

PUCRS

ESCOLA DE NEGÓCIOS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA DO DESENVOLVIMENTO
DOUTORADO EM ECONOMIA DO DESENVOLVIMENTO

PEDRO TONON ZUANAZZI

**TRÊS ENSAIOS SOBRE O ENVELHECIMENTO POPULACIONAL E SEUS EFEITOS
ECONÔMICOS**

Porto Alegre
2017

PÓS-GRADUAÇÃO - *STRICTO SENSU*



Pontifícia Universidade Católica
do Rio Grande do Sul

PEDRO TONON ZUANAZZI

**TRÊS ENSAIOS SOBRE O ENVELHECIMENTO POPULACIONAL E SEUS
EFEITOS ECONÔMICOS**

Tese apresentada como requisito parcial para a obtenção do grau de Doutor em Economia, pelo Programa de Pós-Graduação em Economia do Desenvolvimento da Escola de Negócios da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul. Área de concentração: Economia Regional

Orientador: Prof. Dr. Adelar Fochezatto

Porto Alegre

2017

Ficha Catalográfica

Z93t Zuanazzi, Pedro Tonon

Três ensaios sobre o envelhecimento populacional e seus efeitos econômicos / Pedro Tonon Zuanazzi . – 2017.

75 f.

Tese (Doutorado) – Programa de Pós-Graduação em Economia do Desenvolvimento, PUCRS.

Orientador: Prof. Dr. Adelar Fochezatto.

1. Envelhecimento Populacional. 2. Transição Demográfica. 3. Efeitos Econômicos. I. Fochezatto, Adelar. II. Título.

Elaborada pelo Sistema de Geração Automática de Ficha Catalográfica da PUCRS
com os dados fornecidos pelo(a) autor(a).

Bibliotecários responsáveis: Marcelo Votto Texeira CRB-10/1974 e Michelângelo Viana CRB-10/1306

PEDRO TONON ZUANAZZI

Três Ensaios Sobre o Envelhecimento Populacional e Seus Efeitos Econômicos

Tese apresentada como requisito parcial para a obtenção do grau de Doutor em Economia, pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Escola de Negócios da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul.

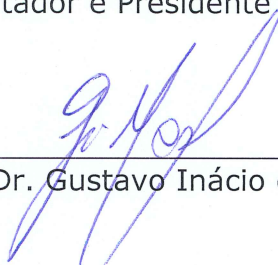
Aprovado em 15 de dezembro de 2017, pela Banca Examinadora.

BANCA EXAMINADORA:



Prof. Dr. Adelar Fochezatto

Orientador e Presidente da sessão



Prof. Dr. Gustavo Inácio de Moraes



Prof.ª Dr.ª Marianne Zwillling Stampe



Prof. Dr. Rivaldo Alves de Mesquita

Dedico este trabalho à minha mulher, Karine, e às minhas filhas, Helena e Isadora

AGRADECIMENTOS

Agradeço à minha esposa Karine, à minha filha Helena e à minha filha Isadora, que felizmente vai nascer com esta tese já concluída. Todos os esforços da vida valem a pena quando penso em vocês.

Agradeço aos meus pais, Sandra e Milton, e à minha irmã Laura. Como é bom saber que posso contar com vocês sempre que precisar.

Agradeço aos meus sogros, cunhados e sobrinhos, uma família da qual adoro fazer parte.

Agradeço aos meus tios, aos meus primos e aos meus amigos, além dos meus avós (*in memoriam*), que me trazem muitas recordações felizes.

Agradeço ao meu orientador Adelar Fochezatto, que consegue reunir amizade com seriedade e dedicação, sempre preocupado em transmitir seus conhecimentos.

Agradeço à Fundação de Economia e Estatística, instituição de referência e qualidade, que sempre me incentivou a desenvolver a pesquisa no âmbito da demografia econômica.

Agradeço ao SESCON-RS, que financiou as mensalidades para que esse doutorado fosse desenvolvido.

Agradeço aos professores Milton Stella e Gustavo de Moraes, com quem pude aprender muito com os trabalhos desenvolvidos ao longo do curso.

Agradeço aos membros da banca, por suas contribuições que certamente enriquecem o trabalho.

Agradeço aos meus colegas da FEE Marcos, Thomas, Jéfferson, Paese, Stein, Thiago e Mauro, que além das amizades, me ajudaram em maior ou menor grau no desenvolvimento dessa tese. Agradeço também aos demais amigos da FEE, com quem tenho dividido o dia a dia de trabalho nos últimos sete anos.

Agradeço à PUCRS, Universidade de excelência que me proporcionou os conhecimentos necessários para a conclusão do doutorado.

Agradeço ao Grêmio Foot-Ball Porto Alegrense, que enquanto eu escrevia essa tese me presenteava com o tri campeonato da América.

Resumo

Esta tese é formada por três ensaios que relacionam a transição demográfica e o envelhecimento populacional com seus impactos na economia. A relevância desse tema na literatura aumentou a partir da segunda metade do século passado, quando os estudos passaram a empregar, além do crescimento populacional, as modificações nas estruturas etárias da população. No cenário brasileiro, a população enfrentará desafios importantes nos próximos anos, como o declínio populacional e um contínuo aumento da parcela da população idosa, acarretando, portanto, o fim do seu bônus demográfico – janela em que aumenta a participação da população de 15 a 64 anos na população total. Dessa forma, no primeiro ensaio, o objetivo principal foi avaliar os impactos do bônus demográfico no crescimento do PIB per capita utilizando uma base de dados em painel formada por países. Os resultados obtidos apontam que, embora o bônus atinja, por identidade, o PIB per capita diretamente, seus efeitos são parcialmente amenizados devido à sua relação inversa com a proporção de trabalhadores entre a população de 15 a 64 anos. No segundo ensaio, através das Pesquisas de Orçamento Familiares (POFs) de 1995-1996, 2002-2003 e 2008-2009, estudou-se a evolução da relação entre a idade do brasileiro e a sua probabilidade de ser poupador, avaliando, assim, o efeito do envelhecimento na poupança privada. Os resultados, obtidos através de um modelo logit multinomial, sinalizam que a demografia deve contribuir ligeiramente para o crescimento no número de poupadores nos próximos anos, dando indícios de que o país vive, de forma suave, um segundo bônus demográfico. Por fim, tendo em vista que diversas reformas previdenciárias têm sido aplicadas no Brasil desde a Constituição Federal de 1988, necessárias, em parte, pelo processo de envelhecimento da população, o terceiro ensaio visa estimar o impacto das modificações de uma dessas reformas na probabilidade de poupar dos brasileiros. No caso, investigou-se a reforma originada pelas Emendas Constitucionais 41 e 47, que ocorreu entre as POFs 2002-2003 e 2008-2009 e atingiu substancialmente apenas os servidores públicos civis, o que permitiu a utilização de um modelo de diferenças-em-diferenças utilizando os demais trabalhadores como grupo controle. Os resultados encontrados são de que a reforma impactou em um incremento no percentual de poupadores, indo ao encontro da hipótese do ciclo de vida.

Abstract

This dissertation is comprised of three essays that relate the demographic transition and the population aging to its economic impacts. The relevance of this topic in literature has increased since the second half of the last century, when studies start to use, in addition to population growth, changes in the age structures of the population. In the case of Brazil, population will face important challenges in the coming years, such as the population decline and a continuous increase in the elderly population, thus resulting in the end of the demographic dividend - a period when there is an increase in the participation of the population aged 15-64 years in the total population. Thus, in the first essay, the main objective is to evaluate the impact of the demographic dividend on per capita GDP growth using a panel database of countries. The results show that, although the demographic dividend is directly related to the per capita GDP, its effects are partially alleviated due to its inverse relation with the proportion of workers among the population aged 15-64 years. In the second essay, we analyze the evolution of the relationship between the Brazilian's age and their probability to be a saver, measuring the effect of aging on private savings through the Household Budget Surveys (POFs) of 1995-1996, 2002-2003 and 2008-2009. The results, obtained through a multinomial logit model, indicate that demography should contribute slightly to increase the number of savers in the coming years, which indicates that the country lives a smooth second demographic bonus. Finally, considering that several social security reforms have been applied in Brazil since the Federal Constitution of 1988, necessary in part by the process of population aging, the third essay aims at estimating the impact of the modifications of one of these reforms on the Brazilians probability to save. In this case, we investigated the reform originated by Constitutional Amendments 41 and 47, which occurred between the 2002-2003 and 2008-2009 POFs and substantially affected only the civilian public employees, which allowed the use of a difference-in-differences using the other workers as a control group. The results are that the reform has impacted on an increase in the percentage of savers, in accordance with the life cycle hypothesis.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1.1 – Fases do Modelo de Transição Demográfica.....	14
Figura 1.2 – Taxa Bruta de Natalidade, Taxa Bruta de Mortalidade e População no Brasil, 1890 a 2010.....	15
Figura 1.3 – Razão de Dependência de Jovens (RDJ), Razão de Dependência de Idosos (RDI), Razão de Dependência Total (RDT) e Participação da PPA na População, Brasil, 2000 a 2060.....	17
Figura 1.4 – Dispersão entre o Logaritmo do Crescimento da População Total e o Logaritmo do Crescimento de PPA/N, 1890 a 2010.....	23
Figura 1.5 – Dispersão entre os Logaritmos dos Crescimento de PPA/N, Y/L, L/PPA e N...	24
Figura 2.1 – Probabilidade de Poupar, Probabilidade de Despoupar e Diferença Líquida, para um período de 12 meses, Brasil, 1995/1996, 2002/2003 e 2008/2009.....	43
Figura 2.2 – Projeções por Idade da População Brasileira de 16 a 90 anos, e Suas Respectivas Idades Médias, 2015 a 2060.....	44
Figura 2.3 – Probabilidade de Poupar, Probabilidade de Despoupar e Diferença líquida, para um Período de 12 meses, Dado um Indivíduo com um Perfil Médio, Brasil, 1995/1996, 2002/2003 e 2008/2009.....	48
Figura 3.1 – Ordem Cronológica das Principais Alterações na Legislação Previdenciária Brasileira Desde a CF de 1988 e Períodos de Coletas das POFs 2002-2003 e 2008-2009.....	58
Figura 3.2 – Efeitos Tratamentos Estimados e seus Respectivos Intervalos com 95% de Confiança, para Diferentes Valores de Renda Individual Anual, de Renda Domiciliar Per Capita Mensal, de Anos de Estudo e de Idade.....	66

LISTA DE TABELAS

Tabela 1.1 – Taxa média anual de crescimento do PIB per capita e suas componentes, por década, 1960 a 2010.....	27
Tabela 1.2 – Coeficientes e erros padrões estimados tendo como variável dependente $\ln(L/PPA)_{(t=1)} - \ln(L/PPA)_{(t=0)}$, para países para o período de 1992 a 2015.....	29
Tabela 1.3 – Coeficientes e erros padrões estimados tendo como variável dependente $\ln(Y/L)_{(t=1)} - \ln(Y/L)_{(t=0)}$, para países para o período de 1992 a 2015.....	30
Tabela 2.1 – Percentuais de Poupadores, Despoupadores e NPND, e suas respectivas idades médias, por cenário, 1995/1996, 2002/2003 e 2008/2009.....	40
Tabela 2.2 – Coeficientes estimados para o modelo logit multinomial, tendo como categoria de referência não poupar nem despoupar nos últimos 12 meses, Brasil, 1995/1996, 2002/2003 e 2008/2009.....	41
Tabela 2.3 – Coeficientes estimados para o modelo logit multinomial, tendo como categoria de referência não poupar nem despoupar nos últimos 12 meses, Brasil, 1995/1996, 2002/2003 e 2008/2009.....	46
Tabela 3.1 – Número de poupadores, de não poupadores e percentual de poupadores, por ano da POF e por grupo de tratamento.....	62
Tabela 3.2 – Efeitos Marginais estimados para a probabilidade de poupar e respectivos erros padrões, por grupo controle.....	64

SUMÁRIO

1 Os Efeitos do Bônus Demográfico no Crescimento Econômico.....	11
1.1 Introdução.....	11
1.2 A transição demográfica, o bônus e sua relação com o crescimento econômico.....	13
1.3 Metodologia.....	20
1.4 Decomposição do PIB per capita em países selecionados.....	24
1.5 Resultados empíricos.....	27
1.6 Conclusões.....	31
2 O Envelhecimento Populacional e a Probabilidade de Poupar: Uma Análise do Ciclo de Vida Aplicada ao Brasil.....	33
2.1 Introdução.....	33
2.2 Revisão da literatura.....	34
2.3 Metodologia.....	36
2.4 Resultados.....	38
2.4.1 Resultados sem a presença de controles.....	41
2.4.2 Resultados com a presença de controles.....	44
2.5 Conclusões.....	49
3 Os Efeitos da Reforma das Emendas Constitucionais 41 e 47 nas Probabilidades de Poupar.....	50
3.1 Introdução.....	50
3.2 Revisão de literatura.....	53
3.3 O sistema previdenciário brasileiro e suas modificações entre a CF de 1988 e a coleta da POF 2008-2009.....	55
3.4 Metodologia.....	58
3.5 Resultados.....	62
3.6 Conclusões.....	68
REFERÊNCIAS.....	69

1 Os Efeitos do Bônus Demográfico no Crescimento Econômico

Resumo: Nas últimas décadas, o Brasil se beneficiou do bônus demográfico – período em que cresce a participação da População Potencialmente Ativa (PPA) na População Total (N) – porém essa janela está prestes a terminar. Assim, o objetivo deste ensaio é estimar os reais efeitos do bônus demográfico no crescimento econômico per capita. Para isso, além de apresentar o processo da transição demográfica, demonstra-se que o crescimento do PIB per capita é composto, por identidade, pelos crescimentos de PPA/N , da produtividade do trabalho e da proporção de trabalhadores na PPA. O presente estudo investigou os efeitos indiretos do crescimento de PPA/N no crescimento das outras duas componentes, através de uma base de dados em painel formada por países. Os resultados indicam que o bônus demográfico tem seus efeitos no PIB per capita amenizados, pois o aumento de PPA/N impacta inversamente na proporção de trabalhadores na PPA, enquanto que os efeitos na produtividade do trabalho não são conclusivos.

1.1. Introdução

Nas últimas décadas o Brasil vivenciou o período denominado bônus demográfico, intervalo em que a dinâmica da estrutura etária da população contribui para o crescimento da economia do país, aumentando, a cada ano, a participação da População Potencialmente Ativa (PPA), de 15 a 64 anos, na população total. No entanto, esse período está prestes a terminar.

Impulsionadas pela forte redução das taxas de fecundidade nas últimas décadas, as projeções do IBGE (2013) são de que essa janela de oportunidade deva se encerrar em 2022 e, a partir desse momento, a demografia deverá contribuir negativamente para o crescimento do PIB per capita, com a participação da PPA se reduzindo a cada ano. Assim, o aumento constante da população idosa, conjuntamente à redução do número de nascimentos acarretará, num futuro não muito distante, uma sociedade mais envelhecida.

Conforme demonstram Bloom et al. (2010), o crescimento do PIB per capita pode ser decomposto em três componentes: o crescimento da produtividade do trabalho (Y/L), o crescimento da proporção de empregados na PPA (L/PPA) e o crescimento da participação da PPA na população (PPA/N). Portanto, com o fim da janela demográfica, para obter crescimento do PIB per capita é preciso crescer ou Y/L ou L/PPA .

No entanto, é interessante verificar que, embora PPA/N influencie, por identidade, o PIB per capita, esse efeito pode ser ampliado ou suavizado dependendo das relações de PPA/N com as demais componentes da identidade: Y/L e L/PPA . Essas relações, se diretamente proporcionais, acabam por ampliar os efeitos do bônus demográfico no PIB per capita. Contudo, se inversamente proporcionais, elas suavizam os efeitos do bônus. No caso hipotético em que essas componentes são independentes entre si, um aumento de 1% de PPA/N impactaria em um aumento de 1% em Y/N .

De fato, muitos argumentos teóricos podem ser utilizados para não esperar que essas razões se comportem de forma independente. No caso da relação entre PPA/N e L/PPA , poderíamos esperar uma associação inversa, tendo em vista que os elementos de rigidez no mercado de trabalho – como a existência de salário mínimo e os custos de demissão – fazem com que a taxa de desemprego entre os recém entrantes na PPA seja, na maioria dos países, maior que a taxa de desemprego total (BREEN, 2005). Assim, durante o período em que PPA/N está crescendo, *ceteris paribus* cresceria também o desemprego e, por consequência, diminuiria L/PPA . Da mesma forma, quando PPA/N está em processo de redução, diminuiria a oferta de mão-de-obra, contribuindo para um aumento da taxa de emprego e também dos salários, o que aumentaria L/PPA .

No entanto, é mais difícil fazer inferências sobre a relação entre PPA/N e Y/L , devido a diversas ambiguidades teóricas. Por exemplo, durante o bônus demográfico, quando PPA/N está aumentando, a PPA recebe mais entrantes novos do que perde adultos maduros que ingressam na fase idosa. Assim, uma primeira indagação a se responder é se esses novos trabalhadores são mais produtivos do que os que deixam a PPA. Se por um lado eles possuem menos experiência, eles também possuem maiores níveis educacionais, ao menos naqueles países que estão melhorando seus padrões de educação.

Também contribui para essa ambiguidade o fato de que Y/L é influenciada por fatores macroeconômicos que podem ser impactados por PPA/N . Nessa perspectiva, Lee e Mason (2011) afirmam que as variações em um grupo etário influenciam as variações de outros grupos etários. Por exemplo, Y/L cresce com o investimento que, por sua vez, é equivalente à poupança. Portanto, os efeitos de PPA/N na poupança geram efeitos indiretos em Y/L . Além disso, um aumento de PPA/N geraria um crescimento na oferta da força de trabalho, podendo reduzir o nível geral dos salários. Ou então, um crescimento do contingente de idosos, que possuem maiores probabilidades de possuírem bens duráveis, poderia diminuir a pressão

sobre as taxas de juros. Enfim, são muitas as situações que podem fazer com que variações em PPA/N influenciem, diretamente ou indiretamente, Y/L .

Dentro do contexto acima apresentado, o objetivo deste ensaio é investigar, empiricamente, quais os impactos do crescimento de PPA/N em L/PPA e Y/L . Para isso, fez-se uso de uma base de dados em painel para países, utilizando o período entre 1992 e 2015. Como objetivo secundário, apresentam-se as evoluções descritivas de cada uma das componentes que formam o PIB per capita para países selecionados nas últimas décadas.

Além desta introdução, o ensaio possui mais cinco seções. A seção 1.2 expõe a transição demográfica brasileira e apresenta a relação entre o bônus demográfico e o crescimento econômico. Na seção 1.3 é exposta a metodologia. Na seção 1.4 são apresentados dados empíricos históricos de países selecionados. Na seção 1.5 estimam-se os efeitos reais do bônus demográfico no crescimento do PIB per capita, analisando suas relações com o crescimento da produtividade do trabalho e com o crescimento da proporção de empregados na PPA. Por fim, a seção 1.6 apresenta as conclusões.

1.2. A transição demográfica, o bônus e sua relação com o crescimento econômico

Em 1929, Warren Thompson apresentou a sua teoria da transição demográfica, na qual destacou que uma sociedade pré-industrial passa por diversas fases em um processo de transição demográfica até tornar-se uma sociedade com *status* de pós-industrial. Ainda segundo Thompson (1929), existiriam quatro fases distintas no processo de transição demográfica.

A primeira fase se caracteriza por apresentar altas taxas de natalidade e mortalidade em um contexto de sociedade pré-industrial. No Brasil, esse período se estendeu até 1930, momento da transição entre a República Velha e o Estado Novo. Já na segunda fase, enquanto as taxas de natalidade se mantêm altas, conjuntamente ao início da industrialização ocorre o declínio das taxas de mortalidade – oriundo, principalmente, da melhoria dos serviços de saúde pública e da medicina –, implicando um expressivo aumento no crescimento populacional.

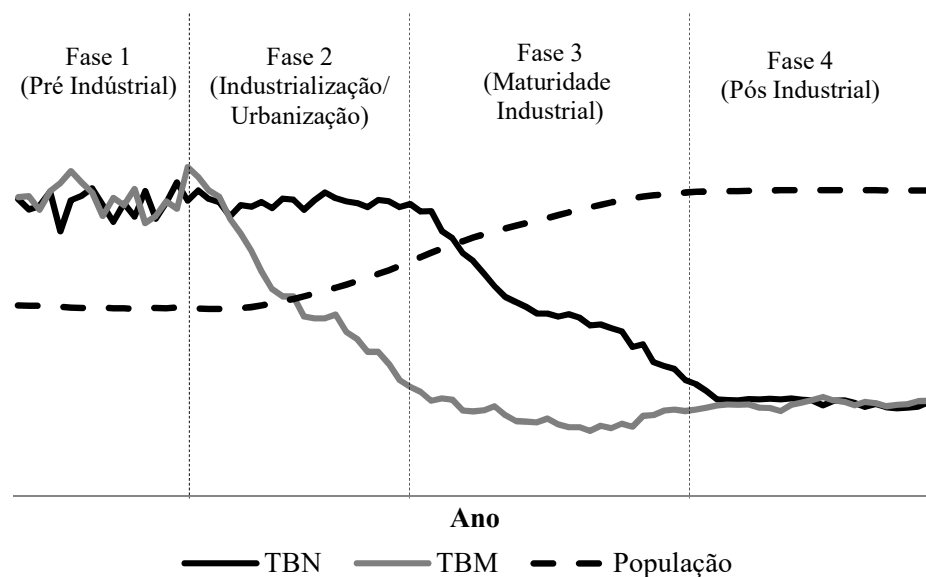
Na terceira fase, na qual o Brasil adentrou por volta de 1960, as taxas de mortalidade continuam em declínio, porém acompanhadas de reduções nas taxas de natalidade. Este

fenômeno está intimamente relacionado à queda acelerada das taxas de fecundidade, resultante, em grande medida, do ingresso da mulher no mercado de trabalho, da adoção de planejamento familiar e da proliferação de métodos contraceptivos.

Por fim, o quarto período ocorre com a estabilização das taxas de fecundidade e mortalidade em patamares baixos. Essa quarta fase tem como característica a diminuição do ritmo de crescimento populacional e sua consequente estabilização ou redução. O Brasil, que se encontra atualmente na terceira fase, está prestes a ingressar na última etapa prevista por Thompson, o que já ocorre na maioria dos países desenvolvidos.

