará, Ceará, Pernambuco, Bahia, Minas Gerais, Rio de Janeiro, São Paulo, Paraná, Rio Grande do Sul, Goiás e Distrito Federal. O estimador de diferenças-em-diferenças é dado pelo coeficiente da variável de interação entre as variáveis dummy de tratamento e de tempo. A dummy para condição de ocupação assume o valor um caso o chefe da família seja o dono da propriedade em que a família reside. Foram definidas como grupo de tratamento as unidades de consumo em que, sobre o rendimento de pelo menos um de seus membros, no mês imediatamente anterior à realização da pesquisa, incidiu o pagamento de deduções para a aposentadoria pública. Foram classificadas como grupo de controle as unidades de consumo em que não houve essa incidência. O erro padrão robusto é indicado em parêntesis, sendo que *, ** e *** indicam que os coeficientes são significantes a um nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

5.2. Resultados do modelo de diferenças-em-diferenças triplo

O modelo de diferenças-em-diferenças triplo também não forneceu evidências de impacto negativo da criação do BPC sobre a poupança das famílias. A tabela 9 mostra os resultados das regressões para a amostra contendo unidades de consumo cujo chefe tenha completado até, no máximo, o ensino fundamental. Nota-se que o coeficiente de interação tripla é invariavelmente estatisticamente insignificante.

Tabela 9 - regressão *dif-in-dif* tripla entre 1995-1996 e 2002-2003 (chefes das unidades de consumo com até ensino fundamental completo)

Variáveis	Renda e despesa	S1	S2	S3	S4	S5
Afetado × Tratamento × Tempo	-6.433 (195.3)	-62.31 (59.82)	88.32 (203.9)	96.70 (216.6)	49.54 (234.5)	35.95 (244.6)
Afetado × Tratamento	129.7 (151.5)	61.58 (49.47)	75.01 (63.22)	91.59 (76.88)	144.3 (108.1)	205.6* (121.0)
Afetado × Tempo	56.48 (133.9)	24.91 (29.97)	9.014 (34.05)	-23.70 (52.48)	-30.15 (68.03)	-39.40 (79.48)
Tratamento × Tempo	10.40 (134.4)	51.11 (35.38)	130.5** (52.01)	101.6 (64.26)	102.6 (76.16)	118.7 (85.19)
Dummy de tempo	-118.6 (114.7)	-32.37 (25.06)	-16.93 (28.28)	16.87 (37.92)	24.59 (45.35)	-8.404 (53.76)
Dummy para afetados	-33.33 (123.1)	-26.85 (27.70)	-4.945 (40.29)	-6.149 (47.21)	-44.73 (52.03)	-41.41 (60.21)
Dummy de tratamento	142.4 (118.5)	-9.007 (25.72)	-22.50 (28.97)	-12.45 (34.02)	13.43 (39.02)	27.14 (46.62)
Dummy de ocupação	107.2** (52.65)	31.58** (13.32)	-55.02 (82.89)	-45.53 (86.15)	-40.01 (88.77)	-14.08 (90.60)
Número de crianças	-45.51* (25.46)	-12.78** (5.461)	22.14 (38.65)	-1.153 (39.36)	-18.72 (40.00)	-41.17 (40.49)
Número de adultos	134.1*** (34.19)	25.39** (11.64)	64.78 (40.17)	131.9*** (49.59)	179.9*** (54.95)	234.3*** (57.30)
Número de idosos	32.36 (106.6)	-15.54 (19.83)	-15.73 (37.58)	-60.52 (38.37)	-74.90* (45.50)	-50.76 (55.24)
Dummy de UF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	7,11	7,11	7,11	7,11	7,11	7,11
R-quadrado	0.053	0.017	0.012	0.021	0.030	0.046

