



**UNIVERSIDADE FEDERAL DA BAHIA
FACULDADE DE ECONOMIA
CURSO DE GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS ECONÔMICAS**

HIERRO SANDE CASTRO

**ENVELHECIMENTO E VOLATILIDADE DOS CICLOS ECONÔMICOS: UMA
ANÁLISE EM PAINEL DOS ESTADOS BRASILEIROS.**

**SALVADOR
2019**

HIERRO SANDE CASTRO

**ENVELHECIMENTO E VOLATILIDADE DOS CICLOS ECONÔMICOS: UMA
ANÁLISE EM PAINEL DOS ESTADOS BRASILEIROS**

Trabalho de conclusão de curso apresentado no curso de Ciências Econômicas da Faculdade de Economia da Universidade Federal da Bahia, requisito parcial à obtenção do grau de Bacharel em Ciências Econômicas.

Área de Concentração: Ciclos Econômicos.

Orientadora: Prof^a. Dr^a. Gisele Ferreira Tiryaki.

SALVADOR

2019

C355

Castro, Hierro Sande.

Envelhecimento e volatilidade dos ciclos econômicos: uma análise em painel dos estados brasileiro./ Hierro Sande Castro. – Salvador, 2019.

60 f.; il.

TCC (Graduação) – Universidade Federal da Bahia, Faculdade de Economia. Orientadora: Prof^{ra}. Dr^a. Gisele Ferreira Tiryaki.

1. População – envelhecimento. 2. Brasil – ciclos econômicos. 3. Mudanças demográficas – população. I. Universidade Federal da Bahia. II. Tiryaki, Gisele Ferreira. III. Título.

CDD: 305.26

HIERRO SANDE CASTRO

**ENVELHECIMENTO E VOLATILIDADE DOS CICLOS ECONÔMICOS: UMA
ANÁLISE EM PAINEL DOS ESTADOS BRASILEIROS.**

Trabalho de conclusão de curso apresentado ao curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal da Bahia, como requisito parcial para a obtenção do grau de bacharel em Ciências Econômicas.

Aprovada em 5 de dezembro de 2019.

Banca Examinadora

Prof^a. Dr^a. Gisele Ferreira Tiryaki

Universidade Federal da Bahia – UFBA

Prof. Dr. André Luís Mota dos Santos

Universidade Federal da Bahia – UFBA

Me. Diego Nunes Teixeira

Universidade Federal da Bahia – UFBA

The modern world regards business cycles much as the ancient Egyptians regarded the overflowing of the Nile. The phenomenon recurs at intervals, it is of great importance to everyone, and natural causes of it are not in sight.

— John Bates Clark, 1898

RESUMO

Mudanças demográficas caracterizadas pelo envelhecimento populacional podem afetar a volatilidade dos ciclos econômicos de forma ambígua: aumentando-a via mudanças nas taxas reais de juros, eficácia da política monetária, instabilidade do sistema financeiro e redução do espaço de política fiscal, mas diminuindo-a através de alterações na dinâmica do mercado de trabalho e redução do nível de empreendedorismo. O Brasil estava experimentando seu período de bônus demográfico até recentemente e previsões apontam para um acentuado crescimento da taxa de dependência de idosos até 2050. O objetivo deste trabalho é verificar se o envelhecimento populacional aumenta ou diminui a volatilidade dos ciclos econômicos no Brasil. Para isso, utiliza-se duas *proxies* de envelhecimento: a primeira é a parcela da população com 50 anos ou mais; a segunda é a parcela da população com 65 anos ou mais, ambas como proporção da população total. O método adotado neste estudo fundamenta-se na análise de dados em painel dos estados brasileiros entre 1995 e 2016. As estimações econométricas são realizadas através dos métodos de mínimos quadrados ordinários (*pooled*), modelos de efeitos fixos e efeitos aleatórios. Os resultados indicam que o envelhecimento, identificado pela segunda *proxy*, reduz a volatilidade do produto. Testes de robustez feitos usando uma especificação alternativa da *proxy* de envelhecimento, bem como filtros alternativos para calcular a variável dependente, não alteram os resultados. No entanto, essa relação não pode ser considerada causal devido a possíveis problemas de endogeneidade.

Palavras-chave: Ciclos Econômicos. Demografia. Envelhecimento. Brasil.

ABSTRACT

Demographic changes characterized by population aging can affect business cycles volatility ambiguously: *increasing* it through changes in real interest rates, monetary policy effectiveness, financial system instability and reduction of fiscal policy space, but *decreasing* it through changes in labor market dynamics and decreased level of entrepreneurship. Brazil was experiencing its demographic dividend until recently and forecasts point to a sharp increase in old dependency ratio until 2050. The purpose of this work is to verify if aging increases or decreases business cycles volatility in Brazil. For that, two aging *proxies* are used: the first is the share of the population aged 50 and over; the second is the share of the population aged 65 and over, both as a proportion of the total population. The method adopted in this study is based on panel data analysis of Brazilian states between 1995 and 2016. Econometric estimations are performed using pooled ordinary least squares, fixed effects and random effects models. Results suggest that aging, identified by the second *proxy*, *decreases* output volatility. Robustness check using an alternative aging *proxy* specification, as well as using alternative filters to calculate the dependent variable do not change the results. However, this relationship cannot be considered causal due to possibly endogeneity problems.

Keywords: Business Cycles. Demographics. Aging. Brazil.

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	8
2 ENVELHECIMENTO POPULACIONAL E VOLATILIDADE DOS CICLOS ECONÔMICOS NO BRASIL	11
3 REFERENCIAL TEÓRICO	17
3.1 TAXA DE JUROS E POLÍTICA MONETÁRIA	17
3.2 POLÍTICA FISCAL	24
3.3 SETOR FINANCEIRO	27
3.4 MERCADO DE TRABALHO	30
3.5 EMPREENDEDORISMO	36
4 METODOLOGIA	40
4.1 MODELO ECONOMÉTRICO	43
5 RESULTADOS	47
6 CONSIDERAÇÕES FINAIS	54
REFERÊNCIAS	56
APÊNDICE	59

1 INTRODUÇÃO

A maior parte da literatura que relaciona demografia e economia estuda os efeitos das mudanças populacionais sobre a dinâmica de crescimento econômico. Durante muito tempo, o debate entre demografia e crescimento econômico girou em torno de três visões divergentes sobre se o crescimento populacional (a) restringe, (b) promove ou (c) independe do crescimento econômico. Quase toda a discussão focava, portanto, no *tamanho e crescimento* da população (BLOOM; CANNING; SEVILLA, 2003). As teorias tendiam a ignorar, por isso, um fator de suma importância para a dinâmica da população: a evolução da sua *estrutura etária*.