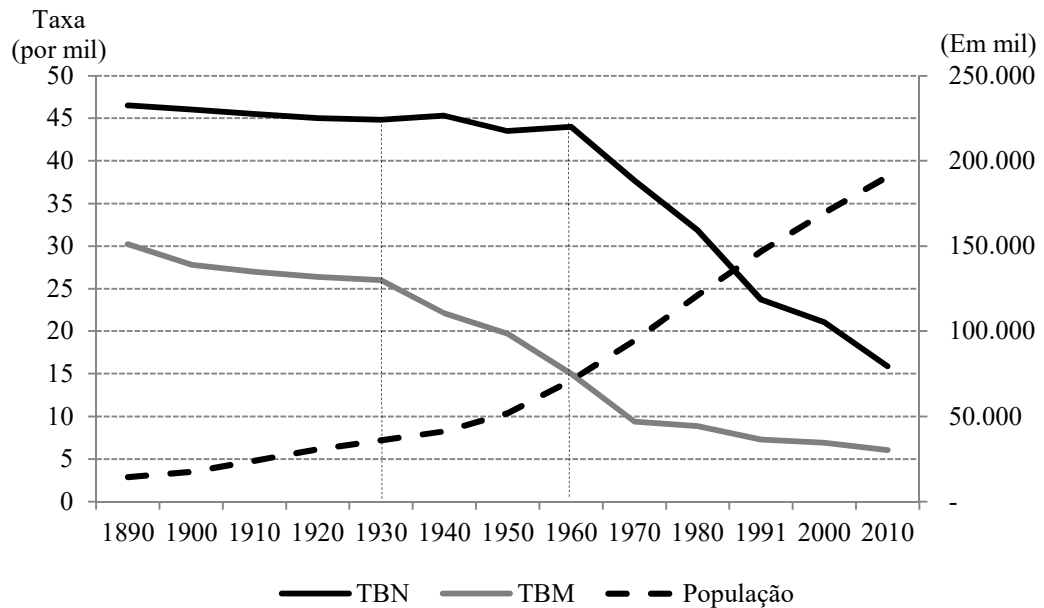
A Figura 1.1 apresenta um exemplo hipotético de comportamento das taxas brutas de natalidade e mortalidade para um país qualquer de acordo com a proposta de Thompson, ao passo que a Figura 1.2 mostra esse processo para o caso do Brasil. Embora o Brasil atual não se enquadre perfeitamente nas etapas propostas por Thompson em 1929, tendo em vista que o país já se encontra em uma fase pós industrial e suas taxas de natalidade e mortalidade ainda apresentam padrões da fase 3, é possível observar similaridades entre as figuras, indicando que o processo de queda da natalidade deve continuar ocorrendo no país.

Figura 1.1 - Fases do Modelo de Transição Demográfica



Fonte: Elaborado pelos autores baseado em Chesnais (1992).

Figura 1.2 - Taxa Bruta de Natalidade, Taxa Bruta de Mortalidade e População no Brasil, 1890 a 2010



Fonte dos dados brutos: IBGE (Censos Demográficos).

Para melhor entender os impactos econômicos da transição demográfica podemos dividir a pirâmide etária de uma população em três grupos. No geral a literatura define a parte mais jovem da pirâmide, crianças e adolescentes, pela soma das coortes de 0 a 14 anos. Já a População Potencialmente Ativa (PPA) é definida pelo grupo formado pelas pessoas de 15 a 64 anos¹. Por fim, a parte idosa é composta pelas pessoas acima de 65 anos. Enquanto que os jovens e os idosos são denominados de grupos dependentes, a PPA é considerada como a população com potencial para produzir.

Assim, define-se a Razão de Dependência Total (RDT), ou simplesmente Razão de Dependência, pela divisão entre o grupo potencialmente dependente, formado por jovens e idosos, e a PPA. Há, ainda, os conceitos de Razão de Dependência de Jovens (RDJ) e Razão de Dependência de Idosos (RDI), em que somente um dos grupos de dependência é levado em consideração, conforme equações abaixo:

$$RDT = \frac{P_J + P_I}{PPA}, \quad (1.1)$$

$$RDJ = \frac{P_J}{PPA}, \quad (1.2)$$

¹ Essa classificação pode variar, sendo comum encontrar na literatura a definição de PPA como sendo a população de 15 a 59 anos e, conseqüentemente, os idosos como aqueles com 60 anos ou mais.

$$RDI = \frac{PI}{PPA}. \quad (1.3)$$

Conforme uma sociedade vai percorrendo as fases da transição demográfica, vistas anteriormente na Figura 1.1, sua RDT vai se modificando em decorrência das alterações de sua estrutura etária. No início do processo, dadas as altas taxas de natalidade, há uma elevada proporção de crianças e adolescentes em relação à PPA, gerando uma estrutura etária no formato de pirâmide, com as faixas etárias mais envelhecidas englobando um número menor de pessoas. Nesta fase, o peso maior da RDT se deve à RDJ, pois os idosos ainda são uma minoria.

Quando a taxa de natalidade começa a declinar de forma acelerada, o número de crianças e adolescentes em relação à PPA começa a cair. Assim, o crescimento do número de pessoas em idade produtiva passa a ser superior ao do número de pessoas dependentes e a carga econômica que os indivíduos dependentes exercem sobre a População Potencialmente Ativa é cada vez menor.

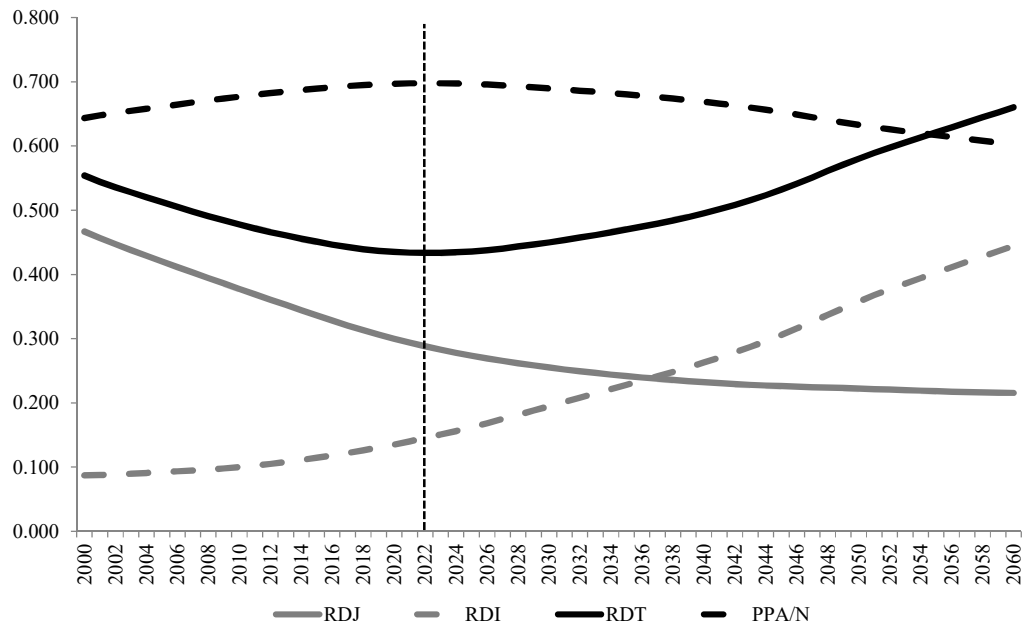
Isto, porém, não se mantém indefinidamente. A PPA atinge um ponto em que sua proporção é máxima e depois volta a declinar, uma vez que passa a haver um aumento da população idosa, consequência direta do envelhecimento da estrutura etária da população. Assim, a RDT passa a aumentar novamente, mas dessa vez devido ao crescimento da RDI.

O impacto desse processo na economia de qualquer país é significativo, uma vez que o que caracteriza a relação de dependência é o fato dos jovens e idosos, em teoria, consumirem mais do que produzem. Já a PPA produziria mais do que consome e essa é a relação que determina a transferência intergeracional, pois além deste potencial para a geração de poupança, elas transferem renda com impostos e contribuições (BRITO, 2008).

Assim, o bônus demográfico (ou dividendo demográfico ou janela demográfica) trata-se do intervalo de tempo em que a dinâmica da estrutura populacional contribui para o crescimento econômico, que ocorre durante o período em que a razão de dependência está em processo de redução (BLOOM et al., 2003). Ou, em outras palavras, durante o intervalo em que aumenta a participação da PPA na população (PPA/N).

No Brasil, o bônus demográfico teve início nos anos 1970 e, de acordo com o IBGE (2013), deverá terminar em 2022, quando a participação da PPA entrará em um processo de decréscimo (Figura 1.3).

Figura 1.3 - Razão de Dependência de Jovens (RDJ), Razão de Dependência de Idosos (RDI), Razão de Dependência Total (RDT) e Participação da PPA na População, Brasil, 2000 a 2060



Fonte: Elaborado pelos autores a partir de IBGE (2013).

Comumente, a literatura decompõe o PIB per capita (Y/N) conforme a equação (1.4), em que é possível verificar que, por identidade, o PIB por habitante é equivalente ao produto por trabalhador (Y/L) multiplicado pela proporção de trabalhadores na população (L/N). Isso significa que tanto uma variação positiva da produtividade por trabalhador quanto uma variação positiva na proporção de trabalhadores sobre a população tem influência positiva sobre o PIB per capita.

$$\frac{Y}{N} = \frac{Y}{L} \cdot \frac{L}{N}. \quad (1.4)$$

Porém, Bloom et al. (2010) acrescentam que é possível desmembrar L/N , conforme mostra a equação (1.5), em que PPA/N é a proporção da PPA na população e L/PPA é a proporção de trabalhadores dentro da PPA. Demonstra-se, assim, o vínculo existente entre PPA/N e Y/N , cuja relação é diretamente proporcional.

Ainda conforme a equação 1.5, também relacionam-se de forma direta com o PIB per capita as componentes Y/L e L/PPA , sendo que poderíamos descrever L/PPA como sendo influenciada diretamente por outros dois fatores: a taxa de emprego e a participação da População Economicamente Ativa (PEA) na PPA que, por sua vez, é influenciada por

movimentos como o ingresso da mulher na força de trabalho (que se expandiu no Brasil na década de 1960) e o aumento da participação de jovens adultos no mercado de trabalho.

$$\frac{Y}{N} = \frac{Y}{L} \cdot \frac{PPA}{N} \cdot \frac{L}{PPA}. \quad (1.5)$$

De forma análoga, a equação anterior pode ser expressa em termos de variação entre dois períodos:

$$\frac{\left(\frac{Y}{N}\right)_{t=1}}{\left(\frac{Y}{N}\right)_{t=0}} = \frac{\left(\frac{Y}{L}\right)_{t=1}}{\left(\frac{Y}{L}\right)_{t=0}} \cdot \frac{\left(\frac{PPA}{N}\right)_{t=1}}{\left(\frac{PPA}{N}\right)_{t=0}} \cdot \frac{\left(\frac{L}{PPA}\right)_{t=1}}{\left(\frac{L}{PPA}\right)_{t=0}}. \quad (1.6)$$

Por fim, extraindo o logaritmo de ambos os lados temos a identidade (1.7):

$$\ln\left(\frac{Y}{N}\right)_{t=1} - \ln\left(\frac{Y}{N}\right)_{t=0} = \ln\left(\frac{Y}{L}\right)_{t=1} - \ln\left(\frac{Y}{L}\right)_{t=0} + \ln\left(\frac{PPA}{N}\right)_{t=1} - \ln\left(\frac{PPA}{N}\right)_{t=0} + \ln\left(\frac{L}{PPA}\right)_{t=1} - \ln\left(\frac{L}{PPA}\right)_{t=0}. \quad (1.7)$$

Dessa forma, mantendo constante a produtividade por trabalhador e o percentual de ocupados na PPA, o crescimento do PIB per capita é equivalente ao crescimento da proporção da PPA na população. Justifica-se, assim, o conceito de bônus demográfico como sendo o período em que PPA/N está em processo de crescimento.

Do ponto de vista interpretativo, isso ocorre porque um crescimento na proporção da PPA na população tende a gerar um aumento na força de trabalho, impactando em maiores taxas de crescimento econômico para um mesmo nível de emprego e uma produtividade do trabalho constante. Portanto, a etapa do bônus demográfico, que tem como característica fundamental o aumento da PPA em relação à população dependente, tenderia a apresentar condições mais favoráveis para o crescimento da economia.

De fato, Krugman e Wells (2007) afirmam que o crescimento da proporção de trabalhadores na população permite obter um crescimento econômico acelerado, porém por um período curto de tempo. Os autores argumentam que entre 1941 e 1944 ocorreu um salto no PIB real per capita dos Estados Unidos como consequência do ingresso das mulheres no mercado de trabalho, embora a principal contribuição para o crescimento econômico de longo prazo fosse a produtividade crescente por trabalhador. No entanto, Marattin e Salotti (2011) estimam que, mesmo no longo prazo, a demografia possui um papel não desprezível para explicar a dinâmica do crescimento econômico per capita.

Conforme Veloso et al. (2013), o crescimento econômico de longo prazo é explicado em sua maior parte pela produtividade e em menor parte pela variação da oferta de trabalho. Ainda assim, a influência da oferta de trabalho como fator propulsor do crescimento no longo prazo seria inegável. Através da base de dados *Penn World Table 7.0* os autores constataram que o crescimento médio da renda per capita entre 1960 e 2009 foi de 2,1% para o mundo, enquanto que o crescimento do produto por trabalhador foi de 1,8%. A diferença de 0,3% a.a. no crescimento médio da renda deveu-se ao aumento da força de trabalho em relação ao total da população mundial.

Embora a literatura utilize amplamente a decomposição do PIB per capita apresentada na equação 1.4, são recentes os trabalhos que empregam a decomposição da equação 1.7². Além disso, conforme nossa revisão bibliográfica, nenhum estudo buscou estimar os efeitos do crescimento de *PPA/N* nas outras duas componentes da equação, como se propõe o presente trabalho. Essa relação é de suma importância, tendo em vista que podem ser identificadas suavizações ou ampliações nos efeitos do bônus demográfico. Contudo, há uma vasta literatura buscando relacionar a demografia e o crescimento econômico.

A partir da década de 1990, alguns estudos passaram a incorporar a demografia em modelos neoclássicos de convergência. Assim, Barro (1996) conclui que o crescimento econômico per capita é acelerado pelo crescimento da expectativa de vida e por decréscimos na taxa de fecundidade. Kelley e Schmidt (1994), por sua vez, incluem o tamanho e a densidade populacional, os quais apresentam impactos positivos.

No entanto, conforme Bloom et al. (2003a), os estudos que relacionavam crescimento econômico e a dinâmica demográfica até a segunda metade do século passado focavam principalmente no crescimento populacional, deixando de lado as modificações da participação da população potencialmente ativa, o que colaborava para uma visão de neutralidade quanto aos efeitos da mudança demográfica (não havendo correlação entre crescimento econômico e crescimento populacional). Os autores ressaltam, então, a necessidade dessa mudança de enfoque, considerando não apenas o envelhecimento da população, mas também a variação da proporção da população em idade potencialmente ativa, que está diretamente atrelada ao tamanho da força de trabalho.

² Além de Bloom et al. (2010), é possível encontrar decomposições similares em Marattin e Salotti (2011), De Negri e Cavalcante (2013) e Üngör e Kalafatçılar (2014).

Nesse sentido, alguns trabalhos passam a inserir entre as variáveis independentes, também, variações da participação da população potencialmente ativa ou das razões de dependência, como é o caso de Bloom e Williamson (1998), que estimam que a transição demográfica possui impactos no crescimento econômico somente quando a PPA cresce a taxas diferentes da população dependente. Os autores analisam o caso asiático para o período entre 1965 e 1990, e concluem que os benefícios da transição demográfica só puderam ser colhidos porque as instituições sociais, econômicas e políticas estavam organizadas, permitindo, por exemplo, o acolhimento dos jovens no mercado de trabalho.

De forma semelhante, Lindh e Malmberg (1999) encontram que, para os países da OCDE, os aumentos na PPA estão associados ao aumento das taxas de crescimento do PIB per capita. Mais do que isso, os autores encontram que, dentre as faixas etárias da PPA, a maior contribuição para o crescimento do PIB per capita seria daquela de 50 a 64 anos. Em um estudo posterior, Lindh e Malmberg (2007) encontram que os efeitos positivos dessa faixa etária crescem com o aumento da expectativa de vida, o que geraria efeitos na taxa de poupança. Feyrer (2007), por sua vez, constata que a faixa etária que mais contribui para o crescimento econômico seria a de 40 a 49 anos.

Prskawetz et al. (2007), encontram que a RDJ está inversamente relacionada com o crescimento econômico. De forma semelhante, Kelley e Schmidt (2005) afirmam que o declínio da RDJ teve um forte efeito positivo na taxa de crescimento na produção por trabalhador durante as décadas de 1970 e 1980.

No cenário brasileiro, Porsse et al. (2012), através de um modelo econométrico espacial para os estados brasileiros, com dados em painel para o período de 1970 a 2000, estimaram a taxa de crescimento da renda per capita tendo, dentre outros regressores, a razão de dependência de jovens e a razão de dependência de idosos. Seus resultados foram de que ambas as razões de dependência impactam negativamente no crescimento econômico, com um efeito maior, principalmente, quando cresce a proporção de idosos. Zuanazzi et al. (2014) estendem essa análise para o período 1980 a 2010, encontrando resultados semelhantes.

1.3. Metodologia

As duas próximas seções abordam a relação entre o crescimento de *PPA/N* e a decomposição do crescimento do PIB per capita, porém de maneiras distintas. Primeiramente,

a seção 1.4 realiza uma análise descritiva, comparando cada uma das componentes da equação 1.6, por década, desde 1960 para países selecionados. Para sua elaboração, se fez uso das variações de Y/N e de Y/L disponíveis na Penn World Table 7.1 (HESTON et al., 2012). O crescimento de PPA/N foi obtido na ONU (2016), enquanto o crescimento de L/PPA foi extraído de forma implícita, conforme a equação 1.6.

Na seção 1.5, por sua vez, busca-se mensurar os efeitos do crescimento de PPA/N nas demais componentes que compõem o PIB per capita: L/PPA e Y/L . Ou seja, a seção 1.5 estima, empiricamente, se o crescimento de PPA/N influencia o PIB per capita apenas em sua relação direta (conforme mostrou-se na equação 1.6) ou se, indiretamente, tem seus efeitos ampliados, ou suavizados, tendo em vista sua relação com as demais componentes.

Para a construção da seção 1.5, através de dados para países disponibilizados pelo Banco Mundial (2017) para o período de 1992 a 2015 (24 anos), foram obtidas as informações de Crescimento real do PIB per capita (Y/N), de crescimento da produtividade média por trabalhador (Y/L) e de crescimento da participação da População de 15 a 64 anos na População Total (PPA/N). Já o crescimento da proporção de trabalhadores na População de 15 a 64 anos (L/N) foi obtida de forma implícita, conforme a identidade apresentada na equação 1.7, seção 1.2.

Para a formação da amostra, foram excluídos³: (i) os países que não possuíam informações para todos os anos; (ii) os países que, em algum ano, tiveram crescimento ou decréscimo de seu PIB per capita acima de 15% (eliminação de *outliers*); (iii) países com população no ano inicial menor do que um milhão de habitantes; e (iv) países que, conforme dados da ONU (2016), para o período entre 1990 e 2015 apresentaram taxa líquida migratória média (em números absolutos) maior que 0,25%.

Esse último corte foi realizado a fim de evitar incluir nações com elevadas trocas migratórias, pois, com a exclusão, podemos compreender a variável PPA/N como exógena. Caso contrário, se mantivéssemos os países com altos fluxos migratórios, teríamos um problema de causalidade simultânea, pois o crescimento econômico de uma região poderia causar um aumento em PPA/N nos anos seguintes, devido à imigração de pessoas jovens em busca de oportunidades de emprego. Ao trabalhar somente com países de baixa troca

³ Após os cortes a amostra se manteve heterogênea, contendo países de todos os continentes.

migratória, procuramos estimar diretamente os efeitos das variações de PPA/N , causadas pela transição demográfica, nas demais componentes que formam o PIB per capita.

Assim, empregando a estrutura de dados em painel, foram estimados, separadamente, os efeitos do crescimento de $\ln\left(\frac{PPA}{N}\right)_{t=1}$ no crescimento de $\ln\left(\frac{Y}{L}\right)_{t=1}$ e no crescimento de $\ln\left(\frac{L}{PPA}\right)_{t=1}$. Além disso, combinações de variáveis controles foram realizadas: no modelo 1 não foram empregados controles; no modelo 2 controlou-se pelo crescimento populacional [$\ln(N)_{t=1}$]; no modelo 3, adicionalmente, controlou-se pelo crescimento do PIB per capita no ano anterior [$\ln\left(\frac{Y}{N}\right)_{t=0}$], perdendo, assim, um ano na amostra; e no modelo 4 inseriu-se os controles PIB per capita inicial (em nível) no ano de 1991 [$\ln\left(\frac{Y}{N}\right)_{t=19}$], percentual da formação bruta de capital em relação ao PIB no ano anterior [$\ln(FBC)_{t=0}$] e inflação no ano vigente $\ln(1 + Inf)_{t=1}$. Dessa forma, as equações 1.8 e 1.9 apresentam, de forma genérica, as duas variáveis dependentes estimadas, em que α_i é a constante fixa no tempo para cada país, x_{kit} representa as variáveis controles empregadas e μ_{it} é o erro estocástico.

$$\ln\left(\frac{L}{PPA}\right)_{it} - \ln\left(\frac{L}{PPA}\right)_{it-1} = \alpha_i + \beta_1\left[\ln\left(\frac{PPA}{N}\right)_{it} - \ln\left(\frac{PPA}{N}\right)_{it-1}\right] + \dots + \beta_k x_{kit} + \mu_{it}, \quad (1.8)$$

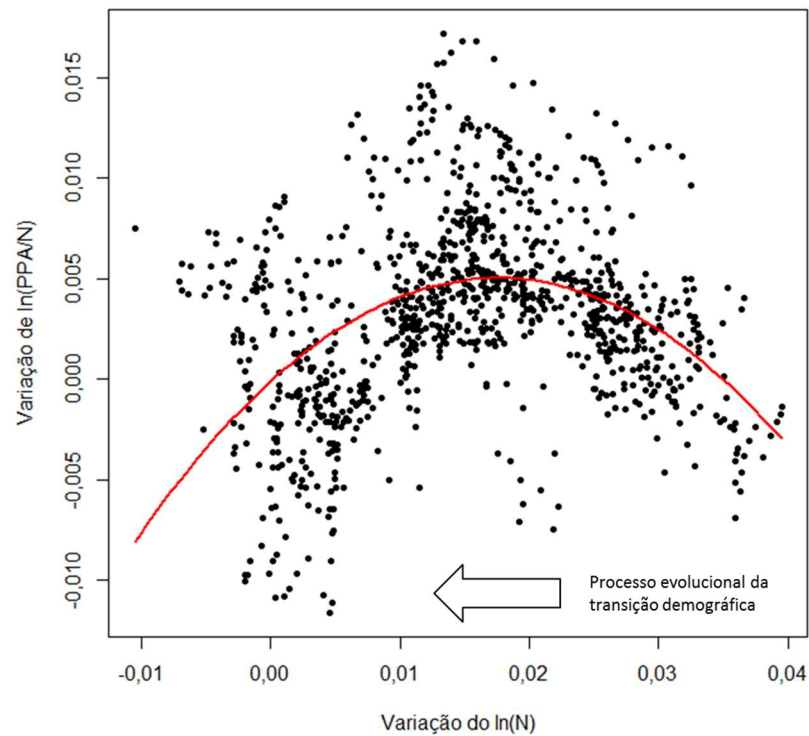
$$\ln\left(\frac{Y}{L}\right)_{it} - \ln\left(\frac{Y}{L}\right)_{it-1} = \alpha_i + \beta_1\left[\ln\left(\frac{PPA}{N}\right)_{it} - \ln\left(\frac{PPA}{N}\right)_{it-1}\right] + \dots + \beta_k x_{kit} + \mu_{it}, \quad (1.9)$$

Ressalta-se, no entanto, que o modelo 1, que não faz uso de variáveis controles, deve ser visto com maiores restrições, uma vez que uma potencial fonte de endogeneidade reside no crescimento populacional total. Isso porque, conforme veremos nos resultados obtidos, ela é significativa para estimar tanto Y/L quanto L/PPA , além de ser correlacionada com PPA/N (associação quadrática), conforme mostra a Figura 1.4. Em outras palavras, quando estimamos os efeitos de PPA/N nas demais componentes que formam o PIB per capita e omitimos o crescimento populacional, as estimativas seriam viesadas, tendo em vista que o crescimento da população total está associado tanto com o erro como com o regressor.