Fonte: microdados das POFs de 1995-1996 e 2002-2003. Elaboração própria. Regressões feitas a partir do modelo de diferenças-em-diferenças triplo, usando uma amostra composta por unidades de consumo cujo chefe tivesse até nove anos de escolaridade, das regiões metropolitanas do Pará, Ceará, Pernambuco, Bahia, Minas Gerais, Rio de Janeiro, São Paulo, Paraná, Rio Grande do Sul, Goiás e Distrito Federal. O estimador de diferenças-em-diferenças é dado pelo coeficiente da variável de interação entre as variáveis dummy de tratamento, de tempo e de afetação. A dummy para condição de ocupação assume o valor um caso o chefe da família seja o dono da propriedade em que a família reside. Foram definidas como grupo de tratamento as unidades de consumo em que, sobre o rendimento de pelo menos um de seus membros, no mês imediatamente anterior à realização da pesquisa, incidiu o pagamento de deduções para a aposentadoria pública. Foram classificadas como grupo de controle as unidades de consumo em que não houve essa incidência. Foram definidas como grupo afetado as unidades de consumo cujo chefe apresentasse entre cinquenta e sessenta e quatro anos de idade (mais afetados pela reforma) e como grupo não afetado as unidades de consumo cujo chefe apresentasse entre trinta e cinco e quarenta e nove anos (menos afetados pela reforma). O erro padrão robusto é indicado em parênteses, sendo que *, ** e *** indicam que os coeficientes são significantes a um nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

5.3. Breve análise dos resultados reportados

Os resultados encontrados não confirmaram a previsão do modelo do ciclo de vida, segundo a qual se esperaria que a criação do BPC induziria a uma redução da poupança familiar. Diante disso, a nossa interpretação é de que o BPC não impactou as decisões de poupança das famílias por se voltar a indivíduos de baixa renda, cuja poupança já se encontra em patamares mínimos.

De fato, as estatísticas descritivas derivadas de nossa base de dados de poupança sob a ótica da renda e despesa (considerando não-nulas as poupanças negativas presentes na amostra) mostram que as famílias

mais pobres apresentaram poupanças mensais, na média, negativas. Isso significa que há uma tendência ao endividamento dessas famílias, das quais muitas certamente apresentam dificuldades de satisfazer suas necessidades mais básicas de consumo. As tabelas 10 e 11 evidenciam esse resultado.

Tabela 10 – Renda, despesa e poupança médias mensais por décimo de renda para a POF de 1995-1996 (Reais de janeiro de 2009)

Percentil de renda	1995-1996		
	Renda familiar	Despesa familiar	Poupança
10	262,22	536,84	-274,62
20	530,37	766,93	-236,56
30	781,19	992,18	-210,99
40	1058,56	1228,75	-170,19
50	1391,33	1515,66	-124,33
60	1825,16	1920,2	-95,04
70	2477,11	2403,6	73,51
80	3529,91	3327,56	202,35
90	5599,92	4922,58	677,34
100	15381,42	10348,83	5032,59
Média	3283,72	2796,31	487,41

Fonte: microdados da POF de 1995-1996. Elaboração própria.

Tabela 11 – Renda, despesa e poupança médias mensais por décimo de renda para a POF de 2002-2003 (Reais de janeiro de 2009)

Percentil de renda	2002-2003		
	Renda familiar	Despesa familiar	Poupança
10	241,16	651,1	-409,94
20	521,79	804,01	-282,22
30	757,00	1017,11	-260,11
40	1023,05	1209,15	-186,1
50	1326,00	1386,72	-60,72
60	1758,53	1875,88	-117,35
70	2353,15	2376,2	-23,05
80	3323,73	3048,74	274,99
90	5233,83	4580,77	653,06
100	13221,61	8940,56	4281,05
Média	2975,10	2588,45	386,65

Fonte: microdados da POF de 2002-2003. Elaboração própria.

Considerando os resultados de uma pesquisa da Universidade Federal Fluminense (BRASIL, 2006), que entrevistou gestores dos principais órgãos responsáveis pelo BPC e usuários do programa na região Sudeste, não parece mesmo razoável supor que o programa dê margem para as famílias beneficiárias alterarem seu comportamento de poupança. O benefício parece servir para a satisfação de necessidades básicas imediatas, pois a maioria dos gestores apontou que a utilização do recurso é em gastos com saúde e alimentação. Tendo em vista que, também para a maioria dos gestores, o BPC é incapaz de garantir uma vida digna aos seus usuários, torna-se pouco crível que as famílias abrissem mão de consumo presente (em prol de poupança) diante da perspectiva de receberem o BPC no futuro.

Adicionalmente, cabe enfatizar que a plausibilidade da nossa tese é reforçada pela literatura empírica, que tem encontrado graus de substituição de riqueza de aposentadoria e poupança privada menores para grupos de escolaridade mais baixa. Myck e Lachowska (2018) calcularam que poupança privada e renda de aposentadoria eram substitutos mais próximos entre grupos de escolaridade mais elevada na Polônia. O mesmo resultado foi encontrado por Gale (1998) nos Estados Unidos e Bottazzi et.al (2006) na Itália.