A importância da distribuição etária decorre do fato de que cada grupo populacional se comporta de maneira diferente. Jovens requerem investimento intensivo em saúde e educação, adultos ofertam trabalho e poupam para o período de aposentadoria, e idosos demandam assistência médica e renda previdenciária. Quando o tamanho relativo desses grupos muda, a intensidade relativa dos seus respectivos comportamentos também muda, bem como a intensidade dos efeitos econômicos deles decorrentes.

Entretanto, esses efeitos não se limitam à dinâmica de crescimento dos países, mas também a fatores relacionados aos ciclos econômicos. Desde a crise de 2008, tem crescido o debate sobre os possíveis efeitos, diretos e indiretos, das mudanças demográficas sobre a volatilidade dos ciclos econômicos. Tais efeitos se manifestam via mudanças nas taxas de juros, efetividade da política monetária, funcionamento do mercado de trabalho, sistema financeiro e empreendedorismo.

Muito da discussão presente na literatura procura entender qual papel a estrutura demográfica tem desempenhado na lenta recuperação do produto observado nas economias desenvolvidas desde a Grande Recessão. Stock e Watson (2012) apontam que a maior parte deste fenômeno pode ser decorrente da histórica redução na taxa de crescimento da força de trabalho, caracterizando uma recuperação sem empregos (*jobless recovery*).

Ainda com respeito à força de trabalho, fatores como experiência, depreciação do conhecimento e estrutura industrial da economia, combinados, fazem com que a produtividade do trabalhador médio cresça até certa idade (40-48 anos) e depois decline (AYAR; EBEKE; SHAO, 2016). Essa heterogeneidade se expressa em diferentes rendimentos do trabalho por idade, o que pode levar a determinados grupos etários reagirem de forma

desigual a choques de produtividade via efeitos renda e substituição (FUJIWARA; TERANISHI, 2008), fazendo com que os efeitos dos choques sejam mais ou menos intensos a depender da estrutura etária vigente. As evidências empíricas apontam que uma maior participação de jovens no mercado de trabalho está associada a períodos de maior volatilidade cíclica do produto, fato que é explicado dentro do arcabouço dos ciclos reais de negócios (RBC¹) pela complementariedade entre capital e trabalho (JAIMOVICH; PRUITT; SIU, 2013) e resposta endógena da firma (LUGAUER, 2012).

Autores como Carvalho, Ferrero e Nechio (2016) investigam os mecanismos pelos quais a demografia afeta a taxa de juros e mostram como o aumento da expectativa de vida causa elevação da poupança e conseqüente queda na taxa de juros. Ademais, a desaceleração do crescimento populacional também reduz a taxa de juros via aumento da escassez relativa do fator trabalho e conseqüente queda do produto marginal do capital. Jones (2018) aponta que, se não fosse pelas mudanças demográficas ocorridas nos Estados Unidos desde os anos 1980, o choque negativo de 2008 não teria levado o país à situação de armadilha da liquidez e a recuperação teria sido mais rápida. Além disso, as evidências empíricas apresentadas por Iman (2015) sugerem que as mudanças demográficas têm reduzido a efetividade da política monetária em cinco grandes economias avançadas (Estados Unidos, Canadá, Alemanha, Japão e Reino Unido).

Romer e Romer (2017) mostram que as crises financeiras são mais brandas quando o governo possui espaço fiscal para realizar políticas anticíclicas. Com respeito ao Brasil, Rossi e Aguiar (2018) evidenciam que a redução do espaço fiscal das unidades federativas que decorre, em grande parte, do aumento dos gastos previdenciários tem tornado o investimento público mais volátil. Portanto, é possível que isso tenha contribuído para flutuações mais acentuadas do produto.

Em trabalho anterior, Imam (2013) aponta que o envelhecimento pode aumentar a instabilidade do setor financeiro através da redução da lucratividade dos bancos, aumento da interconexão dos balanços patrimoniais públicos e privados e risco de longevidade. Um setor financeiro mais instável pode se traduzir em maior volatilidade da produção.

Com respeito ao *link* entre envelhecimento e empreendedorismo, Liang, Wang e Lazear (2018) mostram que a probabilidade de um indivíduo jovem ocupar cargos favoráveis à acumulação do capital humano necessário para abrir um negócio é menor em sociedades

¹ *Real Business Cycles.*

envelhecidas. Disso decorre que as consequências do envelhecimento sobre o nível de empreendedorismo também podem aumentar a volatilidade cíclica do produto, dado que economias com maior percentual de autônomos apresentam choques mais acentuados do produto (FINKELSTEIN SHAPIRO, 2014).

O Brasil experimentou um período de bônus demográfico que teve seu fim marcado em 2018 e as previsões do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) apontam para acentuado crescimento da taxa de dependência de idosos até 2050. Esses fatores refletem mudanças na estrutura etária do país que, por sua vez, podem afetar as flutuações do produto via política monetária, funcionamento do mercado de trabalho, sistema financeiro e empreendedorismo. Porém, visto que alguns desses canais afetam a volatilidade do produto em direções opostas, o efeito líquido do envelhecimento é, *a priori*, ambíguo.

Este trabalho tem como objetivo verificar se o envelhecimento populacional tem contribuído para um aumento ou redução da volatilidade dos ciclos econômicos no Brasil. Para isso, utiliza-se duas *proxies* de envelhecimento: a primeira considerando a parcela da população com 50 anos ou mais e a segunda contabilizando a população de 65 anos ou mais, ambas como proporção da população total. A partir de dados em painel dos estados brasileiros entre 1995 a 2016, são realizadas estimações de modelos econométricos através dos métodos de mínimos quadrados ordinários agrupado, efeitos fixos e efeitos aleatórios. A utilização de tais métodos se justifica por conta da possibilidade de considerar a heterogeneidade das unidades federativas. Os resultados indicam que o efeito líquido do envelhecimento, quando identificado pela segunda *proxy*, reduz a volatilidade do produto e são robustos tanto à especificação alternativa da *proxy* de envelhecimento como taxa de dependência de idosos, quanto à utilização filtros alternativos para o cálculo da variável dependente.