Outro ponto interessante quanto à Figura 1.4 é que, dentro da teoria da transição demográfica, a relação entre o crescimento de PPA/N e o crescimento de N pode ser vista como uma evolução no tempo, que se movimenta da direita para a esquerda ao longo da Figura: no início, as populações apresentam elevadas taxas de crescimento populacional e decréscimos na participação de PPA/N . Posteriormente, o crescimento populacional diminui,

enquanto que a participação de PPA/N aumenta (período do bônus demográfico). Por fim, na última fase, o crescimento populacional continua diminuindo, podendo se tornar até mesmo negativo, enquanto que PPA/N volta a decrescer, simbolizando o fim da janela demográfica.

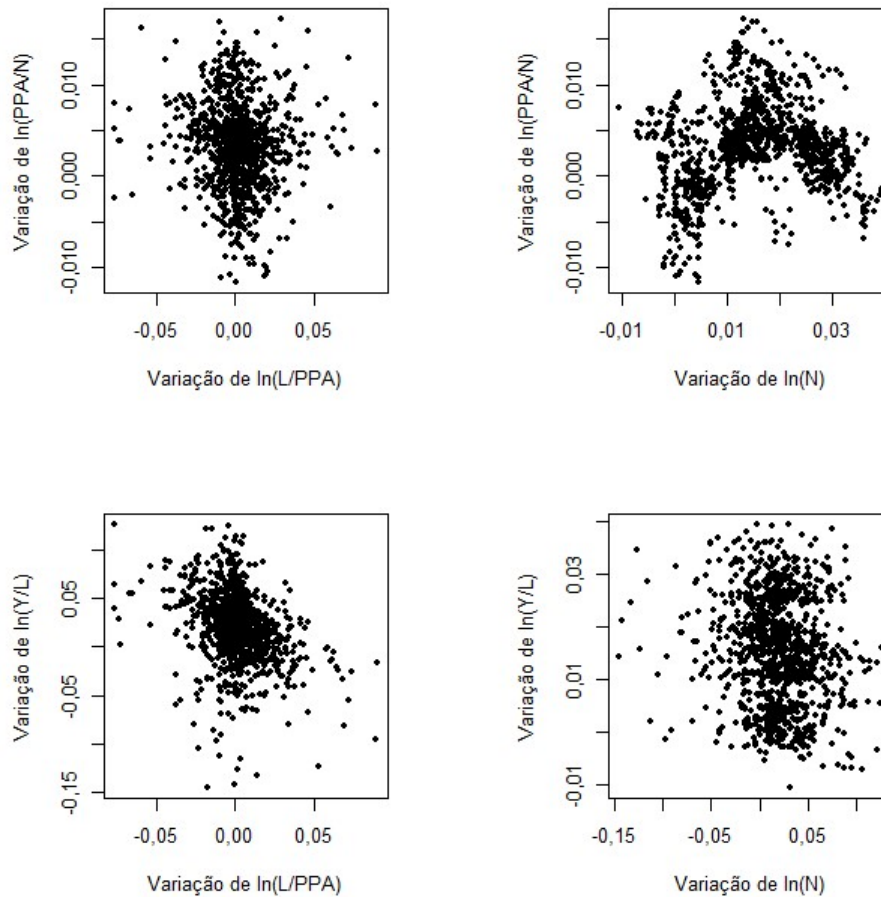
Figura 1.4 - Dispersão entre o Logaritmo do Crescimento da População Total e o Logaritmo do Crescimento de PPA/N , 1890 a 2010



Fonte: Elaborado a partir dos dados do Banco Mundial (2017).

Complementarmente, na Figura 1.5 são apresentadas as relações entre os logaritmos dos crescimentos das variáveis que formam o PIB per capita, conforme descrito na Equação 1.7, além do crescimento populacional. A análise visual com os dados empilhados não permite identificar relações claras.

Figura 1.5 - Dispersão entre os Logaritmos dos Crescimento de PPA/N, Y/L, L/PPA e N



Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos dados do Banco Mundial (2017).

Em cada estimativa empregou-se o teste de Hausmann a fim de determinar a utilização de efeitos fixos ou efeitos aleatórios, optando por Efeitos Fixos quando os valores-p se mostraram abaixo de 0,10. Testou-se, também, autocorrelação (Teste de Breusch-Godfrey/Wooldridge), heteroscedasticidade (Teste de Breusch-Pagan) e estacionaridade (Dickey-Fuller aumentado). Nesse caso, optou-se por utilizar erros robustos de Driscoll e Kraay (1998), a fim de tratar as ocorrências de autocorrelação e heteroscedasticidade, enquanto que a raiz unitária foi rejeitada em todos os casos, não necessitando de correções.

1.4. Decomposição do PIB per capita em países selecionados

Na Tabela 1.1 consta a contribuição de cada componente da equação (1.6) para o crescimento do PIB per capita ao longo das décadas em países selecionados. No caso do Brasil, o bônus demográfico se iniciava na década de 1960, com uma ligeira contribuição do

crescimento de PPA/N para o crescimento de Y/N . Já nos anos 1970, o elevado crescimento anual médio do PIB per capita, de 6,09%, teve uma importante contribuição de 0,69 ponto percentual devido ao crescimento de PPA/N , embora o crescimento do produto por trabalhador tenha sido muito mais expressivo (5,02%). Na década de 1980, por sua vez, a produtividade do trabalho reduziu, em média, 2,17%, enquanto que Y/N decresceu apenas 1,24%, graças aos aumentos de L/PPA (0,50%) e de PPA/N (0,46%).

Na década de 1990, novamente a variação média da produtividade do trabalho foi negativa (-0,29% ao ano) e, mais uma vez, esse efeito foi compensado pelos crescimentos médios de PPA/N (0,74%) e L/PPA (0,63%), ocasionando uma variação positiva de 1,0% ao ano no PIB per capita. Após duas décadas de decréscimo, finalmente nos anos 2000 a produtividade do trabalho voltou a aumentar no país, em 1,15% ao ano. Assim, aliado ao crescimento de PPA/N (0,40%) e L/PPA (0,42%), houve um crescimento de 1,98% ao ano em Y/N .

Em outras palavras, nas décadas de 1960, 1970 e 2000, em que cresceu a produtividade do trabalho no Brasil, o aumento do PIB per capita sofreu um impulso pelo crescimento de PPA/N e L/PPA . Já nas décadas de redução da produtividade do trabalho – 1980 e 1990 –, os efeitos acabaram sendo amenizados pelas demais componentes. Portanto, em períodos de crise, a demografia colaborou para amenizar o decréscimo do PIB per capita, e em períodos de crescimento, ela colaborou para a sua potencialização.

Ao compararmos com alguns países, podemos observar contrastes interessantes. Ao contrário do Brasil, a Coreia do Sul conseguiu crescer a produtividade do trabalho concomitantemente ao seu bônus demográfico. Primeiramente, na década de 1960, o país ainda não usufruía da janela de oportunidade (PPA/N variou -0,15% ao ano), mas em função do crescimento do produto por trabalhador (4,86%), o crescimento anual médio de Y/N foi de 5,42%. Já na década seguinte (anos 1970), o país conseguiu aumentar o crescimento do PIB per capita para 6,31%, mesmo tendo sido um pouco menor o crescimento de Y/L (4,28%), porém agora com a contribuição do bônus demográfico (PPA/N cresceu 1,32% ao ano) e também de L/PPA (0,62%).

Na década seguinte (1980), ainda sobre o efeito da janela de oportunidade demográfica, a Coreia do Sul aumenta o crescimento da produtividade do trabalho (7,00%), atingindo agora 8,44% no crescimento médio do PIB por habitante. Ou seja, o país soube

aproveitar o período do bônus demográfico, dando condições para que os jovens entrassem no mercado de trabalho com alta produtividade, obtendo um forte crescimento do seu PIB per capita. Porém, para alcançar esse objetivo, é necessário haver uma organização institucional, do ponto de vista social, econômico e político (BLOOM; WILLIAMSON, 1998). Exemplo semelhante é o caso Chinês, porém em menor grau de crescimento da produtividade do trabalho nas décadas de 1970 e 1980, e em maior grau nas décadas de 1990 e 2000.

O Chile apresentou variações de *PPA/N* semelhantes às do Brasil nas décadas analisadas, porém a produtividade do trabalho chilena se mostrou negativa apenas na década de 1980, e ainda assim em um patamar baixo (-0,11% ao ano), fazendo com que o país obtivesse crescimentos no PIB per capita mais elevados que o Brasil desde a década de 1980. Dentre os países selecionados, a Itália foi o único a decrescer seu PIB per capita na última década analisada (-0,10% ao ano), o que decorre do fato de que o país, além de ter reduzido sua produtividade do trabalho (-0,13% ao ano), também não usufruiu mais do bônus demográfico, tendo *PPA/N* variado -0,31% ao ano.

Um caso de destaque é o Japão, que dentre os países constantes no relatório *World Prospects*, da ONU (2016), é o que mais perde participação da População Potencialmente Ativa. Somente na década de 2000-2010, em média, sua *PPA/N* variou -0,67%. Ainda assim, o país conseguiu crescer seu PIB per capita, no mesmo período, em 0,54% ao ano, impulsionado principalmente pelo aumento da produtividade do trabalho que foi de 0,82%. De fato, o Japão, aliado a outras nações, pode servir de exemplo para países como o Brasil, que no atual momento estão fechando sua janela de oportunidades.

Tabela 1.1 - Taxa média anual de crescimento do PIB per capita e suas componentes, por década, 1960 a 2010

DÉCADA	MEDIDA (em variação)	BRASIL	CHILE	CHINA	COREIA DO SUL	ESTADOS UNIDOS	FRANÇA	ITÁLIA	JAPÃO
1960-1970	Y/N	4,49%	1,85%	0,87%	5,42%	2,87%	4,57%	5,02%	9,44%
	Y/L	4,16%	2,60%	1,07%	4,86%	2,41%	4,93%	6,38%	9,13%
	PPA/N	0,11%	0,01%	-0,13%	-0,15%	0,33%	0,04%	-0,18%	0,71%
	L/PPA	0,21%	-0,74%	-0,07%	0,68%	0,12%	-0,39%	-1,10%	-0,43%
1970-1980	Y/N	6,09%	1,13%	4,55%	6,31%	2,02%	2,99%	3,20%	3,13%
	Y/L	5,02%	0,19%	3,90%	4,28%	0,57%	2,70%	2,96%	3,43%
	PPA/N	0,69%	0,77%	0,64%	1,32%	0,61%	0,25%	0,07%	-0,21%
	L/PPA	0,33%	0,17%	-0,01%	0,62%	0,83%	0,03%	0,16%	-0,08%
1980-1990	Y/N	-1,24%	1,08%	7,45%	8,44%	2,32%	1,87%	2,40%	3,99%
	Y/L	-2,17%	-0,11%	6,37%	7,00%	1,64%	1,58%	1,75%	3,29%
	PPA/N	0,46%	0,55%	1,05%	1,10%	-0,01%	0,33%	0,60%	0,34%
	L/PPA	0,50%	0,63%	-0,03%	0,24%	0,68%	-0,04%	0,04%	0,34%
1990-2000	Y/N	1,08%	5,40%	9,35%	4,87%	2,37%	1,40%	1,47%	0,72%
	Y/L	-0,29%	4,98%	9,21%	3,98%	2,39%	1,09%	1,88%	0,41%
	PPA/N	0,74%	0,23%	0,37%	0,33%	0,08%	-0,15%	-0,17%	-0,22%
	L/PPA	0,63%	0,17%	-0,24%	0,52%	-0,10%	0,46%	-0,24%	0,54%
2000-2010	Y/N	1,98%	2,98%	9,71%	3,57%	0,42%	0,54%	-0,10%	0,54%
	Y/L	1,15%	1,20%	9,26%	3,16%	0,57%	0,57%	-0,13%	0,82%
	PPA/N	0,40%	0,42%	0,85%	0,13%	0,12%	-0,09%	-0,31%	-0,67%
	L/PPA	0,42%	1,34%	-0,44%	0,26%	-0,27%	0,06%	0,34%	0,40%

Fonte: Elaborado pelo autores utilizando dados de Heston et al. (2012) e ONU (2016).

Contudo, as nações que apresentam, atualmente, redução em *PPA/N* são predominantemente desenvolvidas. Assim, esses países já exibiam elevados patamares educacionais e de capital físico no momento do fim da janela demográfica. O Brasil faz parte de um novo grupo, que diminuiu seus níveis de fecundidade muito rapidamente e terá decréscimos de *PPA/N* ainda encarando dificuldades características de regiões em desenvolvimento.

1.5. Resultados empíricos

Embora possuam valor analítico, as participações do crescimento de cada componente para o crescimento do PIB per capita, apresentadas na seção anterior, não mostram as relações das componentes entre si. No caso específico do bônus demográfico, elas não verificam se as variações de *PPA/N* impactam em variações de *Y/L* e *L/PPA*. Sob a hipótese de não

independência entre essas componentes, os efeitos do bônus demográfico poderiam ser suavizados ou acentuados. A fim de responder a essa questão, regressões foram estimadas a fim de mensurar, separadamente, os efeitos de PPA/N em L/PPA e Y/L .

Dessa forma, a Tabela 1.2 apresenta as estimativas para a relação entre PPA/N e L/PPA , considerando PPA/N como exógena – conforme abordado na metodologia. Os modelos 2, 3 e 4, que inserem variáveis controles, sugerem que PPA/N exerceria efeitos na redução de L/PPA , com betas estimados em -0,5352, -0,5651 e -0,5623, respectivamente, sendo todos significativos a 5%. Portanto, um aumento de 1% em PPA/N geraria um decréscimo de mais de 0,5% em L/PPA . Além disso, o fato de os valores estimados nos três modelos serem próximos representa um indicativo de robustez nos resultados encontrados.

No entanto, os erros padrões indicam uma imprecisão elevada para essas estimativas: se analisarmos o modelo 2, um Intervalo de 95% de Confiança retornaria uma variação entre -0,8529 e -0,2175. Ou seja, os efeitos do crescimento (ou decréscimo) de PPA/N no PIB per capita seriam suavizados por um efeito negativo causado por PPA/N em L/PPA , com essa compensação variando entre 22% e 85% de toda a variação de PPA/N .

Esses resultados estão dentro do esperado, tendo em vista que em um contexto de rigidez do mercado de trabalho – como a existência de salário mínimo e os custos de demissão –, nem toda a massa ingressante na força de trabalho tenderia a ser absorvida pelo mercado durante o período de crescimento de PPA/N . Da mesma forma, em momentos de redução de PPA/N , a mão de obra tenderia a se tornar mais escassa e, portanto, haveria um aumento nos salários e um crescimento da proporção de trabalhadores dentro da PPA.

Tabela 1.2 - Coeficientes e erros padrões estimados tendo como variável dependente $\ln(L/PPA)_{(t=1)} - \ln(L/PPA)_{(t=0)}$, para países para o período de 1992 a 2015

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Intercepto	0,0028** (0,0009)			
$\ln(PPA/N)_{(t=1)} - \ln(PPA/N)_{(t=0)}$	-0,2878. (0,1714)	-0,5352*** (0,1621)	-0,5651** (0,1717)	-0,5623* (0,2306)
$\ln(N)_{(t=1)} - \ln(N)_{(t=0)}$		-0,6983** (0,2202)	-0,6423** (0,2269)	-0,4792. (0,2900)
$\ln(Y/N)_{(t=0)} - \ln(Y/N)_{(t=1)}$			0,0530** (0,0180)	0,1037*** (0,0263)
$\ln(FBC)_{(t=1)}$				-0,0134*** (0,0037)
$\ln(1+Inf)_{(t=1)}$				0,0026 (0,0018)
Países	43	43	43	37
Anos	24	24	23	23
Observações	1032	1032	989	851
Teste de Hausmann (Valor-p)	0,1476	0,0019	0,0001	0,0007
Teste de Breusch-Godfrey/Wooldridge (Valor-p)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Teste de Breusch-Pagan (Valor-p)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Teste de Dickey-Fuller aumentado (Valor-p)	0,0100	0,0100	0,0100	0,0100
Modelo	Ef. Aleat. †	Ef. Fixos †	Ef. Fixos †	Ef. Fixos †

Fonte: Elaborado pelos autores empregando os dados de Banco Mundial (2017)

† Estimado com erros robustos de Driscoll e Kraay (1998)

*** Significante a 0,1%

** Significante a 1%

* Significante a 5%

. Significante a 10%

Nota1: Foram eliminados (1) os países sem os valores de todas as variáveis independentes preenchidos para todos os anos, (2) os países com população em 1992 inferior a 1 milhão de habitantes, (3) os países com taxa líquida migratória média entre 1990 e 2015 superior, em módulo, a 0,25%, e (4) os países com variação do PIB per capita superior, em módulo, a 15%, para qualquer ano.

Na Tabela 1.3 constam as estimativas dos efeitos do crescimento de PPA/N no crescimento da produtividade do trabalho. Como é possível verificar, os resultados encontrados não são significativos, exceto no modelo 1 – identificado na metodologia como endógeno. No modelo 2, por exemplo, a estimativa pontual de 0,4417, aliada ao erro padrão de 0,3092, indicaria um Intervalo de 95% de Confiança entre -0,1643 e 1,0477. Ou seja, não há evidências de que as variações de PPA/N tenham influência no crescimento de Y/L .

Esse resultado, não significativo, era esperado, pois em momentos de crescimento de PPA/N , ingressa um contingente maior de jovens na força de trabalho do que o número de

adultos maduros que a deixam. Assim, esses jovens podem ser mais produtivos que os adultos maduros por possuírem melhores níveis de escolaridade, porém podem ser menos produtivos por terem menos experiência.

Além disso, as variações de PPA/N possuem efeitos indiretos em importantes variáveis macroeconômicas, como a taxa de poupança e a taxa de juros (LEE; MASON, 2011). Assim, uma vez que essas variáveis influenciam Y/L , cresce a imprecisão para estimar Y/L através de PPA/N .

Tabela 1.3 - Coeficientes e erros padrões estimados tendo como variável dependente $\ln(Y/L)_{(t=1)} - \ln(Y/L)_{(t=0)}$, para países para o período de 1992 a 2015

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Intercepto	0,0179** (0,0056)			
$\ln(PPA/N)_{(t=1)} - \ln(PPA/N)_{(t=0)}$	0,5765* (0,2647)	0,4417 (0,3092)	0,1344 (0,212)	0,2035 (0,2936)
$\ln(N)_{(t=1)} - \ln(N)_{(t=0)}$		-1,3878*** (0,3808)	-0,8829* (0,3731)	-0,6883 (0,5161)
$\ln(Y/N)_{(t=0)} - \ln(Y/N)_{(t=1)}$			0,1911* (0,0757)	0,1259 (0,1007)
$\ln(FBC)_{(t=1)}$				0,0015 (0,0089)
$\ln(1+Inf)_{(t=1)}$				-0,0236*** (0,0064)
Países	43	43	43	37
Anos	24	24	23	23
Observações	1032	1032	989	851
Teste de Hausmann (Valor-p)	0,9016	0,0873	0,0000	0,0000
Teste de Breusch-Godfrey/Wooldridge (Valor-p)	0,0000	0,0000	0,0015	0,0045
Teste de Breusch-Pagan (Valor-p)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Teste de Dickey-Fuller aumentado (Valor-p)	0,0100	0,0100	0,0100	0,0100
Modelo	Ef. Aleat.†	Ef. Fixos†	Ef. Fixos†	Ef. Fixos†

Fonte: Elaborado pelos autores empregando os dados de Banco Mundial (2017)

† Estimado com erros robustos de Driscoll e Kraay (1998)

*** Significante a 0,1%

** Significante a 1%

* Significante a 5%

. Significante a 10%

Nota1: Foram eliminados (1) os países sem os valores de todas as variáveis independentes preenchidos para todos os anos, (2) os países com população em 1992 inferior a 1 milhão de habitantes, (3) os países com taxa líquida migratória média entre 1990 e 2015 superior, em módulo, a 0,25%, e (4) os países com variação do PIB per capita superior, em módulo, a 15%, para qualquer ano.

Consolidando os resultados acima encontrados, temos que variações em PPA/N agem inversamente no crescimento de L/PPA , mas não é possível afirmar seus efeitos em Y/L . Dessa forma, podemos supor que o impacto do bônus demográfico no PIB per capita é suavizado por uma diminuição da taxa de emprego ou por uma redução do tamanho da PEA entre a população potencialmente ativa. Ainda assim, PPA/N possui seu efeito direto em Y/N (conforme descrito na equação 1.6), ou seja, os efeitos do bônus demográfico continuam agindo diretamente no PIB per capita, porém de forma menos intensa do que a proporção um para um.