Segundo Myck e Lachowska (2018), estudos anteriores avaliaram que esse diferencial de grau de substituição entre grupos de escolaridade poderia ser explicado pela falta de compreensão das famílias menos educadas sobre o funcionamento dos sistemas previdenciários. Seguindo essa linha de raciocínio, poderia se conjecturar que grande parte das famílias potencialmente beneficiadas pelo BPC, pouco instruídas, não teriam compreendido que teriam direito ao benefício, e por isso não alteraram seu comportamento de poupança ao longo da vida. Apesar da aparente coerência dessa explicação, ela não nos parece consistente para o caso analisado, pois as regras do BPC são mais simples que as de um nuançado sistema previdenciário.

6. Conclusão

Os dados da POF indicam que a poupança familiar brasileira entre os décimos de renda menos elevada é extremamente baixa, o que, de acordo com parcela expressiva da literatura teórica, pode ser considerado um empecilho ao desenvolvimento econômico do país. Por sua vez, o modelo do ciclo de vida prevê que um aumento na renda esperada de aposentadoria induz a uma redução da poupança das famílias – previsão endossada por uma série de estudos empíricos.

Considerados esses aspectos, procuramos investigar se a criação do BPC, uma espécie de aposentadoria não-contributiva, por aumentar a renda futura permanente das famílias potencialmente beneficiadas, levaria a uma redução da poupança dessas famílias. Isso certamente seria potencialmente prejudicial ao crescimento econômico brasileiro no longo prazo.

Nossos resultados evidenciam que a criação do BPC não teve esse impacto. Com uma estratégia de diferenças em diferenças, nós testamos o impacto do BPC no total da população e em diversas subamostras definidas por escolaridade e idade do chefe de domicílio e não encontramos nenhum efeito significativo. Nós também realizamos uma estimação por triplas diferenças, para controlar por tendências não observáveis que poderiam estar afetando diferentemente os grupos de tratamento e controle e, novamente, não encontramos efeitos significativos. Sendo assim, concluímos que a poupança familiar brasileira nos décimos de renda menos elevada é tão baixa que a perspectiva da garantia futura de um salário mínimo mensal é incapaz de induzir a uma modificação relevante no comportamento de sua poupança. A redução da poupança é contida pela necessidade de satisfação de necessidades básicas imediatas, principalmente por meio de gastos com alimentação e saúde.

7. Bibliografia

AGUILA, E. Personal Retirement Accounts and Savings. *American Economic Journal: Economic Policy*, v. 3, n. 4, p. 1-24, novembro de 2011.

ANSILIERO, G. Evolução na concessão e emissão de benefícios assistenciais de prestação continuada. *Informe de Previdência Social, n.10*. Brasília: Ministério da Previdência Social, 2005.

ATTANASIO, O. P; ROHWEDDER, S. Pension Wealth and Household Saving: Evidence from Pension Reforms in the United Kingdom. *The American Economic Review*, v.93, n.5, p. 1500-1521, dezembro de 2003.

BERNHEIN, B. D. The economic effects of social security: Toward a Reconciliation of Theory and Measurement. *Journal of Public Economics*, v.33, p. 273-304, 1987.

BOTTAZZI, R.; JAPPELLI, T.; PADULA, M. Retirement expectations, pension reforms, and their impact on private wealth accumulation. Centre for Economic Policy Research, 2006.

BRASIL. MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO SOCIAL E COMBATE À FOME. NÚCLEO DE AVALIAÇÃO E GESTÃO DA INFORMAÇÃO. ESCOLA DE SERVIÇO SOCIAL. UNIVERSIDADE FEDERAL FLUMINENSE. *Avaliação da Implementação do Benefício de Prestação Continuada (BPC) e dos Resultados Sobre os Beneficiários*. Brasília, maio de 2006.

BRUMBERG, R.; MODIGLIANI, F. Utility analysis and the consumption function: an interpretation of the cross-section data. In: KURIHARA, K. (Ed.). *Post-Keynesian Economics*, New Brunswick, p. 383-436, 1954.

CAGAN, P. Determinants and Effects of Changes in the Stock of Money, 1875–1960. New York: National Bureau of Economic Research, 1965.