Além da presente introdução, este trabalho contém cinco capítulos. O capítulo 2 descreve brevemente o processo de transição demográfica e como este se manifesta no Brasil, bem como uma primeira tentativa de verificar algum padrão entre envelhecimento e volatilidade do produto. No capítulo 3 é feita a revisão de literatura que relaciona demografia e ciclos econômicos, constituindo-se no referencial teórico que fornece suporte para a hipótese do presente trabalho. No capítulo 4, são apresentados os dados e a metodologia econométrica utilizada para obter os resultados. Já no capítulo 5, é feita uma discussão acerca dos resultados encontrados. O sexto e último capítulo conclui o trabalho.

2 ENVELHECIMENTO POPULACIONAL E VOLATILIDADE DOS CICLOS ECONÔMICOS NO BRASIL

A transição demográfica descreve o processo de mudança da elevada fecundidade e mortalidade do período pré-industrial para a baixa fecundidade e mortalidade do período pós-industrial (BLOOM; WILLIAMSON, 1998). Normalmente, as transições demográficas se iniciam com o declínio da mortalidade seguido, após certo período, por reduções na fecundidade², levando a um aumento do crescimento populacional num primeiro momento, à diminuição num segundo momento e, finalmente, ao envelhecimento populacional (LEE, 2003).

Inicialmente, reduções das taxas de mortalidade decorrem de avanços na medicina e saúde pública, como os que controlaram e erradicaram doenças que matavam milhões de pessoas. Dentre os avanços, estão o desenvolvimento de antibióticos como a penicilina, tratamentos para doenças como tuberculose e diarreia, bem como o uso de pesticidas que ajudam no controle da malária. No âmbito da medicina preventiva, estão criação da vacina contra a varíola, melhorias no saneamento básico, nutrição, e elevação da prática de hábitos saudáveis. Quando a população de determinado país tem acesso a esses fatores, isso leva a aumentos na expectativa de vida e reduções nas taxas de mortalidade que afetam especialmente a parcela infantil.

O acentuado declínio da mortalidade tem sido sucedido por quedas igualmente acentuadas nas taxas de fecundidade. Isso porque as decisões de fecundidade respondem às mudanças da mortalidade infantil na medida em que os pais percebem que, com a menor probabilidade de que o filho ou filha morra ainda enquanto criança, menos filhos são necessários para alcançar o número desejado de descendentes. Além disso, a maior chance de sobrevivência, associada a uma maior expectativa de vida das crianças, aumenta o incentivo para que os pais invistam nelas.

A educação é a principal forma de investimento e torna-se ainda mais vantajosa com mudanças econômicas que aumentam seu retorno potencial. O advento da urbanização atua nesse sentido, já que o mercado de trabalho estabelece um maior prêmio em habilidades e as crianças tendem a ser menos produtivas nas áreas urbanas em relação às áreas rurais. Desse modo, a urbanização aumenta os incentivos dos pais no sentido de educar seus filhos à medida que reduz o custo de oportunidade da educação em termos de renda do trabalho

² Houve casos em que a fecundidade declinou primeiro, notadamente nos Estados Unidos e França.

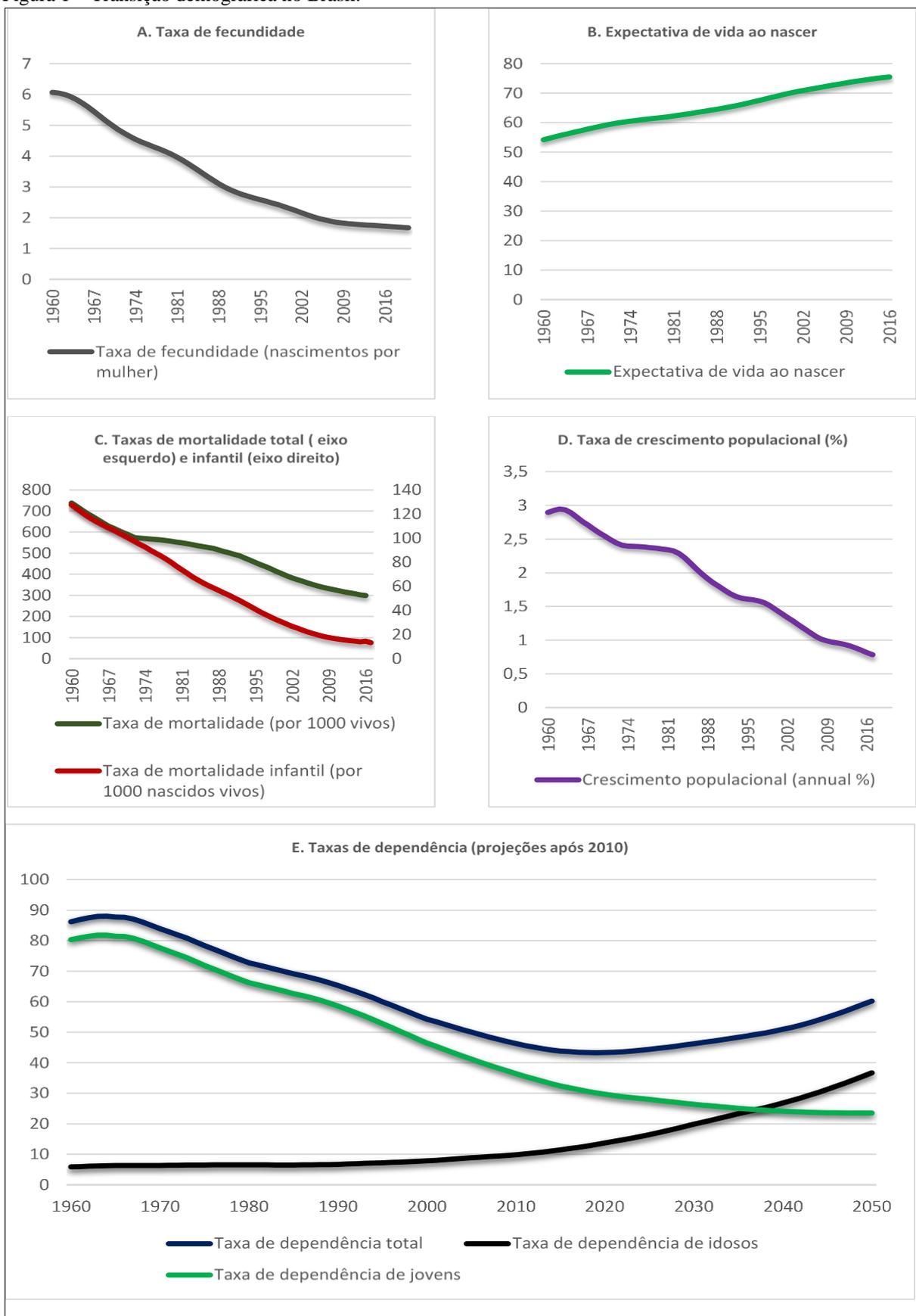
perdida (BLOOM; CANNING; SEVILLA, 2003). Por outro lado, o progresso tecnológico, a acumulação de capital físico e humano aumentam a produtividade do trabalho, elevando o custo de oportunidade de criar uma criança.