1.6. Conclusões

A transição demográfica é um fenômeno que vem atingindo todos os continentes, em graus mais ou menos avançados dependendo de seu processo evolucionar, que está atrelado com questões econômicas e sociológicas. Suas etapas vão de um começo com altas taxas de natalidade e mortalidade para, após etapas intermediárias, atingir finalmente baixos patamares em ambas as taxas. Durante esse processo surge, temporariamente, o benefício do bônus demográfico, período em que a População Potencialmente Ativa (PPA), com idade entre 15 e 64 anos, eleva sua participação na população a cada ano que passa. No entanto, após o fim da janela demográfica, a população dessa faixa etária sofre redução de participação, gerando efeitos inversos. Para o Brasil, o bônus começou durante a década de 1960, sendo o fechamento da janela previsto para o ano de 2022.

O PIB per capita (Y/N) pode ser decomposto entre três razões distintas: Y/L (produtividade por trabalhador), L/PPA (proporção de trabalhadores na PPA) e PPA/N (participação da PPA na população total). Portanto, é explícita a influência direta do crescimento de PPA/N em Y/N , sendo que mantidas as outras duas componentes constantes, um aumento em PPA/N causa um crescimento equivalente em Y/N .

Dessa forma, primeiramente foram comparadas as evoluções de cada uma dessas componentes ao longo das últimas décadas para países selecionados, sendo possível constatar que, no caso brasileiro, embora a produtividade do trabalho tenha decrescido nas décadas de 1980 e 1990, o bônus demográfico suavizou o decréscimo do PIB per capita na década de 1980, enquanto que na década de 1990 foi o principal fator que fez com que houvesse

crescimento do PIB per capita. Já na década de 2000, a produtividade do trabalho cresceu, e o bônus demográfico colaborou para um crescimento ainda maior do PIB per capita.

No entanto, as variações de PPA/N podem influenciar as outras componentes, o que pode vir a potencializar ou a suavizar os efeitos do crescimento de PPA/N no PIB per capita. Assim, tratando as variações de PPA/N como exógenas, o presente ensaio buscou verificar seus efeitos nas variações de Y/L e L/PPA , tendo em vista que, sob a hipótese de não independência, isso poderia intensificar ou suavizar os efeitos das variações de PPA/N no crescimento de Y/N , dependendo dos sinais encontrados.

Os resultados indicam que o crescimento de PPA/N impacta negativamente no crescimento de L/PPA , suavizando em um pouco mais de 50% os efeitos do bônus demográfico no PIB per capita. Já os impactos das variações de PPA/N no crescimento de Y/L não foram significativos, não permitindo afirmar a existência de uma relação entre essas variáveis. Portanto, conclui-se que, embora por identidade o crescimento de PPA/N atinja diretamente o crescimento do PIB per capita, seus impactos podem ser parcialmente suavizados por variações inversas de L/PPA .

Ainda assim, o fim do bônus demográfico é uma realidade que apresenta desafios. A janela de oportunidades demográfica está se encerrando e, dessa forma, é preciso criar alternativas que permitam aumentar a produtividade do trabalho, como ocorre em alguns países com o processo de envelhecimento mais avançado que o brasileiro, com destaque para o Japão. Para isso, no entanto, é preciso aumentar os investimentos em educação e infraestrutura, criando um ambiente propício para o crescimento.

2 O Envelhecimento Populacional e a Probabilidade de Poupar: Uma Análise do Ciclo de Vida Aplicada ao Brasil

Resumo: O presente estudo analisa o ciclo de vida da poupança privada dos indivíduos no Brasil, refletindo sobre a evolução da proporção de poupadores dado o processo de envelhecimento da população. Para isso, através das POFs 1995-1996, 2002-2003 e 2008-2009, compararam-se as probabilidades de poupar e de "despoupar" dos indivíduos conforme suas idades, empregando um modelo logit multinomial. Os resultados confirmam uma incidência maior de poupadores em idades intermediárias da fase adulta, frente a um percentual maior de "despoupadores" entre os idosos. Entretanto, dada a estrutura etária brasileira, a mudança demográfica ainda deve ser positiva nos próximos anos para o crescimento do número de poupadores.

2.1. Introdução

A poupança é uma variável macroeconômica fundamental, apesar das controvérsias teóricas sobre o seu real papel no crescimento econômico. O tema ganhou ainda mais destaque a partir do modelo de crescimento de Solow (1956), que afirma que, dada uma tecnologia constante, o crescimento econômico seria determinado pela taxa de poupança nacional e pela taxa de crescimento populacional de um país. Posteriormente, outros modelos continuaram incluindo a poupança entre as variáveis que influenciam o crescimento.

Dentro desse contexto, a transição demográfica possui especial relevância, pois a poupança das famílias, importante parcela da poupança nacional, seria impactada diretamente pelo envelhecimento da população. Essa relação ganhou atenção em meados do século XX, quando se destacaram duas teorias, bastante relacionadas, que associam a idade dos indivíduos e seus comportamentos de poupança e consumo: a hipótese do ciclo de vida (MODIGLIANI; ANDO, 1957; ANDO; MODIGLIANI, 1963) e a teoria da renda permanente (FRIEDMAN, 1957). Ambas assumem que os indivíduos procuram maximizar sua utilidade através de um perfil de consumo compatível com os ganhos ao longo da vida.

Baseado no fato de que as necessidades de consumo e a renda são diferentes dependendo da idade de um indivíduo, a hipótese do ciclo de vida prega que os jovens

tenderiam a ter uma necessidade de consumo maior que sua renda, principalmente devido aos gastos com educação e habitação, enquanto que em idades intermediárias da fase adulta a renda aumentaria, permitindo que os indivíduos poupassem devido à sobra financeira. Por fim, durante a aposentadoria, a renda decairia novamente, e os indivíduos então consumiriam o valor poupado durante a idade intermediária. Já na teoria da renda permanente, os indivíduos desejariam distribuir seu consumo de forma uniforme ao longo do tempo, sem ter de diminuí-lo com a redução da renda durante a aposentadoria. Para isso, eles consumiriam apenas a parcela da renda que persistiria por toda a vida. Ou seja, assim como no modelo do ciclo de vida, os adultos poupariam no momento em que a sua renda fosse máxima.

Empregando o ciclo de vida como pano de fundo, e tendo em vista o fato de que ocorre no Brasil, atualmente, uma acelerada transição demográfica, com uma redução acentuada das taxas de fecundidade e de mortalidade nas últimas décadas, o presente estudo pretende estimar as probabilidades de os indivíduos serem poupadores ou despoupadores⁴, em função da sua idade. Isso possibilita que sejam feitas reflexões sobre os efeitos da transição demográfica na poupança privada das pessoas. Para isso, faz-se uso das três últimas Pesquisas de Orçamento Familiares (POF), analisando a evolução ao longo do tempo.

2.2. Revisão da literatura

Dentre os estudos empíricos que buscaram relacionar poupança e envelhecimento, Leff (1969) está entre os pioneiros. O autor utilizou um conjunto de 74 países e, através de um modelo de regressão linear, estimou a taxa de poupança em relação à renda (S/Y) e a poupança per capita (S/N), tendo como regressores a razão de dependência de jovens⁵ e a razão de dependência de idosos⁶, além da taxa de crescimento econômico e da renda per capita. Em seus resultados, o autor encontrou que, tanto para todo o conjunto de países quanto para somente os países em desenvolvimento, maiores proporções de jovens e de idosos afetam a poupança negativamente, porém com elasticidades distintas: 1% a mais na proporção de jovens diminuiria a taxa de poupança em quatro vezes mais do que 1% a mais na proporção de idosos.

⁴ A palavra "despoupança" não existe na língua portuguesa, embora exista na língua inglesa como "*dissaving*", significando o ato de gastar mais do que a renda, ou seja, o oposto de poupança. No entanto, devido à necessidade recorrente no presente texto, a palavra "despoupar" será empregada sem a utilização de aspas.

⁵ Razão entre a população de jovens (0 a 14 anos) e a população potencialmente ativa (15 a 64 anos).

⁶ Razão entre a população de idosos (65 anos ou mais) e a população potencialmente ativa (15 a 64 anos).

Gupta (1975) busca verificar não apenas o efeito direto das razões de dependência na taxa de poupança, mas também seus efeitos indiretos através de modificações na renda. Para isso, o autor faz uso de um modelo de mínimos quadrados em dois estágios para 40 países em desenvolvimento. Seus resultados indicam que os efeitos totais das razões de dependência eram ainda maiores que os encontrados por Leff (1969).

Entretanto, ao passo que os trabalhos com dados agregados encontravam haver despoupança com a elevação da razão de dependência de idosos (LEFF, 1969; GUPTA, 1975; WACHTEL, 1984; BOSWORTH et al., 1991), trabalhos que utilizavam dados individuais apontavam pouca significância estatística (HELLER, 1989; MASSON; TRYON, 1990). Tentando encontrar explicações para essa diferença, Weil (1994), utilizando dados de uma pesquisa norte-americana, de 1984, intitulada “*Panel Study of Income Dynamics*”, analisou as relações intergeracionais entre os domicílios. A hipótese seria de que um idoso poderia, além de afetar a poupança do seu domicílio, afetar a poupança de outros domicílios. Os resultados sugeriram que, mantida a renda constante, a expectativa de receber uma herança aumentaria o consumo, ou seja, mesmo que os idosos não despoupassem, haveria uma redução da poupança dos jovens devido à expectativa de herança.

Lee, et al. (2000) procuram explicar o elevado aumento da taxa de poupança em Taiwan na segunda metade do século XX. Através de um modelo de simulação, os autores argumentam que a resposta para o fenômeno estaria no acelerado aumento da expectativa de vida, que impactaria na necessidade de financiar a aposentadoria por um período mais longo. Esses resultados são corroborados, para diversos países, por estudos posteriores que utilizaram dados em painel: Bloom et al. (2003b), que fazem a ressalva de que, embora estivesse aumentando a taxa de poupança em todas as idades, após décadas o crescimento da proporção de idosos poderia causar redução na poupança agregada; e Kinugasa e Mason (2007), os quais argumentam que os ganhos na poupança devido ao aumento da expectativa de vida das pessoas seriam muito maiores do que os ganhos devido à diminuição da proporção de jovens dependentes.

Assim, Mason e Lee (2006) definem esse período, em que a transição demográfica contribui para um incremento na poupança como o segundo bônus demográfico. Bloom et al. (2007), por sua vez, argumentam que o efeito do prolongamento da expectativa de vida na poupança existiria apenas em países cujo regime previdenciário é de capitalização, mas que seria nulo nos países que adotam o regime de repartição simples, como é o caso do Brasil.

Conforme apontaram os autores, isso ocorre porque no regime de repartição simples diminui a preocupação dos indivíduos em poupar para poder se manter durante a fase idosa.

No entanto, Neri et al. (1999) fizeram uso de uma pesquisa qualitativa realizada pela Associação Brasileira de Crédito e Poupança (Abecip) de 1996, visando investigar o processo de acumulação e desacumulação de riqueza financeira durante o ciclo da vida, com destaque para a demanda de ativos na fase idosa. O principal motivo para a poupança entre os idosos seria o precaucional, com quase metade dos poupadores visando se prevenir de eventuais emergências. Já entre os mais jovens, a acumulação de fundos para o futuro, compatível com a teoria do ciclo de vida, era a principal razão. Finalmente, não se identificou o hábito de poupar para garantir o futuro das próximas gerações, indicando que as heranças ocasionais deixadas para os descendentes brasileiros se davam, principalmente, por questões acidentais. Ainda no cenário brasileiro, Stampe (2013) estima que, com o envelhecimento populacional, o consumo decaiu em alguns setores mas cresce em outros, fazendo com que o consumo geral se mostre estável nas idades mais avançadas.

2.3. Metodologia

A definição econômica de poupança é dada pela diferença entre a renda e o consumo. Contudo, na aplicação desse conceito, usando dados da POF, é difícil identificar a poupança de cada indivíduo, tendo em vista que parte do consumo é domiciliar, o que inviabiliza o cálculo da poupança de cada membro da família. Dessa forma, para identificar, em um primeiro cenário, poupadores e despoupadores, se fez uso das aplicações e retiradas financeiras, como a caderneta de poupança, os fundos de renda fixa, o CDB, as ações e a previdência privada. Assume-se, assim, que os poupadores são aqueles que realizaram aplicações com somas maiores do que suas retiradas, enquanto que os despoupadores são aqueles que mais fizeram retiradas do que aplicações.

Como o objeto de análise nesse estudo é a poupança privada das pessoas, outra dificuldade encontrada diz respeito às aquisições de imóveis, tendo em vista que muitos indivíduos enxergam a obtenção da casa própria como uma forma de poupança para a aposentadoria. Portanto, em um segundo cenário, considerou-se como poupadores (na forma de imóveis) os indivíduos que investiram um valor maior em imóveis e terrenos do que a soma do valor de todas as vendas realizadas de imóveis, ao passo que tratou-se como despoupadores aqueles que, ao contrário, diminuíram seu patrimônio imobiliário.

Por fim, um terceiro e último cenário faz a junção dos dois primeiros, tanto no que tange as movimentações financeiras quanto no que tange as negociações no mercado imobiliário. Ou seja, são tratados como poupadores os indivíduos cujo somatório de aplicações financeiras e aquisições de imóveis e terrenos foi maior do que o somatório das retiradas e das vendas.

Dessa forma, no caso do primeiro cenário (somente movimentações financeiras) através da utilização dos microdados da Pesquisa de Orçamento Familiar (POF), verificou-se todas as aplicações e todos os resgates de cada indivíduo i nos últimos 12 meses, sendo o seu saldo financeiro no período dado pela seguinte equação:

$$\text{Saldo}_i = \text{Aplicações}_i - \text{Resgates}_i. \quad (2.1)$$

A variável dependente é dada, então, pela seguinte classificação para cada indivíduo:

$$\text{Se } \text{Saldo}_i > 0, \text{ poupou nos últimos 12 meses (categoria Poupador),} \quad (2.2)$$

$$\text{Se } \text{Saldo}_i < 0, \text{ despoupou nos últimos 12 meses (categoria Despoupador),} \quad (2.3)$$

$$\text{Se } \text{Saldo}_i = 0, \text{ não poupou nem despoupou nos últimos 12 meses (categoria NPND).} \quad (2.4)$$

É importante destacar que, dada a classificação acima, um indivíduo que tenha feito aplicações e resgates de valores equivalentes possui saldo igual a zero. Por exemplo, alguém que tenha aplicado R\$ 1.000 em ações e resgatado R\$ 1.000 da caderneta de poupança possui saldo igual a zero, não sendo poupador nem despoupador (NDNP). Por outro lado, alguém que tenha depositado R\$ 1.000 em CDB e retirado R\$ 800 da poupança é considerado poupador, pois seu saldo é positivo.

No segundo cenário (aquisição de imóveis e terrenos), o método é muito similar, também sendo possível identificar através da POF os valores despendidos e adquiridos no mercado imobiliário nos últimos 12 meses, tanto com financiamentos quanto com valores pagos a vista. Porém, nesse caso há uma dificuldade extra, pois a negociação do imóvel principal do domicílio é identificada na POF de maneira coletiva, não permitindo identificar qual (ou quais) membro da família está realizando a aquisição ou a venda. Dessa forma, adotou-se o pressuposto de que a aquisição ou venda do imóvel é realizada somente pelo chefe do domicílio e seu cônjuge (quando houver), dividindo o valor do bem proporcionalmente à renda total desses dois membros da família. Por fim, no terceiro cenário, em que se consideraram tanto as movimentações financeiras quanto as imobiliárias, o saldo é dado simplesmente pela soma dos saldos dos dois cenários anteriores.

Uma vez criadas as três categorias (Poupador, Despoupador e NPND), em cada cenário (financeiro, imobiliário e total) estimou-se um modelo logit multinomial, definindo NDNP como a categoria de referência. Assim, os coeficientes estimados do modelo logit, referentes à categoria “Poupador”, quando multiplicados pelos regressores X_i (denominaremos aqui como z_i), retornam o efeito do aumento de uma unidade de X_i sobre o log da razão de chances entre ser um poupador e possuir saldo zero nos últimos 12 meses. Já os coeficientes estimados referentes à categoria “Despoupador”, quando multiplicados por X_i (denominaremos aqui como w_i), retornam o efeito do aumento de uma unidade de X_i sobre o log da razão de chances entre ser um despoupador e possuir saldo zero nos últimos 12 meses.

Uma vez estimados z_i e w_i , é possível obter, em cada análise, as probabilidades de um indivíduo ser um poupador (PP_i) e de ser um despoupador nos últimos 12 meses (PD_i), dado X_i , através da seguinte transformação:

$$PP_i = \frac{e^{z_i}}{1+e^{z_i}} \quad (2.2)$$

$$PD_i = \frac{e^{w_i}}{1+e^{w_i}} \quad (2.3)$$

Dessa forma, podemos estimar, para cada idade j , a probabilidade de um indivíduo ser um poupador ou um despoupador. No presente trabalho se fez essa estimativa empregando como regressores a idade linear e a idade elevada ao quadrado, testando com e sem a presença de variáveis controles, que, quando empregadas, imputaram-se suas médias nacionais para os cálculos das probabilidades.

2.4. Resultados

Em uma análise descritiva inicial (Tabela 2.1) é possível verificar que ocorreu, entre 1995/1996 e 2002/2003, um aumento da proporção de poupadores, tanto no cenário financeiro (de 5,6% para 6,2%) quanto no cenário imobiliário (de 0,9% para 1,4%). Todavia, entre 2002/2003 e 2008/2009 o número de poupadores decaiu no cenário financeiro (6,2% para 5,7%) enquanto que continuou crescendo no imobiliário (1,4% para 1,7%). Assim, somando os cenários financeiro e imobiliário, o percentual de poupadores que em 1995/1996 era de 6,2%, decresceu de 7,3% para 7,0% nos dois últimos períodos.

Possivelmente, a explicação para essa redução no número de poupadores entre 2002/2003 e 2008/2009 deva-se ao contexto econômico, tendo em vista que a POF 2008-2009

foi realizada durante uma forte crise econômica mundial, quando houve uma reação do governo brasileiro de estímulo ao consumo, com redução de impostos e ampliação dos gastos públicos, concomitantemente à redução da renda das famílias (TCU, 2009). Embora a POF 2002-2003 também tenha sido coletada em um período de incertezas, quando ocorria a eleição para o primeiro mandato do ex-presidente Lula.

Ainda conforme a Tabela 2.1, em todos os cenários e períodos analisados, em média, aqueles que despouparam nos últimos 12 meses possuem idade maior que aqueles que pouparam. Estes, por sua vez, são mais velhos que aqueles que nem pouparam e nem despouparam.

A simples análise das médias amostrais indica que os mais jovens são menos propensos a fazer movimentações financeiras e imobiliárias, cujas razões serão melhor exploradas nas próximas subseções. Além disso, a idade mais elevada dos despoupadores em relação aos poupadores, em todos os períodos e cenários, corrobora o pensamento de que a transição demográfica pode impactar na diferença líquida entre poupadores e despoupadores.

Tabela 2.1 - Percentuais de Poupadores, Despoupadores e NPND, e suas respectivas idades médias, por cenário, 1995/1996, 2002/2003 e 2008/2009

CENÁRIO	POF	CATEGORIA	N (SEM POND)	N (COM POND)	PERCENTUAL	IDADE MÉDIA	DESVIO PADRÃO
Financeiro	2008/ 2009	Poupador	8.090	7.920.146	5,7%	40,11	15,86
		Despoupador	2.767	2.722.661	2,0%	44,77	17,24
		NPND	138.685	128.777.566	92,4%	33,81	17,99
	2002/ 2003	Poupador	6.325	9.507.874	6,2%	43,19	15,98
		Despoupador	1.976	3.423.428	2,2%	47,67	16,79
		NPND	133.753	139.731.234	91,5%	36,20	18,70
	1995/ 1996	Poupador	2.552	2.087.021	5,6%	40,58	15,72
		Despoupador	1.538	1.322.699	3,5%	43,24	16,26
		NPND	45.235	33.905.482	90,9%	33,48	17,81
Imóveis	2008/ 2009	Poupador	1.700	2.418.936	1,7%	38,62	12,91
		Despoupador	466	724.840	0,5%	45,09	13,91
		NPND	147.376	136.276.597	97,7%	34,25	18,05
	2002/ 2003	Poupador	2.344	2.171.023	1,4%	40,41	13,47
		Despoupador	843	509.232	0,3%	48,12	14,97
		NPND	138.867	149.982.281	98,2%	36,80	18,71
	1995/ 1996	Poupador	479	334.826	0,9%	41,01	13,51
		Despoupador	108	60.940	0,2%	42,03	14,19
		NPND	48.738	36.919.436	98,9%	34,15	17,83
Financeiro + Imóveis	2008/ 2009	Poupador	9.376	9.803.794	7,0%	39,65	15,27
		Despoupador	3.071	3.249.288	2,3%	44,95	16,75
		NPND	137.095	126.367.291	90,6%	33,70	18,05
	2002/ 2003	Poupador	8.163	11.109.313	7,3%	42,64	15,65
		Despoupador	2.666	3.677.349	2,4%	48,11	16,73
		NPND	131.225	137.875.874	90,3%	36,13	18,74
	1995/ 1996	Poupador	2.883	2.318.923	6,2%	40,40	15,42
		Despoupador	1.562	1.327.496	3,6%	43,22	16,26
		NPND	44.880	33.668.783	90,2%	33,45	17,84

Fonte dos dados Brutos: IBGE (microdados das Pesquisas de Orçamento Familiar 1995-1996, 2002-2003 e 2008-2009).

Nota: N (sem ponderador) representa o número de entrevistados na pesquisa em cada categoria (em inglês usa-se “*unweighted*”), ao passo que N (com ponderador) representa o número de pessoas na população brasileira que esses entrevistados representam (em inglês usa-se “*weighted*”). Todas as demais colunas estão com ponderador.

Nas próximas duas subseções são estimados os modelos logit multinominais a fim de melhor mensurar os efeitos da idade nas probabilidades poupar. Primeiramente, são apresentados, para os três cenários analisados, as estimativas para as probabilidades de poupar e de despoupar sem a utilização de variáveis controles, ou seja, é traçado um cenário real das idades mais e menos propensas a poupar no Brasil.

Na subseção seguinte, em contrapartida, são empregadas variáveis controles buscando responder como se comportariam as probabilidades de poupar e de despoupar, por idade, mantendo constante a renda, a escolaridade e o sexo, entre outros controles.