CARVALHO FILHO, I. Old-age benefits and retirement decisions of rural elderly in Brazil. *Journal of Development Economics*, v. 86, n. 1, p. 129-146, 2008.

DINIZ, B. P. C.; SILVEIRA, F. G.; BERTASSO, B. F.; MAGALHÃES, L. C. G.; SERVO, L. M. S. As pesquisas de orçamentos familiares no Brasil. In: SILVEIRA, F. G. et al. *Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas*. v. 2. Brasília: Ipea, 2007.

EUWALS, R. Do mandatory pensions depress household savings? Evidence from the Netherlands. *De Economist*, v.148, n.5, p. 643-670, 2000.

GALE, W. G. The Effects of Pensions on Household Wealth. *The Journal of Political Economy*, v. 106, n. 4, p. 706-723, agosto 1998.

GALE, W. G. The Impact of Pensions and 401(k) Plans on Households' Saving and Wealth. In: *The Evolving Pension System: Trends, Effects, and Proposals for Reform*, ed. Brookings, p. 103-21, 2005.

Gross Domestic Savings. Banco Mundial. Disponível em <<https://data.worldbank.org/indicador/NY.GDS.TOTL.ZS>>. Acesso em 07 de maio de 2018.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Pesquisa de Orçamentos Familiares – POF 2008-2009. Rio de Janeiro: IBGE, 2010.

KATONA, G. Private Pensions and Individual Saving. *The American Economic Review*, v. 56, n. 5, p. 1360-1362, 1966.

LACHOWSKA, M.; MYCK, M. The Effect of Public Pension Wealth on Saving Expenditure. *American Economic Journal: Economic Policy* 2018, 10(3), p. 284–308.

RODRIGUES, M. S.; FILHO, N. M.; KOMATSU, B. K. Quem poupa no Brasil? *Policy paper nº 31*. Insuper, Centro de Políticas Públicas, 2018.

MANKIW, N. G.; ROMER, D.; W, D. N. A Contribution to the empirics of economic growth. *Quarterly Journal of Economics* 107, p. 407-437, maio 1992.

MUNNELL, A. H. The Effect of Social Security on Personal Savings. Cambridge, MA: Ballinger, 1974.

MUNNELL, A. H. Private Pensions and Savings: New Evidence. *Journal of Political Economy*, v. 84, n. 5, p. 1013-1032, 1976.

SILVA, M. O. S.; BARBOSA, M. M. M. O Benefício de Prestação Continuada- BPC: Desvendando suas Contradições e seus Significados. In: *Revista Ser Social nº 12*, Brasília-DF, 2008, p.221-244.

SILVEIRA, M. A. C.; MOREIRA, A. R. B. Taxa de poupança e consumo no ciclo de vida das famílias brasileiras: evidência microeconômica. *Texto para discussão, n. 1997*. Brasília: Ipea, 2014.

TRISOTTO, F. Bolsa Família e BPC: o Brasil gasta bem o dinheiro da assistência social? Disponível em <<https://www.gazetadopovo.com.br/politica/republica/bolsa-familia-e-bpc-o-brasil-gasta-bem-o-dinheiro-da-assistencia-social-d250kbt746djoe63mm333da3o/>>. Acesso em 17 de outubro de 2018.

VAN SANTEN, P. Uncertain Pension Income and Household Saving. In: Working Paper Series from Sveriges Riksbank, n. 330, 2016.

_____. Constituição da República Federativa do Brasil, promulgada em 05 de outubro de 1988.

_____. Decreto nº 1.744 - de 8 de dezembro de 1995 - DOU de 11/12/1995.

_____. Lei nº 9.720 - de 30 de novembro de 1998 - DOU de 1/12/1998.

_____. Lei nº 10.741 - de 1 de outubro de 2003 – DOU de 3/10/2003.

_____. Lei Orgânica de Assistência Social – Lei 8.742 de 07 de dezembro de 1993.

_____. Pesquisa de Orçamentos Familiares – POF 1995-1996. Rio de Janeiro: IBGE, 1996.

_____. Pesquisa de Orçamentos Familiares – POF 2002-2003. Rio de Janeiro: IBGE, 2004.

_____. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 1995. Disponível em <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em 26/11/2018.

_____. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2002. Disponível em <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em 26/11/2018.