Levando em conta os altos custos relacionados à educação, é provável que os pais escolham investir mais recursos numa menor quantidade de filhos. Uma sociedade com maior ênfase em educação pode levar a um maior número de mulheres educadas concomitante ao aumento da produtividade do trabalho feminino que, associado à inserção das mulheres no mercado de trabalho, aumenta o custo de oportunidade de ter filhos. Ainda, mercados e governos desenvolvidos podem substituir muitas das funções econômicas antes exercidas pela família tradicional, como o compartilhamento de risco e provisões para a aposentadoria, reduzindo a necessidade de ter filhos (LEE, 2003). Esses fatores contribuem para que as famílias sejam menores à medida que avança o processo de transição demográfica.

As mudanças na estrutura etária da população que caracterizam a transição demográfica se expressam nas taxas de dependência. A taxa de dependência total é usualmente definida como a razão entre a soma da parcela de indivíduos com 0-14 anos de idade e a parcela de 65 anos ou mais da população, sobre a parcela com 15-64 anos de idade. A taxa de dependência de jovens é a parcela de 0-14 anos dividida pela população de 15-64 anos. A taxa de dependência de idosos é a população com 65 anos ou mais dividida pela parcela com 15-64 anos. A Figura 1 ilustra o processo de transição demográfica experimentado pelo Brasil nas últimas décadas. A seguir será descrito o processo de acordo com a divisão em “fases” da típica transição demográfica descrita por Lee (2003).

Na primeira fase da transição, a mortalidade começa a cair enquanto a fecundidade se mantém alta, fenômeno que pode ser observado no início da década de 1960 (gráficos A e C da Figura 1). Dado que a segunda começa a cair apenas certo tempo após a queda da primeira, ocorre um aumento na taxa de crescimento populacional (gráfico D da Figura 1). Como o declínio da mortalidade afeta especialmente a parcela infantil (gráfico C da Figura 1), ocorre um aumento da proporção de jovens na população e um consequente aumento da taxa de dependência de jovens, que pode ser observado até meados da década de 1960 (gráfico E da Figura 1). Em outras palavras, a taxa de crescimento populacional supera a taxa de crescimento da população economicamente ativa.

Figura 1 – Transição demográfica no Brasil.



Fonte: Elaboração própria com base em dados do Banco Mundial.

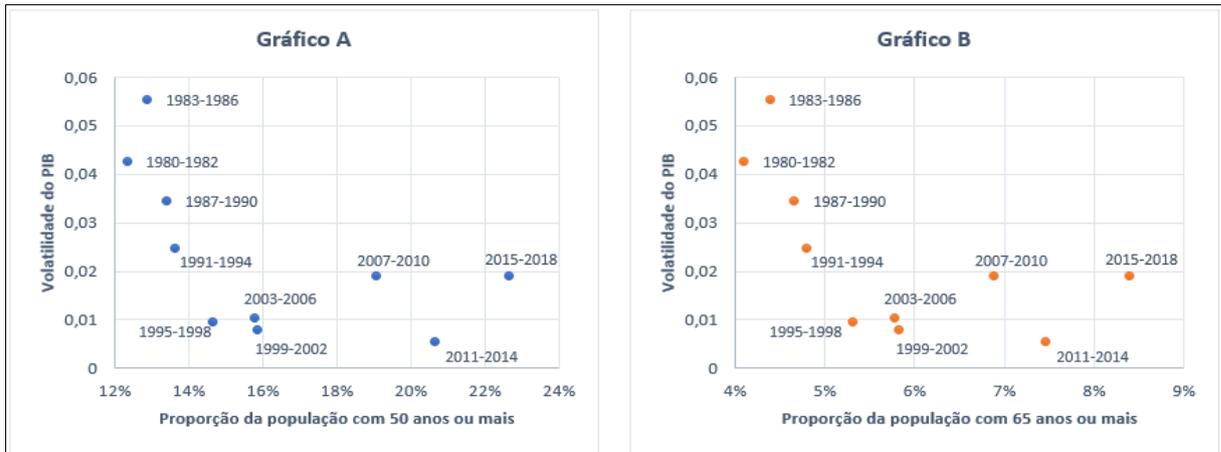
Na segunda fase, a partir da década de 1970, a taxa de dependência de jovens declina à medida que a fecundidade cai. Quando a coorte de jovens nascida durante a primeira fase – a geração *baby boom* – torna-se adulta e começa a entrar no mercado de trabalho, a população economicamente ativa cresce mais rápido que a população como um todo, causando também uma redução na taxa de dependência total.

Na terceira fase, incrementos de longevidade acompanhados do envelhecimento da geração *baby boom* leva a um acelerado aumento na população idosa ao passo que a baixa fecundidade reduz o crescimento da população economicamente ativa. A taxa de dependência de idosos aumenta rapidamente, bem como a taxa de dependência total. É provável que o Brasil já tenha entrado nessa fase, visto que as projeções da população realizadas pelo IBGE estimam que a taxa de crescimento da população economicamente ativa já não supera a taxa de crescimento populacional desde 2018.