2.4.1. Resultados sem a presença de controles

A Tabela 2.2 apresenta, para os três cenários, as estimativas para os coeficientes do modelo logit multinomial, tendo como variáveis explicativas somente a idade e a idade ao quadrado e como categoria de referência a NPND. É possível perceber que, em todos os cenários e períodos, tanto a razão de chances de ser “Poupador”, quanto a razão de chances de ser “despoupador”, em relação a ser NPND, possuem uma associação com a idade em formato de parábola com a abertura para baixo, tendo em vista os sinais dos coeficientes (positivos para as idades e negativos para as idades ao quadrado), indicando a existência de um ponto máximo em ambos os casos. Destaca-se, também, a relativa semelhança entre os coeficientes nos três períodos analisados.

Tabela 2.2 - Coeficientes estimados para o modelo logit multinomial, tendo como categoria de referência não poupar nem despoupar nos últimos 12 meses, Brasil, 1995/1996, 2002/2003 e 2008/2009

Cenário	Coeficiente	Poupar/NPND			Despoupar/NPND		
		2008/2009	2002/2003	1995/1996	2008/2009	2002/2003	1995/1996
Financeiro	Intercepto	-4,2262	-4,0047	-4,2350	-5,8320	-5,4391	-5,0989
	idade	0,0735	0,0637	0,0726	0,0817	0,0638	0,0816
	idade ²	-0,0007	-0,0006	-0,0007	-0,0006	-0,0004	-0,0007
Imóveis	Intercepto	-6,7638	-6,6382	-7,6705	-9,2280	-9,3091	-9,1418
	idade	0,1405	0,1473	0,1494	0,1454	0,1817	0,1318
	idade ²	-0,0016	-0,0017	-0,0016	-0,0012	-0,0017	-0,0013
Financeiro + Imóveis	Intercepto	-4,1622	-4,0257	-4,2756	-5,9200	-5,6530	-5,0925
	idade	0,0815	0,0795	0,0815	0,0880	0,0832	0,0820
	idade ²	-0,0008	-0,0008	-0,0008	-0,0006	-0,0006	-0,0007
Observações		128.193	119.323	41.222	128.193	119.323	41.222

Fonte dos dados Brutos: IBGE (microdados das Pesquisas de Orçamento Familiar 1995/1996, 2002/2003 e 2008/2009)

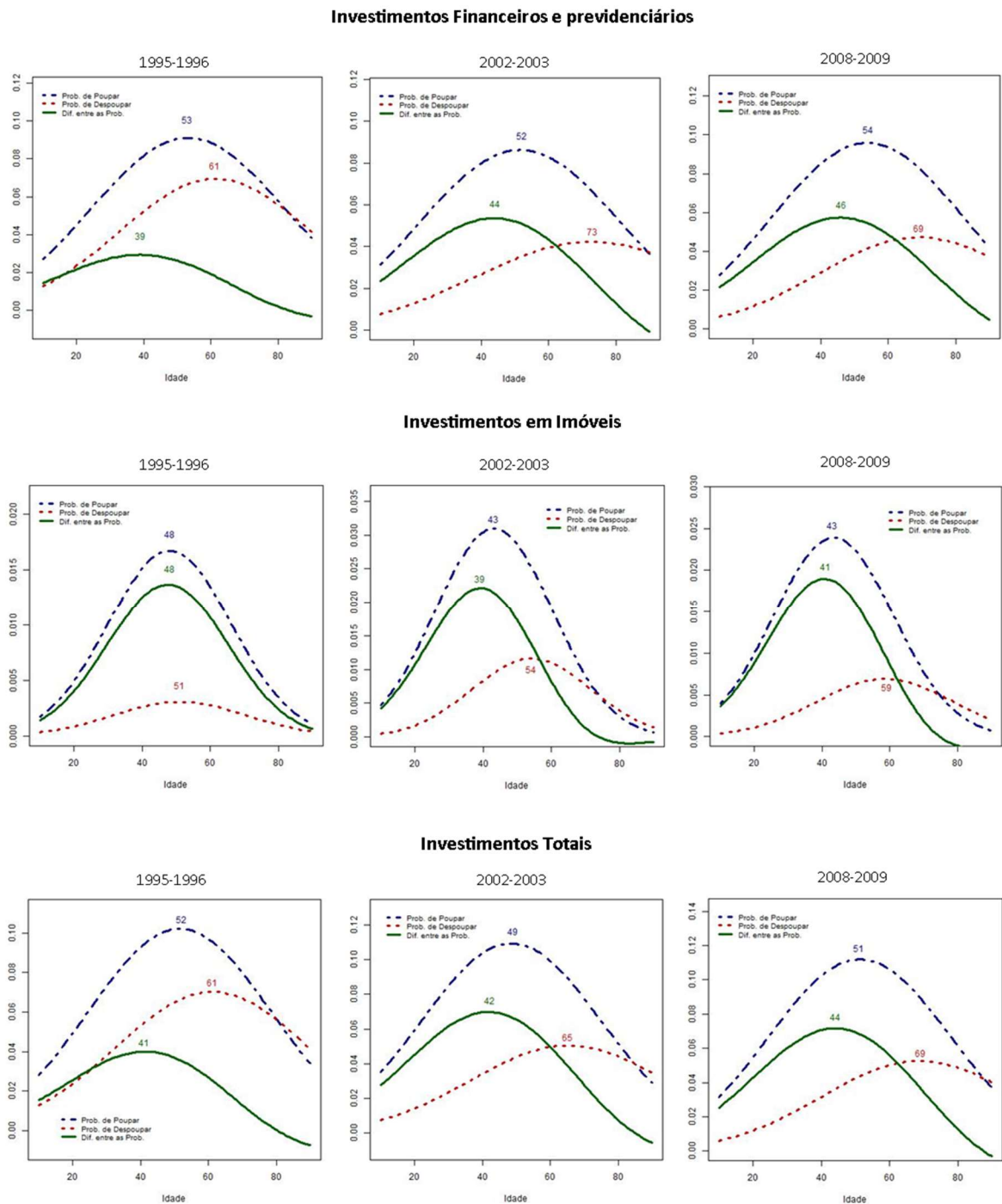
Através de uma transformação nos coeficientes, conforme descrito na seção 1.3, podemos retornar as probabilidades estimadas de um indivíduo ser um poupador ou um despoupador dada a sua idade, como mostra a Figura 2.1. Assim, quanto à probabilidade de poupar, nos anos analisados, há certa estabilidade no comportamento, tanto no cenário financeiro (com um pico aos 54 anos em 2008/2009) quanto no imobiliário (com a idade de maior probabilidade em 43 anos no último período).

Em contrapartida, as probabilidades de despoupar, que possuem seu ápice sempre em idades mais avançadas que as probabilidades de poupar, vêm ocorrendo ainda mais

tardamente ao longo dos anos (a exceção foi no cenário financeiro entre os períodos 2002/2003 e 2008/2009). Assim, no último período, o ponto de máximo ocorreu aos 69 anos no cenário financeiro, aos 59 no cenário imobiliário e aos 69 anos na soma dos dois cenários.

A consequência disso é que a diferença líquida entre as duas probabilidades, na soma dos dois cenários, também avançou ao longo dos períodos, passando de 41 para 42 e, posteriormente, para 44 anos de idade. Essa estimativa merece especial atenção nas análises, pois ela representa a incidência líquida de novos poupadores. Por exemplo, se em cada 100 indivíduos com idade i , oito são poupadores e cinco despoupadores, então o saldo líquido é de três poupadores a mais.

Figura 2.1 - Probabilidade de Poupar, Probabilidade de Despoupar e Diferença Líquida, para um período de 12 meses, Brasil, 1995/1996, 2002/2003 e 2008/2009



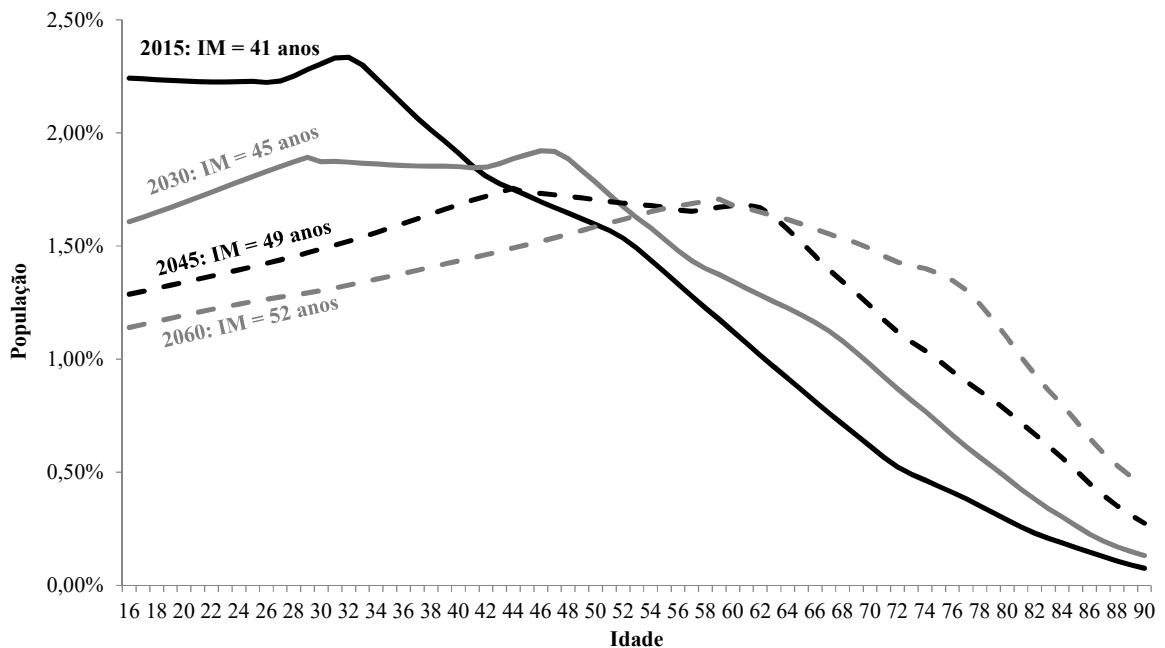
Fonte: Elaborado pelo autor com base nos microdados das POFs 1995-1996, 2002-2003 e 2008-2009.

Conforme o IBGE (2013), a idade média da população entre 16 e 90 anos era de 41 anos em 2015, e está aumentando, devendo atingir os 45 anos em 2030, como mostra a Figura 2.2. Assim, uma vez que a probabilidade máxima de poupar, em ambos os cenários (financeiro + imobiliário) era de 44 anos em 2008/2009, com tendência de aumento ao longo

das POFs, há indícios de que, ao menos até 2030, a estrutura demográfica deverá ter uma contribuição positiva no que diz respeito ao percentual de poupadores, resultados que vão ao encontro dos obtidos por Bloom et al. (2010).

Na verdade, as projeções para 2045, com idade média nos 49 anos, ainda poderiam representar uma contribuição positiva para a poupança privada, pois possivelmente a idade máxima de poupança estará mais elevada, como mostra a tendência. Somente em 2060, quando a idade média atingir 52 anos e com um elevado percentual de idosos é que, caso não haja uma mudança, a estrutura demográfica deverá contribuir negativamente para o número de poupadores.

Figura 2.2 - Projeções por Idade da População Brasileira de 16 a 90 anos, e Suas Respectivas Idades Médias, 2015 a 2060



Fonte: IBGE - Projeções Populacionais (Revisão 2013).

2.4.2. Resultados com a presença de controles

A subseção anterior mostrou que, nos três períodos analisados, há uma relação quadrática entre a idade e a diferença líquida das probabilidades de poupar e despoupar, similar à teoria do ciclo de vida: as pessoas tendem a poupar menos durante a juventude, atingem o auge na fase adulta, e então tendem a poupar menos novamente quando ultrapassam essa idade. No entanto, será que se todos os indivíduos, independentemente da

idade, tivessem as mesmas características de renda, escolaridade, sexo, etc., essa relação se modificaria?

A fim de responder essa questão, a presente subseção estimou novamente a mesma variável dependente, porém com a presença dos seguintes controles: logaritmo do rendimento anual do indivíduo, logaritmo do rendimento domiciliar per capita, quantidade de moradores no domicílio do indivíduo, anos de estudo, sexo e duas *dummies*, identificando se funcionário público e se funcionário de empresa privada. A Tabela 2.3 apresenta os coeficientes estimados no modelo logit multinomial.

Tabela 2.3 - Coeficientes estimados para o modelo logit multinomial, tendo como categoria de referência não poupar nem despoupar nos últimos 12 meses, Brasil, 1995/1996, 2002/2003 e 2008/2009

Cenário	Coeficiente	Poupar/NPND			Despoupar/NPND		
		2008/2009	2002/2003	1995/1996	2008/2009	2002/2003	1995/1996
Financeiro	Intercepto	-9,4187	-7,7426	-8,1508	-10,6728	-9,8538	-7,5368
	Qtde de Moradores	-0,0758	-0,0482	-0,0716	-0,0517	-0,0040	-0,1448
	Ln do Rend. Anual	0,3894	0,3830	0,4346	0,2612	0,2660	0,3726
	Ln do Rend. Pc Anual	0,4876	0,3571	0,2371	0,5399	0,5177	0,1088
	Anos de Estudo	0,0380	0,0445	0,0374	0,0346	0,0349	0,0491
	Sexo Masculino	0,0060	0,1046	0,0025	0,2631	0,1537	-0,0295
	idade	0,0055	-0,0167	-0,0061	0,0360	0,0112	0,0284
	idade^2	-0,0001	0,0002	0,0001	-0,0002	0,0001	-0,0002
	Func. Emp. Privada	0,1798	0,1230	0,1726	-0,0440	0,2048	0,0558
	Func. Público	0,1007	-0,1224	0,2556	-0,1514	-0,5638	-0,2560
Imóveis	Intercepto	-11,6872	-9,3117	-11,2898	-17,4993	-15,6088	-9,4721
	Qtde de Moradores	0,0059	-0,0471	-0,0727	0,1700	0,1483	-0,1088
	Ln do Rend. Anual	0,3272	0,2748	0,4804	0,1101	0,1152	0,3194
	Ln do Rend. Pc Anual	0,6044	0,4247	0,2399	1,3917	0,9919	-0,0673
	Anos de Estudo	-0,0314	-0,0422	-0,0040	-0,1702	-0,0902	0,0980
	Sexo Masculino	-0,0585	0,1408	-0,1493	0,8474	0,9050	-0,2281
	idade	0,0791	0,0791	0,0667	0,0955	0,1403	0,0718
	idade^2	-0,0012	-0,0011	-0,0008	-0,0011	-0,0014	-0,0008
	Func. Emp. Privada	-0,0630	-0,0306	0,1106	-0,5905	-0,1324	-0,8267
	Func. Público	-0,2987	0,0875	0,2450	0,1721	-0,0372	-0,4226
Financeiro + Imóveis	Intercepto	-9,4564	-7,6487	-8,2322	-11,1110	-10,5672	-7,4641
	Qtde de Moradores	-0,0613	-0,0496	-0,0684	-0,0294	0,0310	-0,1395
	Ln do Rend. Anual	0,3883	0,3693	0,4339	0,2291	0,2490	0,3726
	Ln do Rend. Pc Anual	0,5152	0,3877	0,2569	0,6591	0,6336	0,0968
	Anos de Estudo	0,0298	0,0233	0,0312	0,0077	0,0073	0,0558
	Sexo Masculino	-0,0232	0,1118	-0,0271	0,3470	0,3228	-0,0323
	idade	0,0158	0,0026	0,0026	0,0446	0,0323	0,0289
	idade^2	-0,0002	-0,0001	0,0000	-0,0003	-0,0002	-0,0002
	Func. Emp. Privada	0,1319	0,0843	0,1757	-0,0977	0,0864	-0,0051
	Func. Público	0,0137	-0,0533	0,2653	-0,0969	-0,4463	-0,3521
Observações		128.193	119.323	41.222	128.193	119.323	41.222

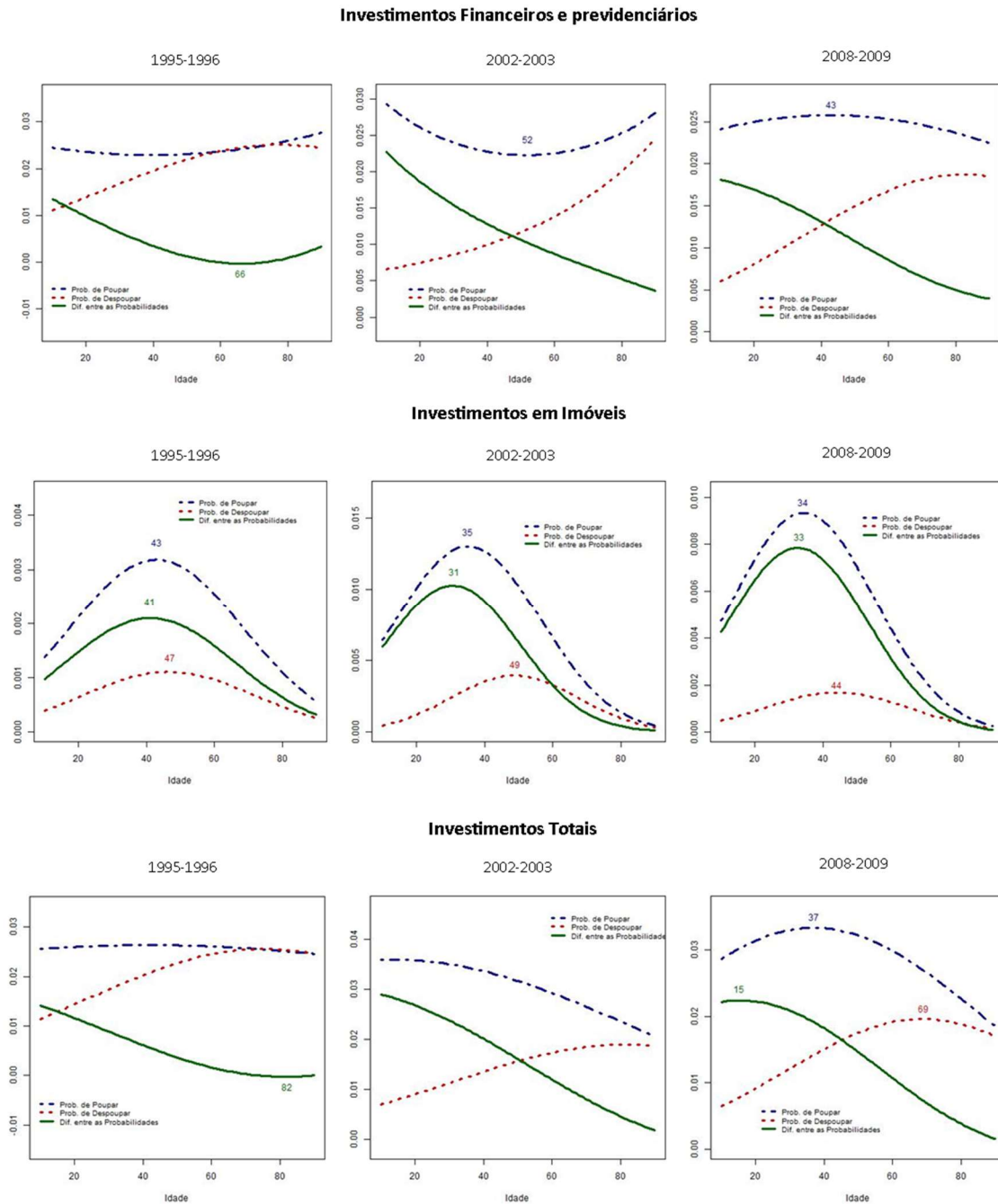
Fonte dos dados Brutos: IBGE (microdados das Pesquisas de Orçamento Familiar 1995/1996, 2002/2003 e 2008/2009)

Fazendo a mesma transformação realizada na subseção anterior, e imputando as médias nacionais para as variáveis controles, podemos obter a probabilidade de um indivíduo ser um poupador ou um despoupador, dada a sua idade. Na Figura 2.3 é possível notar, no cenário financeiro, uma forte mudança de comportamento, em que a diferença líquida entre as probabilidades é mais elevada nas idades mais jovens. Em outras palavras, as estimativas apontam que se os jovens tivessem os rendimentos e as demais características da população mais madura, então seriam o grupo com a maior diferença de poupadores em relação aos despoupadores.

No cenário imobiliário, entretanto, a análise se modifica, voltando a haver os pontos de máximo para poupadores, despoupadores e nas diferenças líquidas. Isso significa que, mesmo com todos os controles existentes, haveria uma idade intermediária com maior propensão para adquirir ou vender imóveis, que seria aos 34 e 44 anos, respectivamente, ao passo que a diferença líquida teria seu ponto máximo aos 33 anos.

Os resultados dessa seção expõem que os mais jovens possuiriam elevada probabilidade de poupar se tivessem suas demais características semelhantes aos indivíduos nascidos em gerações anteriores. A justificativa para isso, provavelmente, está em suas longas expectativas de sobrevida e o desejo de manter um padrão de vida adequado durante todo o período.

Figura 2.3 - Probabilidade de Poupar, Probabilidade de Despoupar e Diferença líquida, para um Período de 12 meses, Dado um Indivíduo com um Perfil Médio, Brasil, 1995/1996, 2002/2003 e 2008/2009



Fonte: Elaborado pelo autor com base nos microdados das POFs 1995-1996, 2002-2003 e 2008-2009.

2.5. Conclusões

Os resultados encontrados para a poupança no cenário financeiro e para a soma dos cenários financeiro e imobiliário, para os três períodos analisados, vão ao encontro da teoria do ciclo de vida. Sem o emprego de variáveis controles, a probabilidade de poupar é pequena entre os jovens, cresce entre os adultos maduros e decai novamente na fase idosa. A principal razão da baixa poupança entre os jovens residiria no fato de que suas necessidades seriam maiores do que seus rendimentos, enquanto que, no caso dos idosos, a velhice seria o momento de despoupar o acúmulo realizado ao longo da fase adulta a fim de manter o padrão de consumo ao longo da vida.

Quando inseridas variáveis controles, entre elas a renda, essa hipótese se fortalece, pois os jovens se tornariam os maiores poupadores caso tivessem as mesmas características dos indivíduos das demais idades. Ou seja, eles poupam menos não por uma questão de opção, mas sim devido às suas elevadas necessidades concomitantes às suas restrições orçamentárias. Já os idosos, ao contrário, possuem a menor probabilidade de poupar mesmo com a inserção das variáveis controles, novamente corroborando a teoria do ciclo de vida.