Dado que o Brasil já está em processo de envelhecimento populacional, vide o aumento da expectativa de vida ao nascer (gráfico B da Figura 1) e o aumento da taxa de dependência observado e previsto, cabe tentar identificar se há alguma correlação aparente entre dito processo e a volatilidade dos ciclos econômicos. No entanto, as mudanças demográficas não são homogêneas no país, e tampouco o são a volatilidade da produção.

A Figura 2 apresenta dois gráficos de dispersão. O Gráfico A contrapõe a *proxy* de envelhecimento tida como proporção de pessoas com 50 anos ou mais em relação à população total (eixo das abscissas) e volatilidade dos ciclos (eixo das ordenadas). O Gráfico B apresenta informação similar, porém com a segunda *proxy* de envelhecimento, definida como pessoas com 65 anos ou mais em relação à população total. Como medida de volatilidade, calculou-se o desvio padrão, para cada bloco temporal, do logaritmo natural do componente cíclico do PIB real anual filtrado (HODRICK; PRESCOTT, 1997). Cada ponto representa um bloco temporal específico para todo o Brasil. Nota-se uma clara correlação negativa entre envelhecimento e volatilidade dos ciclos em ambos os gráficos da Figura 2. Mais especificamente, as correlações observadas no Gráfico 1 e Gráfico 2, respectivamente, são de aproximadamente -0,69 e -0,74.

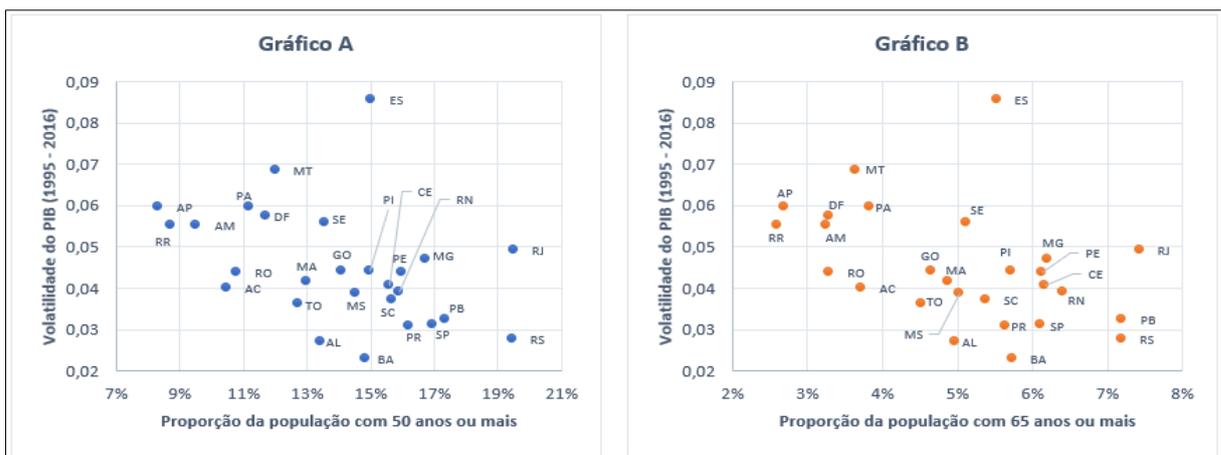
Figura 2 – Correlação entre envelhecimento e volatilidade do PIB no Brasil (1980 – 2018).



Fonte: Elaboração própria com base em dados do IBGE.

Além da correlação negativa entre envelhecimento e volatilidade dos ciclos a nível agregado, é importante verificar se o padrão se mantém a nível desagregado. Para isso, a Figura 3 também mostra dois gráficos de dispersão com as mesmas variáveis nos eixos das abscissas, mas com a volatilidade das unidades da federação do período de 1995 a 2016³ no eixo das ordenadas. Cada ponto representa um estado. Em ambos os gráficos é possível observar que estados mais envelhecidos tendem a ter uma menor volatilidade dos ciclos. As correlações observadas no Gráfico 1 e Gráfico 2, respectivamente, são de aproximadamente -0,42 e -0,44.

Figura 3 – Correlação entre envelhecimento e volatilidade do PIB nos estados brasileiros (1995 – 2016).



Fonte: Elaboração própria com base em dados do IBGE.

³ Os períodos temporais são diferentes devido à menor disponibilidade dos dados a nível desagregado e à pouca confiabilidade dos dados de PIB estadual antes de 1995.

Apesar dessa análise descritiva preliminar, faz-se necessária uma análise *ceteris paribus* para tentar isolar o real efeito do envelhecimento sobre a volatilidade dos ciclos. Com esse propósito, no próximo capítulo serão apresentados os meios pelos quais a demografia afeta os ciclos econômicos a partir da revisão da literatura sobre o tema. Em seguida, será feita uma análise econométrica no contexto de métodos de dados longitudinais.

3 REFERENCIAL TEÓRICO

Neste capítulo serão abordados os principais canais pelos quais a estrutura demográfica se relaciona com os ciclos econômicos. O objetivo será fazer as conexões entre o envelhecimento e a volatilidade do produto, identificando de quais formas o primeiro afeta a última. As referências são quase exclusivamente internacionais, de modo que as teorias e evidências empíricas presentes na literatura focam especialmente nas economias avançadas. Portanto, o esforço deste trabalho sobre a conexão entre demografia e flutuações do produto no contexto de economias em desenvolvimento, mais especificamente dos estados brasileiros, é singular.

3.1 TAXA DE JUROS E POLÍTICA MONETÁRIA

Há duas formas principais de interação entre demografia e taxa de juros. A primeira delas é caracterizada pelos efeitos de longo prazo – atuando como pequenos choques ao longo do tempo – que o envelhecimento exerce *sobre a taxa de juros* natural de equilíbrio. E a segunda se dá pelas diferenças na propagação de choques *da taxa de juros* em diferentes estruturas demográficas.

Carvalho, Ferrero e Nechio (2016) utilizam um modelo de ciclo de vida para capturar as principais características do processo de transição demográfica experimentado pelos países desenvolvidos e concluem que tal processo explica grande parte das quedas nas taxas de juros reais dessas economias desde 1990. Encontram também que o principal canal pelo qual a transição demográfica afeta a taxa de juros se dá pelo aumento da expectativa de vida, enquanto a redução da taxa de crescimento da população tem um efeito secundário.