Sem o emprego de controles, os três períodos apresentaram resultados muito similares no cenário financeiro. O ponto de máxima probabilidade de poupar variou de 53 para 52 anos entre as duas primeiras POFs e posteriormente atingiu 54 anos na última pesquisa. Já a diferença líquida aumentou um pouco mais, de 39 para 44 e, finalmente, para 46 anos, enquanto que suas respectivas probabilidades permaneceram em torno de 10% nas três pesquisas. Esses resultados se aproximam das conclusões de Bloom et al. (2007), que afirmam que os efeitos do prolongamento da expectativa de vida na poupança em países cujo regime de previdência é de repartição simples existem, porém em graus menores.

Embora os idosos possuam menor probabilidade de poupar, os sinais são de que, ao menos nas próximas décadas, o envelhecimento populacional deva contribuir para o aumento do número de poupadores, pois a maior concentração populacional na estrutura etária brasileira ainda está se aproximando dos pontos de máxima probabilidade a poupar. No entanto, assim como expôs Bloom et al. (2010), posteriormente o elevado número de idosos deverá pesar negativamente no saldo líquido de poupadores.

3 Os Efeitos da Reforma das Emendas Constitucionais 41 e 47 nas Probabilidades de Poupar

Resumo: O processo de envelhecimento populacional tem causado um desequilíbrio financeiro nos sistemas previdenciários de países baseados no regime de repartição simples, como é o caso do Brasil. Para enfrentar esse desafio, o governo brasileiro tem realizado diversas reformas desde a Constituição de 1988. Confrontando com a hipótese do ciclo de vida, o objetivo do presente estudo é responder se a reforma implementada pelas Emendas Constitucionais 20 (de 2003) e 41 (de 2005), ocorrida entre as POFs 2002-2003 e 2008-2009, colaborou para o aumento do percentual de poupadores entre os funcionários públicos civis, grupo que obteve redução em suas expectativas de benefícios. Para isso, fez-se uso da metodologia diferenças-em-diferenças, empregando os trabalhadores ligados ao Regime Geral da Previdência Social e os militares como grupos controles. Os resultados indicam que a reforma impactou em um incremento de 2,88 pontos percentuais na probabilidade de poupar do grupo tratado. Os resultados vão ao encontro da literatura recente e são um forte indício de que as reformas previdenciárias colaboram para um incremento na poupança privada.

3.1. Introdução

O envelhecimento populacional torna os planos públicos de aposentadoria e pensão excessivamente onerosos, motivando ideias reformistas em diversos países (Mackenzie et al., 1997). Devido à transição demográfica, as modificações no sistema previdenciário – seja através de reformas ou apenas de mudanças parciais na legislação – ganharam interesse mundial, principalmente após a privatização da previdência chilena (Samwick, 2000).

Enquanto que muitos gestores públicos optaram por realizar reformas que mantivessem o formato de seus sistemas previdenciários, apenas modificando a idade da aposentadoria ou reduzindo os valores dos benefícios, outros realizaram amplas modificações, implementando planos de capitalização, com contribuições definidas, no lugar dos planos de repartição simples, com benefícios definidos. De qualquer forma, passou-se a discutir, além do efeito fiscal dessas mudanças, seus impactos macroeconômicos, principalmente sobre a taxa de poupança.

A teoria econômica geralmente retrata as decisões de poupar das famílias como escolhas fundamentalmente intertemporais, baseando-se nas hipóteses do ciclo de vida (MODIGLIANI; ANDO, 1957; ANDO; MODIGLIANI, 1963) e da renda permanente (FRIEDMAN, 1957), cujas decorrências são de que os indivíduos exercem um perfil de consumo compatível com seus ganhos ao longo da vida. Dessa forma, a redução da expectativa de renda futura poderia diminuir o consumo no presente, aumentando a poupança.

A lógica seria a de que, nos sistemas de benefício definido, os indivíduos teriam menor probabilidade de poupar durante a vida laboral, tendo em vista a expectativa de receberem a aposentadoria pública ao tornarem-se idosos, principalmente nos países em que esse benefício é dado de forma integral. Em contrapartida, em sistemas em que os indivíduos não pudessem contar com a previdência pública, ou que esse valor fosse limitado a um teto, então haveria a necessidade de poupar previamente, a fim de manter o padrão de consumo na aposentadoria, conforme a teoria do ciclo de vida.

No entanto, não há um consenso na literatura sobre a relação entre a riqueza previdenciária⁷ e a riqueza de ativos financeiros. Isso se deve, conforme Gale (1998), a algumas ambiguidades existentes. Entre elas, o autor cita que a riqueza previdenciária e a riqueza acumulada em ativos financeiros não são bens totalmente substitutos, pois (i) a riqueza previdenciária não possui liquidez, fazendo com que os indivíduos cujos consumos estão próximos às suas restrições orçamentárias não possam usufruí-la; (ii) os indivíduos poupam também por outras razões que não apenas para a aposentadoria, sendo que nesses casos a riqueza previdenciária não pode ser utilizada; (iii) os indivíduos não necessariamente fazem a associação mental de que tratam-se de bens substitutos. Attanasio e Brugiavini (2003) acrescentam, ainda, as diferentes taxas de rendimento entre a riqueza previdenciária e a riqueza de ativos financeiros.

Dada a ambiguidade teórica acima citada, aumenta a importância de estudos empíricos que busquem relacionar os impactos causados pelas mudanças nas regras previdenciárias na poupança das famílias. Assim, no contexto brasileiro, a reforma previdenciária ocorrida entre os anos de 2003 e 2005 torna-se um importante caso de estudo.

O funcionamento do sistema previdenciário brasileiro é distinto para três grupos de trabalhadores: servidores públicos civis, militares (da União, dos estados, do DF e dos territórios) e demais assalariados (empregados de empresas privadas, profissionais liberais, autônomos, microempresários e outros). Enquanto que esses últimos são, por lei, ligados ao

⁷ O termo riqueza previdenciária (*Pension wealth* em inglês) é comumente empregado na literatura para se referir às expectativas de benefícios futuros de previdência descontados para valor presente.

Regime Geral de Previdência Social (RGPS), administrado pelo Instituto Nacional do Seguro Social (INSS), os servidores civis e os militares possuem sua aposentadoria diretamente ligada aos Regimes Próprios de Previdência Social (RPPS) dos respectivos órgãos públicos⁸. Contudo, as maiores diferenças estão nas características das contribuições e dos benefícios.

Enquanto que no RGPS, historicamente, contribui-se com um percentual da renda ou do teto, sendo os benefícios limitados a esse teto, no serviço público as contribuições e os benefícios foram bem diferentes ao longo do tempo. A Constituição Federal (CF) de 1988 enquadrava o período de inatividade como uma extensão do período produtivo, pagando o salário integral que o servidor possuía no último mês antes da aposentadoria, não exigindo contribuições mesmo durante a fase ativa.

Desde então, diversas modificações foram feitas no sistema previdenciário brasileiro, com destaque para as Emendas Constitucionais (EC) nº 20 de 1998, nº 41 de 2003 e nº 47 de 2005. As duas últimas, em especial, atingiram especificamente os servidores públicos civis, que tiveram suas expectativas de benefícios na aposentadoria reduzidas, sem haver, no entanto, modificações substanciais nos regimes dos militares e daqueles cobertos pelo RGPS.

Com base nesse contexto, o presente estudo tem como objetivo verificar se as alterações realizadas pela reforma das EC 41 e 47, que alterou as expectativas de benefícios na aposentadoria dos servidores públicos civis, surtiram efeitos positivos sobre as probabilidades de poupar desses trabalhadores, tendo como grupos controles os militares e os trabalhadores ligados ao RGPS. Para isso, se fez uso de um modelo diferenças-em-diferenças através dos microdados das Pesquisas de Orçamento Familiar (POFs) 2002-2003 e 2008-2009.

Destaca-se, ainda, que ao longo da história recente brasileira aconteceram várias reformas da previdência que significaram, de alguma forma, avanços. Contudo, se mantidas as regras atuais, as projeções para o sistema previdenciário brasileiro são preocupantes, pois mantendo os crescimentos médios históricos da produtividade do trabalho e do valor real dos benefícios, o cenário de custos torna-se insustentável (MESQUITA; BALBINOTO NETO, 2013). Dessa forma, novas reformas deverão ocorrer presumivelmente, tornando imprescindível discutir tanto seus efeitos fiscais quanto seus impactos macroeconômicos.

Além dessa introdução, a seção 3.2 apresenta a revisão da literatura, a seção 3.3 faz uma revisão sobre o sistema previdenciário brasileiro e suas modificações, a seção 3.4 explica a metodologia adotada, a seção 3.5 expõe os resultados obtidos e, por fim, as conclusões são destacadas na seção 3.6.

⁸ Com a exceção dos municípios que optaram por vincular seus servidores ao RGPS.

3.2. Revisão de literatura

Feldstein (1974) foi um dos primeiros estudos a relacionar as coberturas previdenciárias com a poupança privada. O autor, baseado na hipótese do ciclo de vida, expõe que em sistemas de seguridade social administrados pelo estado, os indivíduos esperam receber benefícios futuros elevados e, portanto, tenderão a diminuir sua poupança no presente.

Para o caso americano, Feldstein (1974) estimou, através de um modelo de séries temporais, uma função de consumo utilizando, além da renda corrente e da riqueza financeira, uma estimativa agregada da riqueza previdenciária das famílias. Os três coeficientes se mostraram significativos, levando o autor a concluir que o sistema de previdência social diminuiria a poupança privada entre 30% e 50%. Resultados similares foram encontrados por Munnell (1974), que estimou que a Previdência Social geraria um impacto negativo significativo na poupança privada.

A reforma previdenciária chilena em 1981, que passou de um regime de repartição simples para um regime de capitalização, foi fruto de diversos estudos. Rondanelli (1996) afirma que a reforma teria sido responsável por um aumento da poupança da ordem de 6,6% do PIB chileno. Já os resultados de Schmidt-Hebbel (1999) sugerem que a reforma chilena melhorou o desempenho do mercado de trabalho e aumentou a poupança, o investimento e a produtividade, contribuindo para um quarto do aumento do crescimento do país. Conforme Holzmann (1997), a transição de uma previdência do formato de repartição simples para o formato de capitalização possui um forte impacto fiscal logo após a sua implementação, tendo em vista que o governo perde as receitas das contribuições mas mantém o pagamento dos já aposentados no sistema anterior. No entanto, havendo superávits fiscais nos anos anteriores, como foi o caso da reforma previdenciária chilena, esse impacto pode ser reduzido.

Os resultados acima vão ao encontro de um relatório do Banco Mundial (1994), que propôs reformas profundas nos sistemas previdenciários, tanto nas economias em desenvolvimento quanto nas desenvolvidas. O relatório propôs um modelo baseado totalmente na capitalização, sendo obrigatório e, preferencialmente, privado. O relatório sugeria que essas reformas propostas não só seriam benéficas para os aposentados e pensionistas, mas ao mesmo tempo aumentariam a poupança, promoveriam a formação de capital e o desenvolvimento econômico.

Samwick (2000), no entanto, analisou o efeito da seguridade social na poupança agregada utilizando dados em painel para países por 25 anos, cujos resultados indicam que seriam fracas as evidências de que a implementação de reformas com contribuição definida

modificariam as taxas de poupança dos respectivos países. Contudo, aqueles com o sistema de repartição simples tenderiam a possuir menores taxas de poupança, sendo que esse efeito cresceria quanto maior a taxa de cobertura dos respectivos sistemas previdenciários. Bosworth e Burtless (2004) encontram evidências de que, no modelo de capitalização, a poupança previdenciária apenas substitui a poupança privada, não havendo maiores ganhos na poupança nacional.

No que tange ao uso de microdados para responder a esse tema, alguns trabalhos já foram realizados, como é o caso de Munnell (1976), King e Dicks-Mireaux (1981), Hubbard (1986), Brugiavini (1987) e Jappelli (1995). No entanto, são em estudos mais recentes que a metodologia Diferenças-em-Diferenças passou a ser empregada, cujos resultados tem sido de que a redução da riqueza previdenciária impacta positivamente a poupança. Nesse caso, destacam-se os trabalhos de Attanasio e Brugiavini (2003), Bottazzi et al. (2006), Sandoval-Hernandez (2012), Lachowska e Myck (2015) e Yang (2016).

Attanasio e Brugiavini (2003) fizeram uso de pesquisas públicas coletadas antes e depois da reforma previdenciária italiana, ocorrida em 1992 mas projetada para ser completamente implementada somente em 2032. Nesse estudo, os autores exploram as regras de transição que atenuam as mudanças impostas para os indivíduos prestes a se aposentar, adotando estes como grupo controle. Seus resultados são de que, de maneira geral, a redução da expectativa de benefícios impacta positivamente a poupança dos trabalhadores italianos. Os efeitos mostram-se ainda mais fortes para os mais jovens, que são os mais afetados pela reforma.

Bottazzi et al. (2006) aplicam também para o caso italiano, porém investigando não apenas a reforma de 1992 mas também as reformas de 1995 e 1997. Diferentemente de Attanasio e Brugiavini (2003), que estimam a riqueza previdenciária dos indivíduos, os autores fazem uso de perguntas que permitem trabalhar com a percepção da riqueza previdenciária, através das informações subjetivas dos indivíduos. Seus grupos controles são os trabalhadores mais velhos da iniciativa privada, não afetados pelas reformas. Seus resultados são de que a compensação entre a riqueza previdenciária e a riqueza privada é em torno de 30%, sendo muito maior, no entanto, para os trabalhadores que possuem conhecimentos sobre os seus benefícios previdenciários.

Sandoval-Hernandez (2012), por sua vez, estuda os efeitos da reforma ocorrida no México em 1997, que assim como no caso chileno, passou de um modelo de repartição simples para um modelo de capitalização, empregando, como grupo controle, os trabalhadores do serviço público, não inclusos na reforma. Suas estimativas são de que houve um elevado aumento nas taxas de poupança dos trabalhadores afetados pela reforma.

Lachowska e Myck (2015) analisam a reforma previdenciária polonesa de 1999, que atingiu de forma diferente as coortes de idade. Os autores encontram que a cobertura da previdência pública reduz a poupança privada. Esses efeitos seriam mais fortes entre as pessoas de alta escolaridade, que entenderiam a riqueza pública e a riqueza privada como bens substitutos. Yang (2016) explora a reforma previdenciária que aconteceu em Taiwan em 2005, empregando as famílias do setor público como grupo controle. Seus resultados mostram que houve uma redução significativa na taxa de poupança privada das famílias.

3.3. O sistema previdenciário brasileiro e suas modificações entre a CF de 1988 e a coleta da POF 2008-2009

Na carta magna de 1988 foi mantido o modelo de repartição simples que vinha sendo aplicado no sistema previdenciário brasileiro nas décadas anteriores. Contudo, um conjunto de regras gerais mais generosas aos trabalhadores foram implementadas (GIAMBIAGI; ALÉM, 2008).

Com a vigência da CF de 1988, quatro regras podiam ser aplicadas para a obtenção da aposentadoria no RGPS, havendo, ainda, uma quinta para o RPPS. São elas: (a) Voluntária por idade (65 anos para homens e 60 anos para mulheres, com redução de 5 anos para trabalhadores rurais); (b) Voluntária por tempo de serviço (35 anos de serviço para homens e 30 anos para mulheres, com redução de 5 anos para os professores); (c) Voluntária proporcional por tempo de serviço (30 anos para homens e 25 anos para mulheres); (d) Por invalidez permanente; e (e) Compulsória por idade aos setenta anos (somente para o RPPS).

Contudo, muitas diferenças existiam entre o RPPS e o RGPS. Entre elas, os funcionários públicos, além de não contribuírem para a previdência (esses começaram a contribuir apenas a partir da EC 3 de 1993), ingressavam na inatividade com proventos integrais. Já os trabalhadores ligados ao RGPS, além de fazerem contribuições mensais, tinham suas aposentadorias baseadas na média dos últimos 36 salários de contribuição, sendo limitado ao teto do RGPS.

A primeira reforma previdenciária ocorrida no Brasil após a CF de 1988 foi implementada pela EC 20, de 1998, que estabeleceu formalmente o caráter contributivo da previdência social, buscando a necessidade de um equilíbrio atuarial e financeiro. Embora a intenção fosse de unificar os regimes de previdência de todos os trabalhadores (incluindo os militares), a reforma acabou por fazer modificações muito mais suaves que as originalmente previstas (GIAMBIAGI; ALÉM, 2008).

Assim, para o RPPS dos servidores civis a EC 20 impôs idade mínima para a aposentadoria integral por tempo de contribuição (60 anos de idade se homem e 55 se mulher), estipulou tempo mínimo de serviço e ocupação no cargo e impossibilitou a acumulação de benefícios, não permitindo que o servidor que passasse à inatividade aumentasse sua renda. Essas regras não impactaram os servidores que já teriam direito a se aposentar antes de sua implementação, enquanto que para os servidores ativos que não tinham o direito, foi criada uma regra de transição⁹.

No caso do RGPS, a EC 20 desconstitucionalizou a regra de cálculo para a aposentadoria, permitindo que as mudanças, a partir de então, pudessem ocorrer por lei ordinária. Assim, no ano seguinte, através da Lei nº 9.876, foi criado o fator previdenciário, que reduziu o valor da aposentadoria dependendo do tempo de contribuição e da expectativa de sobrevivência do contribuinte. Dessa forma, aqueles em idade de se aposentar ou optavam por ter um benefício menor ou por contribuir por mais tempo até ter o direito ao benefício integral (limitado ao teto do RGPS). Além disso, seu valor base deixou de ser as últimas 36 remunerações e passou a ser a média dos 80% maiores salários apurados entre julho de 1994 e o momento da aposentadoria, reduzindo os benefícios dos contribuintes que tiveram trajetória de renda ascendente durante sua vida laboral. Para sua implementação política, no entanto, foi necessário criar uma regra de transição gradual para as aposentadorias que se dariam nos próximos 60 meses, além de ter sido negociado um prêmio de 5 anos no tempo de contribuição para as mulheres e de 10 e 5 anos, respectivamente, às professoras e professores, exceto de ensino universitário.

Entretanto, não foram afetados por nenhuma alteração da Emenda 20 os servidores públicos militares (membros das Forças Armadas, das polícias militares e dos corpos de bombeiros militares). Somente em 2001, através da Medida Provisória nº 2.215-10, que altera a Lei 3.765, o RPPS dos militares das forças armadas sofreu alterações, quando se passou a contribuir com 7,5% do salário referente ao financiamento das pensões (frente à contribuição anterior de 1%). Além disso, a MP eliminou os direitos vigentes até então de pensão às filhas solteiras de militares independente da idade, limitando-se aos filhos de até 21 anos de idade (24 anos no caso de estudantes). Quanto aos militares dos estados (policiais e bombeiros), esses ficaram sujeitos às leis estaduais, que sofreram modificações nos anos seguintes espelhando-se na MP 2.215-10.

⁹ Adicionou-se a contribuição em 20% do tempo faltante para atingir o tempo de contribuição necessário e estipulou-se idade mínima de 53 anos de idade para homens e 48 anos de idade para mulheres

A EC 41, de dezembro de 2003, diferentemente da EC 20, atingiu essencialmente os servidores públicos civis, incidindo nos seguintes pontos: (i) eliminou-se a integralidade das aposentadorias, que passaram a ser calculadas com base no histórico das contribuições, deixando de ser integral em relação ao último salário; (ii) extinguiu-se a integralidade das pensões, que passaram a ser de 70% para os valores que excedessem o teto do RGPS; (iii) eliminou-se a paridade de ajustes entre ativos e inativos (passando a corrigir as aposentadorias pela inflação); (iv) Passou-se a incidir contribuições também para inativos, de 11% para os valores que excedessem o teto do RGPS (inclusive para aqueles que já estavam aposentados antes da EC 41); (v) estipulou-se tetos para os limites máximos de remuneração em todas as esferas (anteriormente ocorria apenas para a União); (vi) a fim de incentivar a prorrogação da solicitação da aposentadoria, possibilitou-se aos servidores a opção pelo abono permanência, até o advento da aposentadoria compulsória (70 anos).

Por sua vez, A EC 41 aplicou aos militares apenas a sujeição ao teto (e aos subtetos) remuneratório do setor público. Também no caso do RGPS, os impactos da EC 41 foram mínimos, destacando-se apenas a elevação do teto de benefícios e de contribuições para R\$ 2.400,00, de forma a restabelecer o valor equivalente a dez salários mínimos da época da aprovação da Emenda 20. Portanto, as principais medidas só atingiram os servidores públicos, sendo bem mais severas que as aplicadas na EC 20 (AMARO; MENEGUIN, 2010).

Entretanto, a EC 47, de 2005, também conhecida como “PEC paralela”, obteve esse apelido pois foi fruto de um acordo entre o Governo e o Congresso, objetivando suavizar alguns dos rigores acarretados pela EC 41 à aposentadoria do servidor público civil. Assim, para aqueles em atividade até a publicação da EC 41, retomou a paridade entre servidores ativos e inativos que havia sido suprimida. Já para aqueles que haviam ingressado no serviço público antes da EC 20/98, a EC 47 permitiu que pudessem se aposentar antes da idade mínima (de 65 anos para homens e 60 anos para mulheres) aqueles que cumulativamente atingissem: (i) 35 e 30 anos de contribuição, respectivamente, se homem e mulher; (ii) mais de 25 anos no serviço público; (iii) mais de 15 anos de carreira; e (iv) mais de 5 anos no cargo. Nesse caso, se poderia descontar um ano para cada ano de serviço trabalhado além do tempo de contribuição de 35 e 30 anos, para homens e mulheres respectivamente. Em outras palavras, essa regra estipulou que, para os entrantes antes de 1998, o somatório entre o tempo de contribuição e a idade fosse de 85 anos para as mulheres e 95 anos para os homens, desde que cumpridos os requisitos acima listados.