O aumento da expectativa de vida resulta na prolongação do período de aposentadoria, aumentando, assim, os incentivos para que os agentes econômicos poupem mais ao longo da vida. Portanto, o aumento da longevidade leva a uma queda na taxa de juros à medida que os indivíduos poupam mais em antecipação a um maior período de aposentadoria (CARVALHO; FERRERO; NECHIO, 2016).

Por outro lado, à medida que aumenta a expectativa de vida – e o período de aposentadoria – os aposentados podem ver-se diante da necessidade de aumentar sua oferta de trabalho com o fim de manter o consumo num nível ótimo ao longo do ciclo de vida (FUJIWARA;

TERANISHI, 2008). Dito aumento atuaria de modo a reduzir a proporção capital/trabalho, pressionando positivamente a taxa de juros.

Já a diminuição da taxa de crescimento da população pode gerar dois efeitos opostos na taxa de juros. Por um lado, o menor crescimento da força de trabalho decorrente da redução na taxa de natalidade aumenta a proporção capital/trabalho, provocando uma queda no produto marginal do capital e uma conseqüente diminuição da taxa de juros. Por outro lado, a menor propensão a poupar dos aposentados exerce um efeito positivo na taxa de juros com o aumento na taxa de dependência de idosos. Esse pressuposto de que os aposentados apresentam menor propensão a poupar decorre, no entanto, da hipótese do ciclo de vida de Modigliani (1986), segundo a qual os indivíduos buscam suavizar seu consumo ao longo da vida, levando-os a consumir os recursos poupados após o período de aposentadoria. Evidências sugerem, todavia, que, uma vez aposentados, os indivíduos reduzem seu nível de consumo e podem até mesmo aumentar sua taxa de poupança (OLAFSSON; PAGEL, 2018). O impacto final da taxa de crescimento da população parece, de fato, ser uma redução na taxa de juros (CARVALHO; FERRERO; NECHIO, 2016).

Jones (2018) desenvolve um modelo Estocástico Dinâmico de Equilíbrio Geral (DSGE) Novo Keynesiano de gerações sobrepostas (OLG) para a economia dos Estados Unidos (EUA) com uma rica estrutura demográfica onde os indivíduos escolhem sua oferta de trabalho e poupança em cada período, tomam empréstimos quando jovens e consomem suas poupanças quando velhos. Um conjunto de choques agregados é usado para modelar os ciclos de negócios. A política monetária tem efeitos devido a rigidezes nominais e é sujeita ao *zero lower bound* (ZLB)⁴.

Fazendo um exercício de simulação, o autor observa a resposta da economia dos EUA a um grande choque negativo do investimento em dois estados estacionários: o primeiro associado com a estrutura demográfica de 1990 e o segundo associado com a estrutura demográfica de 2008. Neste último caso, a taxa de juros nominal é mais baixa no estado inicial em decorrência de uma população mais envelhecida e de uma maior oferta relativa de poupança. A queda na taxa de juros causada pelo choque faz a economia situar-se no ZLB, ocorrendo uma contração mais aguda do produto.

⁴ Significa, em tradução livre, “limite zero inferior”. Refere-se ao limite mínimo que a taxa de juros nominal pode chegar, a saber, não menos que zero por cento.

Carvalho, Ferrero e Nechio (2016) chamam atenção para o papel do envelhecimento na restrição da capacidade de reação dos bancos centrais frente a choques recessivos. Seguindo essa linha, os resultados de Jones (2018) indicam que, sem os efeitos do envelhecimento da população dos EUA entre 1984 e 2015, a taxa de juros nominal não teria atingido o limite mínimo entre 2009 e 2015, restringindo o uso da política monetária pelo banco central norte-americano (FED⁵). Ademais, os primeiros consideram que falhas das autoridades monetárias em ajustar a taxa nominal de juros às mudanças demográficas podem resultar em uma política monetária restritiva, levando a economia a uma deflação, como no caso do Japão.

Ao analisar 24 economias avançadas, Romer e Romer (2017) mostram que as consequências decorrentes de crises financeiras são substancialmente mais amenas quando um país possui espaço de política monetária⁶. Portanto, é possível inferir que a redução da taxa de natalidade e o envelhecimento da população acompanhada do aumento da longevidade podem causar uma redução da taxa de juros nominal e real de equilíbrio, amplificando os efeitos de um choque negativo do investimento em decorrência da limitação da capacidade de resposta da política monetária.

A política monetária afeta a demanda agregada e a economia através de diversos mecanismos⁷. Mudanças demográficas podem fortalecer ou enfraquecer alguns desses canais, amplificando ou atenuando os choques de política monetária sobre a economia.

Fujiwara e Teranishi (2008) estudam o mecanismo de transmissão de um choque inesperado na taxa nominal de juros através de um modelo DSGE. Um choque restritivo da taxa de juros reduz o investimento, o consumo e o produto, com conseqüente queda no salário real e deflação. No entanto, aposentados obtêm a maior parte de seus rendimentos de ativos financeiros acumulados ao longo da vida. Para estes, o efeito renda domina o efeito substituição após o choque, de modo que lhes permite aumentar seu nível de consumo e lazer, ao mesmo tempo em que reduzem sua oferta de trabalho. *Ceteris paribus*, o envelhecimento aumentaria a importância do efeito renda dos aposentados e os efeitos adversos do choque restritivo seriam mitigados.

⁵ *Federal Reserve System*.

⁶ A medida base de espaço de política monetária utilizada pelos autores é uma variável *dummy* que assume valor 1 se a taxa de juros básica for maior que 1.25% e 0 caso contrário. Os resultados dos autores são robustos à diversas especificações.

⁷ Para uma análise dos principais mecanismos de transmissão de política monetária ver Mishkin (2016), capítulo 26.

À medida que a expectativa de vida aumenta no estado estacionário, os aposentados aumentam sua oferta de trabalho em razão da necessidade de manterem seu consumo ótimo e passam a depender relativamente mais da renda do trabalho e menos dos rendimentos de ativos financeiros. Isso faz com que o impacto negativo do aumento da taxa de juros sobre a demanda agregada seja maior numa economia mais envelhecida por causa da perda relativa de importância do efeito renda.