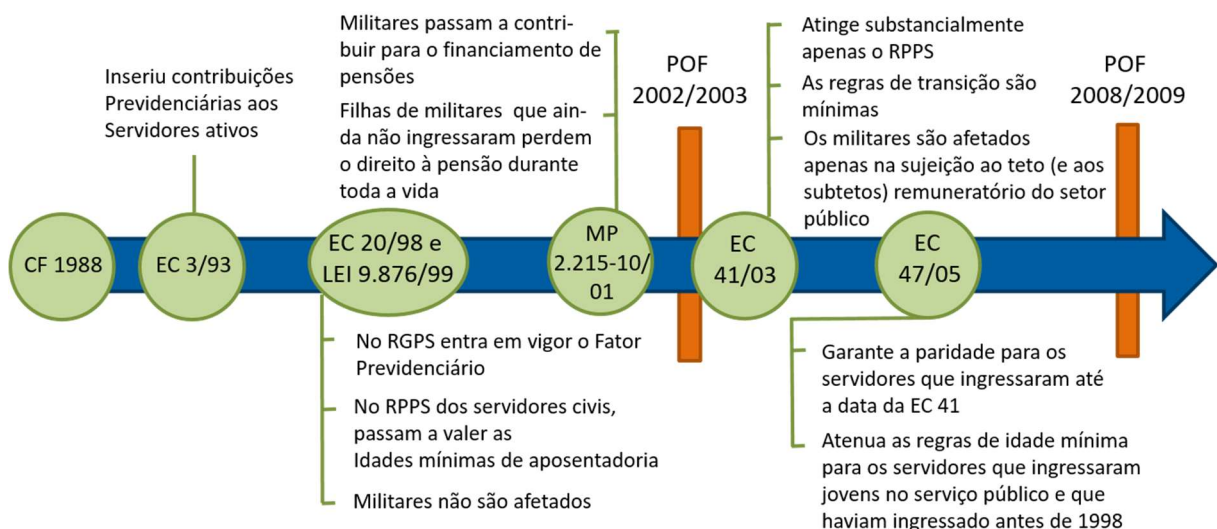
No entanto, ainda que a EC 47 tenha suavizado alguns pontos da EC41, é importante destacar que o conjunto das duas emendas reduziu a expectativa de direito de todos os

servidores ativos, em maior ou menor grau, sendo que os mais atingidos foram aqueles que entraram após 1998, seguidos por aqueles que ingressaram jovens no funcionalismo.

3.4. Metodologia

A Figura 3.1 apresenta a ordem cronológica das principais mudanças causadas na legislação previdenciária brasileira desde a CF de 1988, além de demarcar os momentos em que as Pesquisas de Orçamentos Familiares (POFs) de 2002-2003 e de 2008-2009 foram aplicadas aos entrevistados.

Figura 3.1 - Ordem Cronológica das Principais Alterações na Legislação Previdenciária Brasileira Desde a CF de 1988 e Períodos de Coletas das POFs 2002-2003 e 2008-2009



Fonte: Elaborado pelos autores.

Como é possível verificar, as Emendas 41 e 47 ocorreram entre as POFs 2002-2003 e 2008-2009¹⁰, sendo que seus efeitos, somados, acarretaram reduções nas expectativas de benefícios futuros, essencialmente, dos servidores públicos civis. Contudo, essas Emendas tiveram impactos ínfimos nos militares e nos trabalhadores ligados ao RGPS, afetando minimamente um pequeno grupo desses trabalhadores.

Assim, se fez uso de um modelo de diferenças-em-diferenças, comparando os grupos tratado e controle antes e depois da reforma. O objetivo foi verificar se as modificações nas regras previdenciárias dos servidores públicos civis (grupo tratado) influenciaram em suas

¹⁰ É importante salientar que a POF 2002-2003 foi realizada no período compreendido entre julho de 2002 a junho de 2003, ao passo que a EC 41 foi promulgada em dezembro de 2003, ou seja, após a pesquisa do IBGE.

probabilidades de poupar, confrontando, em cenários separados, com cinco categorias de grupos não tratados: os militares, os empregadores ou conta própria, os empregados de empresas privadas, outros grupos não tratados¹¹ e, por fim, todos os grupos não tratados somados.

A metodologia adotada se mostra propícia, pois conforme Cameron e Trivedi (2005), os modelos diferenças-em-diferenças são adequados para medir os efeitos de um tratamento, como uma política pública, quando se possui informações para o grupo tratado e para o grupo não tratado para dois períodos, antes e depois do tratamento.

Assim, analisando o efeito tratamento da reforma abrangida pelas Emendas Constitucionais 41 e 47, seja, para cada período t , $SPC_{it} = 1$ se o indivíduo i é servidor público civil e $SPC_{it} = 0$ se está entre os demais trabalhadores, e seja $P_t = 0$ a identificação para o período 2002/2003 e $P_t = 1$ a identificação para o período 2008/2009, então o modelo de diferenças-em-diferenças pode ser obtido por:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 SPC_{it} + \delta_0 P_t + \delta_1 SPC_{it} P_t + \beta_2 SE_{it} + \beta_3 ED_{it} + \beta_1 DEM_{it} + \mu_{it} . \quad (3.1)$$

Em que y_i é uma variável binária¹², que assume valor 1 para os indivíduos que pouparam nos últimos 12 meses e 0 para os indivíduos que não pouparam e SE_i , ED_i e DEM_i representam variáveis controles de características socioeconômicas, educacionais e demográficas, respectivamente, sendo a equação acima estimada por um modelo logit. Assim, δ_1 é o coeficiente de interesse, tendo em vista que, conforme apresentam as equações 3.2, 3.3 e 3.4, uma transformação em sua estimativa retorna o efeito tratamento gerado pelas mudanças realizadas pela reforma.

$$\widehat{Prob}_{it} = \frac{e^{\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 SPC_{it} + \hat{\delta}_0 P_t + \hat{\delta}_1 SPC_{it} P_t + \hat{\beta}_2 SE_{it} + \hat{\beta}_3 ED_{it} + \hat{\beta}_1 DEM_{it}}}{1 + e^{\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 SPC_{it} + \hat{\delta}_0 P_t + \hat{\delta}_1 SPC_{it} P_t + \hat{\beta}_2 SE_{it} + \hat{\beta}_3 ED_{it} + \hat{\beta}_1 DEM_{it}}}, \quad (3.2)$$

$$\widehat{EM}_k = \frac{\partial y}{\partial x_k} = \hat{\beta}_k \cdot \widehat{Prob} \cdot (1 - \widehat{Prob}), \quad (3.3)$$

$$\widehat{ET} = \hat{\delta}_1 \cdot \widehat{Prob} \cdot (1 - \widehat{Prob}). \quad (3.4)$$

¹¹ Inclui Empregados Domésticos, Empregados Temporários na Área Rural, Aprendizes ou Estagiários, Não-Remunerados em Ajuda a Membro do Domicílio e Trabalhadores na Produção para o Próprio Consumo.

¹² Puhani (2012) demonstra que os coeficientes dos modelos diferenças-em-diferenças são válidos em especificações de modelos não lineares como PROBIT, LOGIT e TOBIT.

Em que \widehat{Prob}_{it} é a probabilidade estimada de um indivíduo i ser poupador no período t , \widehat{Prob} é a probabilidade estimada para um indivíduo que possui todas as variáveis independentes em suas respectivas médias, \widehat{EM}_k é o efeito marginal estimado que uma variação na variável x_k exerce na probabilidade de poupar dadas todas as demais variáveis independentes em seus valores médios, enquanto que \widehat{ET} é o efeito tratamento estimado, dado pelo efeito marginal da interação entre a *dummy* que identifica o grupo tratado (SPC_{it}) e a *dummy* que identifica o período (P_t).

No entanto, as interpretações acima mencionadas estão corretas somente se mantida a hipótese de identificação do modelo de diferenças-em-diferenças, que postula que a alteração média no grupo controle representa a alteração contrafactual no grupo de tratamento se não houvesse tratamento. Ou seja, o modelo supõe que a única justificativa para o aumento da diferença entre as probabilidades de poupar entre os tratados e os não tratados se deve às mudanças nas regras previdenciárias, caso contrário o modelo estimado será viesado.

Quanto à variável dependente, que identifica se o indivíduo é ou não poupador, é importante destacar que a definição econômica de poupança é dada pela diferença entre a renda e o consumo. Contudo, para a aplicação desse conceito através da POF, torna-se difícil identificar a poupança de cada indivíduo, tendo em vista que parte do consumo é domiciliar, o que inviabiliza o cálculo da poupança de cada membro da família. A fim de contornar esse problema, alguns estudos trabalham com a unidade de medida em nível de domicílio, utilizando os atributos do chefe da família para caracterizar o domicílio (ATTANASIO; BRUGIAVINI (2003), BOTTAZZI ET AL. (2006), SANDOVAL-HERNANDEZ (2012), LACHOWSKA; MYCK (2015), YANG (2016)).

No presente estudo, contudo, se fez uso de perguntas disponíveis na POF que, em nível de indivíduo, identificam as aplicações e as retiradas financeiras, como da caderneta de poupança, dos fundos de renda fixa, do CDB, das ações e da previdência privada. Assume-se, assim, que os poupadores são aqueles que realizaram aplicações com somas maiores do que suas retiradas. Com esse procedimento, possui-se a vantagem de trabalhar com as características exatas de cada pessoa, sem precisar assumir que os atributos do chefe da família são válidos para os demais membros.

Assim, através da utilização dos microdados das POFs 2002-2003 e 2008-2009, verificaram-se todas as aplicações e todos os resgates de cada indivíduo i nos últimos 12 meses, sendo o seu saldo financeiro no período dado pela seguinte equação:

$$\text{Saldo}_i = \text{Aplicações}_i - \text{Resgates}_i. \quad (3.5)$$

A variável binária dependente é dada, então, pela seguinte classificação para cada indivíduo:

$$\text{Se } \text{Saldo}_i > 0, \text{ poupou nos últimos 12 meses (categoria Pougador),} \quad (3.6)$$

$$\text{Se } \text{Saldo}_i \leq 0, \text{ não poupou nos últimos 12 meses (categoria não Pougador).} \quad (3.7)$$

Assim, uma vez criadas as categorias “Pougador” e “Não pougador”, estimou-se os efeitos da reforma previdenciária sobre a probabilidade de um indivíduo ser pougador, considerando os diferentes cenários de grupos controle¹³. Os erros padrões foram corrigidos por erros robustos de White e clusterizados em nível de UF.

Alguns cuidados, no entanto, foram adotados na execução do presente estudo. Por exemplo, os efeitos acarretados pela reforma das EC 41 e 47 são ambíguos para os servidores que haviam ingressado, conjuntamente, antes de 1998 e jovens (com menos de 25 anos). Isso porque esses trabalhadores foram “punidos” por algumas das medidas adotadas, mas foram “beneficiados” por uma regra de transição que atenuou os efeitos da EC 20, de 1998, no que diz respeito à idade mínima para a aposentadoria. Assim, na falta de uma informação que identifique a data de ingresso no serviço público, e uma vez que a POF 2008-2009 foi coletada dez anos após a EC 20, optou-se por trabalhar somente com trabalhadores com até 40 anos de idade no momento da pesquisa (fazendo o mesmo corte para a POF 2002-2003). Entre esses servidores, a grande maioria ou ingressou após 1998 ou ingressou com mais de 25 anos, não usufruindo dos benefícios da EC 47.

Eliminaram-se, também, os trabalhadores que possuem rendas de transferências, o que incluem pensões e outros tipos de bolsas, pois esses rendimentos poderiam distorcer as definições de grupo tratado e grupo controle, como no caso em que um trabalhador ligado ao RGPS possui uma pensão ligada ao RPPS, por exemplo. Além disso, foram excluídos dentre os grupos não tratados, aqueles que possuem funcionários públicos dentro do mesmo domicílio, evitando, assim, a captação dos efeitos indiretos do tratamento. Por fim, excluiu-se as pessoas sem rendimentos, a fim de manter na amostra somente aquelas com renda do trabalho.

¹³ A POF não entrevista os mesmos indivíduos nos períodos distintos, restringindo a aplicação de metodologias específicas de painel, como, por exemplo, *Propensity Score Matching*.

3.5. Resultados

A Tabela 3.1 contém o número de poupadores e de não poupadores em cada uma das POFs analisadas. Quando considerada toda a amostra utilizada, o percentual de poupadores cresceu superficialmente entre a pesquisa de 2002/2008 e a pesquisa de 2008/2009, passando de 9,0% para 9,2%.

Destaca-se o fato de que os percentuais mais elevados de poupadores são encontrados entre os servidores públicos civis (grupo tratado), assim como entre os militares, embora esses últimos tenham um baixo contingente amostral, com apenas 58 poupadores em 2002/2003 e 41 poupadores em 2008/2009.

Enquanto que o percentual de poupadores entre os servidores públicos civis cresceu de 12,3% para 15,3% entre os períodos, todos os grupos não tratados somados apresentaram uma redução de 8,7% para 8,3%, representando um indício de caminhos opostos entre os grupos tratados e não tratados. O único grupo controle em que cresceu o percentual de poupadores foi o formado por empregadores ou conta própria, aumentando de 8,2% para 9,3%.

Exceto pelos militares e os outros grupos não tratados, a amostra é elevada para todos os demais grupos utilizados mesmo após os filtros explicitados na metodologia. Entre os tratados, por exemplo, a POF 2002-2003 contou com 3.544 entrevistados, sendo 434 desses poupadores. Já em 2008/2009 entrevistou-se 4.116 servidores públicos civis, com 631 poupadores.

Tabela 3.1 - Número de poupadores, de não poupadores e percentual de poupadores, por ano da POF e por grupo de tratamento

POF	CATEGORIA	TODA A AMOSTRA	GRUPO TRATADO	GRUPOS CONTROLES				
				Todos não tratados	Militares	Empregadores e Conta Própria	Empregados de Emp. Privadas	Outros não tratados†
2002/2003	Poupadores	3.177	434	2.743	58	866	1.931	188
	Não poupadores	31.978	3.110	28.868	331	9.644	17.571	3.837
	% Poupadores	9,0%	12,3%	8,7%	14,8%	8,2%	9,9%	4,7%
2008/2009	Poupadores	3.211	631	2.580	41	808	1.991	76
	Não poupadores	31.874	3.485	28.389	269	7.914	19.142	3.106
	% Poupadores	9,2%	15,3%	8,3%	13,3%	9,3%	9,4%	2,4%

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos microdados das POFs 2002/2003 e 2008/2009

† Inclui Empregados Domésticos, Empregados Temporários na Área Rural, Aprendizes ou Estagiários, Não-Remunerados em Ajuda a Membro do Domicílio e Trabalhadores na Produção para o Próprio Consumo.

Posteriormente, estimou-se o modelo diferenças-em-diferenças apresentado na equação 3.1 desse trabalho, cujos efeitos marginais¹⁴, tanto da interação entre a *dummy* de ano e a *dummy* de grupo tratado (efeito tratamento), quanto das variáveis controles, são expostos na Tabela 3.2. No cenário em que se confrontou o grupo tratado com todos os grupos não tratados juntos, o efeito tratamento estimado em 0,0288 se mostrou significativo a 1%. Portanto, assumindo a hipótese de identificação, a estimativa é de que a reforma previdenciária ocorrida entre as POFs 2002-2003 e 2008-2009 acrescentou, em média, 2,88 pontos percentuais na probabilidade de os servidores públicos civis serem poupadores. Ou seja, dado que o percentual de poupadores em 2002/2003 era de 12,3% no grupo tratado, a reforma gerou um crescimento de 23,4% no percentual de poupadores entre os servidores civis.

Em todos os cenários de grupos controles adotados, exceto no que se utilizou apenas os militares, os efeitos tratamentos encontrados foram significativos a 1%. No caso em que se confrontou os servidores civis com o grupo não tratado, formado por empregados de empresas privadas, o efeito encontrado de 0,0215 foi similar ao efeito encontrado no cenário em que se confrontou com os empregadores ou conta própria, de 0,0284. O efeito tratamento mais elevado encontrado foi quando se aplicou somente os demais trabalhadores no grupo controle, de 0,0875.

Por fim, no cenário em que se empregou apenas os militares no grupo controle, a estimativa pontual encontrada do efeito tratamento se mostrou elevada (0,0450). Esse último caso, contraditoriamente, foi o único em que os resultados não se apresentaram significativos, o que se deve ao seu grande erro padrão, originado pelo fato de ser pequeno o tamanho da amostra formada somente por militares, conforme mostrou-se na Tabela 3.1.

Dentre os controles aplicados, os efeitos marginais obtidos se mostraram de acordo com o esperado. As duas rendas analisadas, tanto a domiciliar per capita quanto a individual, apresentaram sinais positivos e significativos para todos os cenários de grupos não tratados, assim como a escolaridade, indicando que quanto maior a renda e a escolaridade, maior é a associação com a probabilidade de poupar.

Contrastando com a Tabela 3.1, que havia indicado que os servidores públicos civis possuem um percentual de poupadores maior que os grupos não tratados, percebe-se na Tabela 3.2 que, *ceteris paribus* para os níveis de renda e escolaridade, entre outras variáveis

¹⁴ Nos resultados expostos nesse trabalho já foram realizadas as transformações necessárias nos coeficientes, trabalhando-se, assim, com os efeitos marginais estimados de cada regressor para a probabilidade de poupar. Para as estimativas, considera-se que as demais variáveis independentes estão em seus valores médios.

controles, os servidores são menos propensos a poupar quando comparados a todos os grupos não tratados somados, sendo esse resultado significativo a 10%. Ou seja, provavelmente a maior incidência de poupadores entre o grupo tratado se deva ao seu nível de renda e escolaridade mais elevado.

Enquanto o sexo do indivíduo e a situação do domicílio não apresentaram associações significativas com a probabilidade de poupar, ser da raça negra mostrou uma associação inversa, mesmo para níveis de renda e escolaridade controlados.

Tabela 3.2 - Efeitos Marginais estimados para a probabilidade de poupar e respectivos erros padrões, por grupo controle

VARIÁVEL	GRUPO CONTROLE				
	Todos não tratados	Militares	Empregadores e Conta Própria	Empregados de Emp. Privadas	Outros não tratados ^{††}
Efeito Tratamento[†]	0,0288*** (0,00942)	0,0444 (0,0530)	0,0284*** (0,0110)	0,0215*** (0,00733)	0,0875*** (0,0275)
Pós Lei	-0,0388*** (0,00695)	-0,0616 (0,0500)	-0,0422*** (0,00902)	-0,0343*** (0,0101)	-0,0886*** (0,0169)
Grupo Tratado	-0,0134* (0,00699)	-0,00676 (0,0215)	-0,0131 (0,00806)	-0,0147 (0,0101)	-0,0174* (0,00942)
Log da Renda Dom. per Capita (R\$)	0,0243*** (0,00453)	0,0274*** (0,00793)	0,0234*** (0,00656)	0,0276*** (0,00339)	0,0233*** (0,0047)
Log da Renda Individual (R\$)	0,0291*** (0,00456)	0,0506*** (0,0107)	0,0416*** (0,00825)	0,0282*** (0,00529)	0,0182*** (0,00339)
Escolaridade (em anos)	0,00508*** (0,00078)	0,00490** (0,00223)	0,00442*** (0,00111)	0,00640*** (0,00092)	0,00517*** (0,00102)
Idade (em anos)	-0,00021 (0,00037)	-0,00132 (0,00081)	-0,00107** (0,00054)	-0,00017 (0,00048)	0,00106 (0,00093)
Sexo (Homem=1)	0,00312 (0,00438)	-0,00407 (0,0104)	0,00032 (0,00647)	-0,00336 (0,00646)	0,0116* (0,00656)
Raça (Negro=1)	-0,00917** (0,00447)	-0,0177* (0,0102)	-0,00854 (0,00533)	-0,00447 (0,00705)	-0,0152*** (0,00548)
Situação do Domicílio (Rural=1)	0,0150* (0,00794)	0,0367 (0,0257)	0,0159** (0,0070)	0,0309** (0,0157)	0,0019 (0,0159)

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos microdados das POFs 2002-2003 e 2008-2009

Nota1: Resultados da estimação da equação (3.1)

Nota2: Os erros padrões foram corrigidos por erros robustos de white

Nota3: Os efeitos marginais de cada regressor são estimados considerando-se a média das demais variáveis independentes.

*p<0,10, **p<0,05, ***p<0,01

[†] É a interação entre o grupo tratado com o ano pós-lei. Retorna o impacto pós reforma sobre os servidores públicos civis, em relação ao grupo de controle, sobre a propensão a poupar.

^{††} Inclui Empregados Domésticos, Empregados Temporários na Área Rural, Aprendizes ou Estagiários, Não-Remunerados em Ajuda a Membro do Domicílio e Trabalhadores na Produção para o Próprio Consumo.

Esses resultados são um indicativo de que a reforma previdenciária implementada pelas Emendas Constitucionais 41/03 e 47/05 gerou um incremento no percentual de poupadores entre os servidores públicos civis no Brasil, indo ao encontro da hipótese do ciclo de vida. Estima-se que a reforma gerou um aumento de aproximadamente três pontos percentuais sobre as probabilidades de poupar dos servidores públicos, devido às alterações nas expectativas de benefícios futuros.

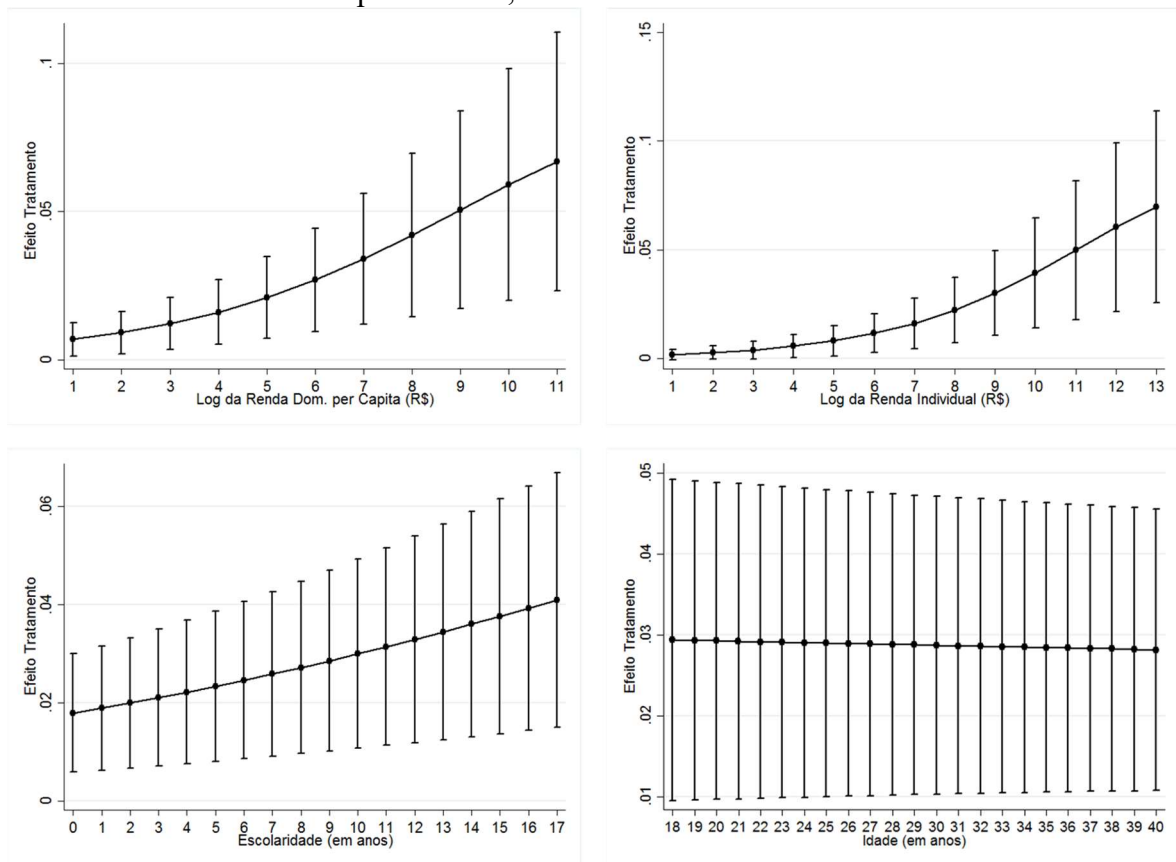
Portanto, os indícios são de que, no caso brasileiro, as modificações nas legislações previdenciárias tendem a gerar efeitos positivos no número de poupadores, causando, posteriormente, efeitos macroeconômicos indiretos. Esses resultados são compatíveis com os achados em outros estudos que aplicaram a metodologia diferenças-em-diferenças em países como Itália, México, Polônia e Taiwan (ver Attanasio e Brugiavini (2003), Bottazzi et al. (2006), Sandoval-Hernandez (2012), Lachowska e Myck (2015) e Yang (2016)).

É importante salientar, no entanto, que os efeitos tratamentos marginais estimados nos resultados da Tabela 3.2 consideram que as demais variáveis independentes encontram-se em suas respectivas médias. Contudo, pode haver uma variação no efeito tratamento dependendo dos níveis das variáveis independentes.

Dessa forma, estimou-se novamente o efeito tratamento, porém para diferentes valores de renda, escolaridade e idade, mantendo as demais variáveis independentes em suas respectivas médias. Como mostra a Figura 3.2, enquanto o efeito tratamento proveniente da reforma praticamente não afetou os servidores de baixa renda, seu impacto torna-se maior quanto maior são as rendas individuais e domiciliar per capita. Esses resultados eram esperados porque: (i) pessoas de alta renda, em média, são mais informadas sobre as mudanças previdenciárias; (ii) pessoas de alta renda possuem uma margem maior para reduzir sua cesta de consumo; e (iii) um dos itens importantes da reforma – o recolhimento de 11% de contribuição sobre os valores que ultrapassassem o teto do RGPS – atingiu somente aqueles de renda mais elevada.

Analogamente, quanto maior a escolaridade, maior o efeito tratamento. Esses resultados são compatíveis com os achados de Lachowska e Myck (2015). Por fim, não se encontrou distinção no efeito tratamento dada a variação da idade. Contudo, destaca-se que, como explicado na metodologia, optou-se por manter na amostra somente as pessoas entre 18 e 40 anos a fim de eliminar casos ambíguos sobre o efeitos da reforma. Ou seja, não é possível afirmar se outras reformas, que por acaso viessem a atingir todas as idades, não teriam efeitos tratamentos diferentes entre jovens e adultos maduros.

Figura 3.2 - Efeitos Tratamentos Estimados e seus Respective Intervalos com 95% de Confiança, para Diferentes Valores de Renda Individual Anual, de Renda Domiciliar Per Capita Mensal, de Anos de Estudo e de Idade



Fonte: Elaborado pelos autores com base nos microdados das POFs 2002-2003 e 2008-2009.

Nota: Os efeitos tratamentos foram estimados variando os valores dos respectivos regressores e mantendo as demais covariáveis na média.

Conforme abordado na metodologia desse trabalho, o modelo de diferenças-em-diferenças possui a premissa de que a única causa para o crescimento da diferença entre as probabilidades de poupar entre os grupos tratado e controle seja devido ao efeito tratamento. Assim, refletindo sobre outras causas, além do efeito da reforma, que poderiam contribuir para o aumento da diferença entre as probabilidades de poupar do grupo tratado e do grupo controle, podemos ressaltar a conjuntura macroeconômica. Isso porque em momentos de crise e desemprego, os funcionários públicos têm seus empregos estáveis. Já os demais trabalhadores não possuem essa mesma garantia, podendo, portanto, modificar suas probabilidades de poupar a fim de se resguardar para possíveis demissões.

Dentro desse contexto, se faz necessário comparar as expectativas macroeconômicas dos agentes bem como os níveis de desemprego nos períodos em que as POFs foram coletadas. De fato, o período de entrevistas de ambas as POFs foram em momentos de instabilidade macroeconômica.

A POF 2002-2003 foi coletada entre julho de 2002 e junho de 2003, período de incertezas no mercado causadas pela eleição do ex-presidente Lula em novembro de 2002. Embora a “carta ao povo brasileiro”, enviada por Lula para reduzir essas incertezas tenha sido datada em 22 de junho de 2002, ou seja, no começo da coleta da POF, ela não foi suficiente para conter totalmente a instabilidade nos meses imediatamente posteriores. A POF 2008-2009, por sua vez, realizada entre maio de 2008 e maio de 2009, ocorreu durante a crise do *subprime*, que alavancou uma instabilidade na economia mundial.

Quanto às taxas de desemprego, conforme as Pesquisas Nacionais por Amostra Domiciliar (PNAD) do IBGE, nos anos de 2002 e 2003 o desemprego médio foi de 10,2%, frente a 8,4% entre 2008 e 2009. Embora seja difícil afirmar se essa redução de 1,8 ponto percentual na taxa de desemprego representou uma maior percepção de estabilidade para os trabalhadores ligados ao INSS no período da última POF, trata-se de uma possível fonte de viés caso esse contexto macroeconômico tenha impactado os grupos tratado e controle de formas diferentes no que diz respeito aos seus comportamentos sobre a poupança.

Contudo, ressaltada a limitação mencionada acima, um indicativo de robustez para os resultados encontrados reside no fato de que os efeitos tratamentos estimados, para todos os diferentes cenários de grupos controles confrontados, foram positivos, além de serem significativos, exceto no caso dos militares. Mesmo nesse último caso, entretanto, os indícios são de que a não significância se deva ao baixo tamanho da amostra formada por militares, tendo em vista que a estimativa pontual do efeito marginal estimado foi elevado.

Destaca-se, ainda, que o presente estudo possui o mérito de ser o primeiro a investigar empiricamente, no contexto brasileiro, os efeitos de uma reforma previdenciária na poupança privada, de acordo com nossa revisão bibliográfica. Portanto, os resultados obtidos nesse trabalho tornam-se relevantes, principalmente se considerarmos que as discussões sobre mudanças previdenciárias no Brasil têm sido tema constante da pauta do governo.

Desde a POF 2008-2009, ou seja, posteriormente ao período de análise desse estudo, podemos citar a adoção da previdência complementar para os servidores da União desde 2011 e de alguns estados nos anos seguintes, a implementação da regra 85/95 para os trabalhadores ligados ao INSS em 2015 e, atualmente, a reforma previdenciária que está em debate no congresso nacional, cujo conteúdo final ainda é desconhecido. Ou seja, novas mudanças na previdência brasileira devem ser constantemente discutidas, aumentando, portanto, a importância dos resultados encontrados no presente estudo.

3.6. Conclusões

O presente estudo investigou se a reforma previdenciária implementada no Brasil através das Emendas Constitucionais 41 e 47, que reduziu a expectativa de benefícios dos funcionários públicos, impactou em um aumento do número de poupadores. Como a reforma atingiu substancialmente apenas os funcionários públicos, aplicou-se um modelo de diferenças-em-diferenças para estimar o efeito marginal da reforma sobre suas probabilidades de poupar. Para isso, utilizou-se as Pesquisas de Orçamento Familiar de 2002-2003 e de 2008-2009, que foram coletadas, respectivamente, antes e depois da reforma.

Os resultados encontrados, compatíveis com a hipótese do ciclo de vida, são de que a reforma impactou em um aumento de 2,88 pontos percentuais na probabilidade de os funcionários públicos fazerem aplicações financeiras maiores do que suas retiradas nos últimos 12 meses, representando, assim, um crescimento de 23,4% no percentual de poupadores entre os servidores civis.

Mesmo ao variar o grupo não tratado utilizado como controle, os resultados se mantiveram positivos e, em geral, significativos. Destaca-se, ainda, que o efeito da reforma sobre a probabilidade de poupar é maior entre os indivíduos de alta renda e de alta escolaridade, atingindo um impacto acima de cinco pontos percentuais para esse grupo. Em contrapartida, entre aqueles que se encontram nos primeiros percentis de renda e escolaridade, os efeitos estimados da reforma sobre a probabilidade de poupar são quase nulos.

Embora a literatura até os anos 1990 tenha encontrado resultados ambíguos para a relação entre as mudanças previdenciárias e a poupança, estudos mais recentes, que aplicam a metodologia diferenças-em-diferenças, têm encontrado resultados semelhantes aos encontrados nesse trabalho. O presente estudo, conforme nossa revisão bibliográfica, possui o mérito de ser o primeiro a investigar os efeitos de reformas previdenciárias na poupança privada para o caso brasileiro.

REFERÊNCIAS

- AMARO, M. N.; MENEGUIN, F. B. Previdência Social e a sustentação das finanças públicas – A atuação do poder legislativo. **Revista de Informação Legislativa**, v. 47, n. 187, p. 91-107, jul. 2010.
- ANDO, A.; MODIGLIANI, F. The "life cycle" hypothesis of saving: Aggregate implications and tests. **The American Economic Review**, v. 53, n. 1, p. 55-84, mar. 1963.
- ATTANASIO, O. P.; BRUGIAVINI, A. Social security and households' saving. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 118, n. 3, p. 1075-1119, aug. 2003.
- BANCO MUNDIAL. Averting the old age crisis: Policies to protect the old and promote growth. **A World Bank Policy Research Report**. 1994.
- BANCO MUNDIAL. **World Bank Open Data**. Disponível em: < <http://data.worldbank.org/indicator/> >. Acesso em: 05 fev. 2017. 2017.
- BARRO, R. J. Determinants of economic growth: a cross-country empirical study. **National Bureau of Economic Research No. w5698**. 1996.
- BLOOM, D. E.; WILLIAMSON, J. G. Demographic transitions and economic miracles in emerging Asia. **The World Bank Economic Review**, v. 12, n. 3, p. 419-455, sep. 1998.
- BLOOM, D.; CANNING, D.; SEVILLA, J. **The Demographic Dividend**: A new perspective on the economic consequences of population change. Rand Corporation, 2003a.
- BLOOM, D. E.; CANNING, D.; GRAHAM, B. Longevity and life-cycle savings. **The Scandinavian Journal of Economics**, v. 105, n. 3, p. 319-338, sep. 2003b.
- BLOOM, D. E.; CANNING, D.; MANSFIELD, R. K.; Moore, M. Demographic change, social security systems, and savings. **Journal of Monetary Economics**, v. 54, n. 1, p. 92-114, jan. 2007.
- BLOOM, D. E.; CANNING, D.; HU, L.; LIU, Y.; MAHAL, A.; YIP, W. "The Contribution of Population Health and Demographic Change to Economic Growth in China and India." **Journal of Comparative Economics**, v. 38, n. 1, p. 17-33, mar. 2010.
- BOSWORTH, B.; BURTLESS, G. Pension reform and saving. **National Tax Journal**, v. 57, n. 3, p. 703-727, sep. 2004.

BOSWORTH, B.; BURTLESS, G.; SABELHAUS, J.; POTERBA, J. M.; SUMMERS, L. H. The decline in saving: Evidence from household surveys. **Brookings Papers on Economic Activity**, v. 1991, n. 1, 183-256, 1991.

BOTTAZZI, R.; JAPPELLI, T.; PADULA, M. Retirement expectations, pension reforms, and their impact on private wealth accumulation. **Journal of Public Economics**, v. 90, n. 12, p. 2187-2212, dec. 2006.

BREEN, R. Explaining cross-national variation in youth unemployment: Market and institutional factors. **European Sociological Review**, v. 21, n. 2, p. 125-134, apr. 2005.

BRITO, Fausto. Transição demográfica e desigualdades sociais no Brasil. **Revista Brasileira de Estudos Populacionais**, v. 25, n. 1, p. 5-26, jan. 2008.

BRUGIAVINI, A. **Empirical evidence on Wealth Accumulation and the Effects of Pension Wealth**: An application to Italian cross-section data. LSE Financial Markets Group, 1987.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics: methods and applications**. Cambridge university press, 2005.

CHESNAIS, J. C. **The Demographic Transition**: Stages, patterns, and economic implications. Oxford, 1992.

DE NEGRI, F.; CAVALCANTE, L. R. Evolução recente dos indicadores de produtividade no Brasil. **RADAR: tecnologia, produção e comércio exterior**, IPEA, n. 28. 2013.

DRISCOLL, J. C.; KRAAY, A. C. Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data. **The Review of Economics and Statistics**, v. 80, n. 4, p. 549-560, nov. 1998.

FELDSTEIN, M. Social security, induced retirement, and aggregate capital accumulation. **Journal of Political Economy**, v. 82, n. 5, p. 905-926, sep. 1974.

FEYRER, J. Demographics and productivity. **The Review of Economics and Statistics**, v. 89, n. 1, p. 100-109, feb. 2007.

FRIEDMAN, M. The permanent income hypothesis. In: **A theory of the Consumption Function**. Princeton University Press. p. 20-37. 1957.

GALE, W. G. The effects of pensions on household wealth: A reevaluation of theory and evidence. **Journal of Political Economy**, v. 106, n. 4, p. 706-723, aug. 1998.

GIAMBIAGI, F.; ALÉM, A. C. **Finanças públicas: teoria e prática no Brasil**. Elsevier Brasil. 2008.

GUPTA, K. L. Foreign capital inflows, dependency burden, and saving rates in developing countries: A simultaneous equation model. **Kyklos**, v. 28, n. 2, p. 358-374, jan. 1975.

HELLER, P. S. Aging, Savings, and Pensions in the Group of Seven Countries: 1980—2025. **Journal of Public Policy**, v. 9, n. 2, p. 127-155, apr. 1989.

HESTON, A.; SUMMERS, R.; ATEN, B. **Penn World Table Version 7.1**. Center for International Comparisons of Production, Income and Prices at the University of Pennsylvania. Disponível em: <<http://pwt.econ.upenn.edu/>>. Acesso em 08 fev. 2017. 2012.

HOLZMANN, R. Fiscal alternatives of moving from unfunded to funded pensions. **Working Paper Awp 5.2**. OCDE. 1997.

HUBBARD, R. G. Pension wealth and individual saving: Some new evidence. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 18, n. 2, p. 167-178, may. 1986.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Projeções da População – Brasil e Unidades da Federação. Rio de Janeiro. **Relatórios Metodológicos**, v. 40. 2013.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Microdados da Pesquisa de Orçamento Familiar 1995-1996**. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 1997.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Microdados da Pesquisa de Orçamento Familiar 2002-2003**. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2004.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Microdados da Pesquisa de Orçamento Familiar 2008-2009**. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2011.

JAPPELLI, T. Does social security reduce the accumulation of private wealth? Evidence from Italian survey data. **Ricerche Economiche**, v. 49, n. 1, p. 1-31, mar. 1995.

- KELLEY, A. C.; SCHMIDT, R. M. Population and income change: recent evidence. **World Bank Discussion Papers 249**, The World Bank, Washington, DC. 1994.
- KELLEY, A. C.; SCHMIDT, R. M. Evolution of recent economic-demographic modeling: A synthesis. **Journal of Population Economics**, v. 18, n. 2, p. 275-300, jun. 2005.
- KING, M. A.; DICKS-MIREAUX, L. Asset Holdings and the Life-Cycle. **The Economic Journal**, v. 92, n. 366, p. 247-267, jun. 1982.
- KINUGASA, T.; MASON, A. Why countries become wealthy: the effects of adult longevity on saving. **World Development**, v. 35, n. 1, p. 1-23, 2007.
- KRUGMAN, P.; WELLS, R. **Introdução à Economia**. Rio de Janeiro. Elsevier, p.823. 2007.
- LACHOWSKA, M.; MYCK, M. The effect of public pension wealth on saving and expenditure. **IZA Discussion Paper Series DP No. 8895**. 2015.
- LEE, R. D.; MASON, A. **Population Aging and the Generational Economy: A global perspective**. Edward Elgar Publishing. 2011.
- LEE, R.; MASON, A.; MILLER, T. Life cycle saving and the demographic transition: The case of Taiwan. **Population and Development Review**, v. 26, supl. 1, p. 194-219, 2000.
- LEFF, N. H. Dependency rates and savings rates. **The American Economic Review**, v. 59, n. 5, p. 886-896, dec. 1969.
- LINDH, Thomas; MALMBERG, Bo. Age structure effects and growth in the OECD, 1950–1990. **Journal of Population Economics**, v. 12, n. 3, p. 431-449, aug. 1999.
- LINDH, T.; MALMBERG, B. Demographically based global income forecasts up to the year 2050. **International Journal of Forecasting**, v. 23, n. 4, p. 553-567, oct. 2007.
- MACKENZIE, G. A.; GERSON, P. R.; CUEVAS, A. A. Reforma da previdência pública aumenta a poupança? **Finanças & desenvolvimento**, v. 17, n. 4, p. 44-47, 1997.
- MARATTIN, Luigi; SALOTTI, Simone. Productivity and per capita GDP growth: The role of the forgotten factors. **Economic Modelling**, v. 28, n. 3, p. 1219-1225, may. 2011.
- MASON, A.; LEE, R. Reform and support systems for the elderly in developing countries: capturing the second demographic dividend. **Genus**, v. 62, n. 2, p. 11-35, apr. 2006.

MASSON, P. R.; TRYON, R. W. Macroeconomic effects of projected population aging in industrial countries. **Staff Papers**, v. 37, n. 3, p. 453-485, 1990.

MESQUITA, R. A.; BALBINOTO NETO, G. Produtividade, Demografia e Sustentabilidade da Previdência Social. **Revista EconomiA**, v. 14, n. 1B, p. 389-427, mai. 2013.

MODIGLIANI, F.; ANDO, A. K. Tests of the life cycle hypothesis of savings: comments and suggestions. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 19, n. 2, 99-124, may. 1957.

MUNNELL, A. H. The impact of social security on personal savings. **National Tax Journal**, v. 27, n. 4, p. 553-567, dec. 1974.

MUNNELL, A. H. Private pensions and savings: new evidence. **The Journal of Political Economy**, v. 84, n. 5, p. 1013-1032, oct. 1976.

NERI, M.; CARVALHO, K.; NASCIMENTO, M. Ciclo da vida e motivações financeiras (com especial atenção aos idosos brasileiros). Ipea. **Texto para discussão nº 691**, Rio de Janeiro. 1999.

ONU. Organização das Nações Unidas. **World Population Prospects: the 2015 revision**. Population Division of the Department of Economic and Social Affairs of the United Nations Secretariat, New York, 2016.

PORSSE, A. A.; STAMPE, M. Z.; PORTUGAL, M. S.; ALMEIDA, E. S. Demographic change and regional economic growth in Brazil. In: **VI World Conference of Spatial Econometrics Association**, Salvador. 2012.

PRSKAWETZ, A.; FENT, T.; BARTHEL, W.; CRESPO-CUARESMA, J.; LINDH, T.; MALMBERG, B.; HALVARSSON, M. The relationship between demographic change and economic growth in the EU. **Report for Tender VT/2005/035**. 2007.

PUHANI, Patrick A. The treatment effect, the cross difference, and the interaction term in nonlinear “difference-in-differences” models. **Economics Letters**, v. 115, n. 1, p. 85-87, apr. 2012.

RONDANELLI, E. Chilean pension reform and its impacts on saving. Universidad Gabriela Mistral: Instituto de Economía. Trabalho apresentado no **VIII Seminário Regional de Política Fiscal**. Santiago de Chile: Cepal, jan. 1996.

SAMWICK, A. A. Is pension reform conducive to higher saving? **Review of Economics and Statistics**, v. 82, n. 2, p. 264-272, may. 2000.

SANDOVAL-HERNANDEZ, J. The Impact of Pension Reforms on Mexican Household Saving. College of Charleston, Charleston, SC. **Working Paper**. 2012.

SCHMIDT-HEBBEL, K. **Does Pension Reform Really Spur Productivity, Saving and Growth?** Banco Central de Chile, Gerencia de Investigación Económica, Departamento Publicaciones, v. 33. 1999.

SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 70, n. 1, p. 65-94, feb. 1956.

STAMPE, M. Z. **Três Ensaio Sobre Mudança Demográfica e Seus Impactos nas Economias Brasileira e Gaúcha**. Tese de doutorado. Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Programa de Pós Graduação em Economia. 2013.

TCU. Tribunal de Contas da União. **Ações do Governo Para Reduzir os Efeitos da Crise**. Versão simplificada das Contas do Governo da República, 2009. Disponível em: http://portal.tcu.gov.br/tcu/paginas/contas_governo/contas_2009/Textos/Ficha%201%20-%20Analise%20da%20Crise.pdf. 2009.

THOMPSON, W. S. Population. **American Journal of Sociology**, v. 34, n. 6., p. 959-975, may. 1929.

ÜNGÖR, M.; KALAFATCILAR, M. K. Productivity, demographics and growth in Turkey: 2004–2012. **Ekonomi-tek**, v. 3, n. 1, p. 23-56, jan. 2014.

VELOSO, F. A.; FERREIRA, P. C.; PESSÔA, S. Experiências comparadas de crescimento econômico nos pós-guerra. In: Veloso, F.; Ferreira, P. C.; Giambiagi, F.; Pessoa, S. (ORG.), **Desenvolvimento Econômico: Uma perspectiva brasileira**, Rio de Janeiro: Campus/Elsevier, 3-38. 2013.

WACHTEL, P. Household saving and demographic change 1950-2050. **Research in Population Economics**, v. 5, p. 217-33. 1984.

WEIL, D. N. The saving of the elderly in micro and macro data. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 109, n. 1, p. 55-81, feb. 1994.

YANG, T. T. The Effect of Workplace Pensions on Household Saving: Evidence from a Natural Experiment in Taiwan. Institute of Economics Academia Sinica. **Working Paper**. 2016.

ZUANAZZI, P. T.; BANDEIRA, M. D.; STAMPE, M. Z. Perfil Demográfico do RS: evolução, tendência e impactos econômicos. In: Mattos, E. J. de; Bagolin, I. P. (Org.). **Desenvolvimento Econômico no Rio Grande do Sul: já não somos o que éramos?** Porto Alegre: EDIPUCRS, P. 51-70. 2014.