A despeito de os autores não apresentarem evidências empíricas, vale fazer algumas considerações. Primeiramente, a situação em que aposentados ofertam pouco trabalho no estado estacionário pode ser encontrada em sociedades com sistemas previdenciários mais benevolentes, portanto com menos incentivos para que eles precisem trabalhar. Neste caso, o impacto dos choques da taxa de juros seria menor numa sociedade envelhecida mesmo com uma maior expectativa de vida. Uma segunda consideração que pode ser feita decorre do fato de que a renda dos aposentados pode não depender predominantemente de ativos financeiros, seja porque o sistema financeiro não é suficientemente desenvolvido ou pela alta aversão ao risco da população de determinado país. Nesse caso, o efeito renda dos aposentados e o aumento subsequente do seu nível de consumo decorrente de um aumento na taxa de juros pode ser insignificante. De toda sorte, quanto menos os aposentados trabalham no estado estacionário, *ceteris paribus*, menos voláteis são as variáveis macroeconômicas frente a choques de política monetária.

O envelhecimento populacional pode atenuar os efeitos do canal tradicional da taxa de juros, definido como o mecanismo pelo qual a política monetária afeta a economia através da *taxa real* de juros e, com efeito, do *custo real* de empréstimo, impactando nas decisões de investimento (residencial e não residencial) e consumo de bens duráveis (MISHKIN, 2016). Jovens demandam mais crédito para financiar a compra de casas e outros bens duráveis. À medida que envelhecem, os indivíduos tendem a pagar seus empréstimos ao passo que diminuem sua demanda por crédito e se tornam credores. Espera-se, por isto, que os jovens sejam mais sensíveis a mudanças no custo real de empréstimos decorrentes de choques na taxa de juros. O envelhecimento pode implicar, portanto, uma menor sensibilidade da demanda agregada através do canal tradicional da taxa de juros (IMAN, 2015).

Wong (2018) encontra empiricamente que a resposta do consumo dos mais jovens a choques de política monetária é significativamente maior que a dos mais velhos nos Estados Unidos. Um choque expansionista na taxa de juros causa uma redução significativa das taxas

hipotecárias, permitindo um aumento no nível de consumo daqueles que ajustam (refinanciando ou contraindo novos⁸) seus empréstimos a uma menor taxa. Indivíduos mais jovens possuem os maiores empréstimos e, por isso, são aqueles que têm maior propensão a reajustá-los após uma redução das taxas de juros. Além disso, os mais jovens têm maior propensão a consumir que os mais velhos, de modo que aumentam mais seu nível de consumo após o refinanciamento.

Para embasar teoricamente os resultados empíricos, a autora constrói um modelo com custos fixos de ajustamentos hipotecários no qual agentes heterogêneos decidem ajustar seus empréstimos – ou não – comparando a utilidade extra que eles obtêm de pagamentos de juros mais baixos, líquidos do custo fixo de ajuste, relativamente a sua utilidade corrente. O modelo reproduz o aumento decrescente do consumo à medida que a idade aumenta observado nos dados. Ademais, os exercícios quantitativos indicam que o canal do refinanciamento explica cerca de 50% da resposta observada no consumo. A outra metade é explicada pelos efeitos renda e substituição, riqueza e outros efeitos relacionados ao ciclo de vida.

Dentre as formas que o envelhecimento afeta a efetividade da política monetária, até aqui foram analisadas as considerações relativas aos efeitos renda e substituição e do canal tradicional da taxa de juros. Os outros mecanismos de transmissão de política monetária podem ser divididos entre a categoria daqueles que operam através dos preços de outros ativos – além da taxa de juros – e daqueles que operam através dos efeitos da assimetria de informação no mercado de crédito (MISHKIN, 2016).

Em relação à primeira categoria, indivíduos que possuem mais ativos são mais impactados por mudanças na taxa de juros que afetam os preços destes ativos – o efeito riqueza. Pessoas jovens possuem tipicamente poucos ativos, enquanto as pessoas mais velhas possuem muitos. O efeito riqueza tende a ganhar importância em sociedades mais envelhecidas justamente porque a riqueza tende a estar mais concentrada nas mãos daqueles com idade mais avançada, ao menos nos países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE). A mudança demográfica tenderia, portanto, a aumentar a importância do efeito riqueza, aumentando a efetividade da política monetária (IMAN, 2013) e reduzindo a volatilidade dos ciclos.

Os mecanismos de transmissão da política monetária relacionados aos problemas de assimetria de informação no mercado de crédito se inserem no denominado canal de crédito.

⁸ Contrair novos empréstimos hipotecários significa adquirir nova(s) casa(s).

Este amplifica o canal da taxa de juros ao impactar o prêmio de financiamento externo, que é a diferença entre o custo do capital disponível para as firmas e famílias em relação ao custo de se financiar externamente (BERNANKE; GERTLER, 1989). O prêmio de financiamento externo é inversamente relacionado ao patrimônio líquido dos tomadores de empréstimo. O envelhecimento pode afetar o canal de crédito de duas maneiras.

A primeira está relacionada com a diferença de patrimônio líquido em relação a idade. Pessoas mais velhas tendem a ter um maior patrimônio líquido, de modo que o custo de alavancar recursos externos é menor, já que o prêmio de financiamento externo é baixo devido ao elevado valor de colateral que possuem (IMAN, 2015). Isso implica que essas pessoas têm maior probabilidade de financiarem seu consumo ou investimento com recursos próprios, tornando o canal de crédito menos sensível à política monetária em sociedades envelhecidas, amplificando os efeitos dos choques cíclicos.

A segunda se dá por mudanças no mercado imobiliário e de ações. O envelhecimento populacional pode levar a uma queda na demanda e nos preços dos imóveis, já que os jovens são os principais responsáveis pela compra de casas, bem como um aumento da demanda relativa por ativos financeiros seguros⁹ (MANKIWI; WEIL, 1989). As reduções dos valores dos imóveis e dos ativos financeiros mais arriscados podem causar um efeito riqueza negativo para as firmas e famílias, deteriorando seus balanços patrimoniais. Com efeito, o valor do colateral dos empréstimos será menor para os credores, o que agrava os problemas de seleção adversa. A piora dos balanços patrimoniais também agrava o problema de risco moral, porque os proprietários terão uma menor participação acionária em suas empresas, dando-lhes maior incentivo para o engajamento em atividades arriscadas (MISHKIN, 2016, p. 678). A soma desses fatores aumentaria o prêmio de financiamento externo e mitigaria a efetividade do canal de crédito da política monetária (IMAN, 2013).

A política monetária impacta as percepções de risco dos agentes econômicos, mecanismo denominado por Borio e Zhu (2012) como “*risk-taking channel*” (canal da tomada de risco). O aumento dos valores das ações, rendas e lucros, bem como do valor do colateral provenientes de reduções na taxa de juros reduzem as percepções de risco e encorajam a “busca por rendimento” (*search for yield*), amplificando os efeitos da política monetária. Instituições financeiras apresentam menor aversão ao risco quando as taxas de juros caem e maior aversão ao risco quando se elevam. Ditas mudanças nas percepções de risco devem-se tanto a fatores

⁹ Os motivos do aumento da demanda relativa por ativos seguros serão explicados no próximo parágrafo.

psicológicos (ilusão monetária, por exemplo) como institucionais (taxas fixas de retorno garantidas por contratos). A aversão ao risco dos indivíduos aumenta com a idade em decorrência do aumento da incerteza em relação ao tempo de vida, de modo que as perdas não podem ser facilmente recuperadas com o tempo de vida restante¹⁰ (MODIGLIANI, 1986), aumentando os prêmios de risco de equilíbrio à medida que a sociedade envelhece (BAKSHI; CHEN, 1994). Como resultado, o canal da tomada de risco pode ser menos potente numa sociedade envelhecida do que numa jovem, reduzindo a efetividade da política monetária (IMAN, 2015) e tornando, conseqüentemente, os ciclos mais voláteis.

As expectativas de inflação dos agentes econômicos influenciam suas decisões de consumo, poupança e investimento. Um dos objetivos da política monetária é justamente estabilizar essas expectativas que dependem, em grande parte, da credibilidade da autoridade monetária. Evidências empíricas recentes têm sugerido que indivíduos mais velhos são mais sensíveis à inflação (BLANCHFLOWER; MACCOILLE, 2009; CARRILLO; EMRAN, 2012). Isso indica que o canal das expectativas pode ganhar relevância em sociedades mais envelhecidas, tornando a política monetária mais efetiva que, por sua vez, contribui para flutuações menos acentuadas da produção.

A Tabela 1 sumariza como os diversos mecanismos de transmissão podem ser afetados pelas mudanças demográficas e seus efeitos sobre a volatilidade dos ciclos numa sociedade envelhecida. Até o momento em que foi escrito o presente trabalho, o único mecanismo empiricamente testado foi o canal de refinanciamento – inserido no canal tradicional da taxa de juros –, abordado por Wong (2018) e discutido anteriormente. Entretanto, Iman (2015) encontrou resultados empíricos favoráveis à hipótese de que as mudanças demográficas têm, de fato, contribuído para a redução da efetividade da política monetária em cinco grandes economias avançadas (Estados Unidos, Canadá, Alemanha, Japão e Reino Unido) sem testar nenhum canal específico. Seus resultados apontam, portanto, o efeito líquido do envelhecimento sobre a efetividade da política monetária.

A política monetária é um importante, senão o principal, instrumento de reação a choques de curto prazo. Pode-se esperar que a redução da sua efetividade diminua a capacidade de reação dos bancos centrais frente a choques, aumentando a volatilidade dos ciclos econômicos.

¹⁰ Pesam também fatores como a redução dos rendimentos provenientes do salário e o aumento da incerteza relacionada às despesas com saúde.

Tanto a literatura teórica quanto empírica existente tem focado, em grande medida, nas economias avançadas. Os impactos do envelhecimento sobre alguns dos mecanismos de transmissão da política monetária podem ser diferentes em economias emergentes ou subdesenvolvidas. A maioria das pessoas são de baixa renda nesses países e a distribuição da riqueza, por exemplo, pode não ser concentrada nos indivíduos mais velhos. A crescente importância do efeito riqueza em relação ao canal de crédito pode ser menos importante ou até mesmo não acontecer, de modo que a efetividade da política monetária não seja tão acentuada quanto nas economias avançadas ou se manifeste através de outros canais.

Tabela 1 – Mecanismos de transmissão da política monetária afetados por mudanças demográficas e impactos sobre a volatilidade numa sociedade envelhecida.

	Volatilidade dos ciclos numa sociedade velha	Raciocínio
Canal tradicional da taxa de juros	Aumenta	Adultos jovens precisam de mais crédito que os adultos velhos. A demanda por crédito diminui com o envelhecimento, reduzindo o impacto de choques da taxa de juros e aumentando a volatilidade dos ciclos.
Efeitos renda e substituição	Aumenta	Choques positivos na taxa de juros permitem indivíduos mais velhos aumentarem seu consumo, compensando parte dos efeitos restritivos comuns da política monetária, contribuindo para acentuar as flutuações cíclicas do produto.
Canal de crédito	Aumenta	A menor demanda de bens duráveis por pessoas mais velhas reduz o valor destes como colateral, aumentando o prêmio de financiamento externo. Isso mitigaria a efetividade do canal de crédito, aumentando a volatilidade da produção.
Efeito riqueza	Diminui	Distribuição de renda: pessoas velhas possuem relativamente mais riqueza, fazendo-as mais sensíveis à política monetária. A maior efetividade da política monetária reduz a volatilidade do produto.
Canal da tomada de risco	Aumenta	Indivíduos velhos são mais avessos ao risco, reagindo menos à política monetária, tornando-a menos efetiva, o que amplifica as flutuações cíclicas do produto.
Canal das expectativas	Diminui	Indivíduos mais velhos são mais sensíveis à inflação do que os jovens, aumentando a efetividade da política monetária e contribuindo para a redução da volatilidade dos ciclos.

Fonte: Elaboração própria.

3.2 POLÍTICA FISCAL

Uma maior proporção de idosos demanda relativamente mais recursos para serviços de saúde, bem como para aposentadorias. Dado que grande parte desses serviços e das aposentadorias

são ofertados através de sistemas públicos de saúde e previdenciários, o envelhecimento tende a impactar diretamente as finanças públicas de diversos países.

Leeper e Walker (2011) discutem os limites fiscais em economias avançadas e chamam atenção para os efeitos da ausência de planejamento político para lidar com os (futuros) limites fiscais – o ponto a partir do qual impostos e despesas governamentais não mais podem ajustar-se para estabilizar o valor presente da dívida pública – das economias. Os autores constroem um modelo teórico no qual uma adequada ancoragem de expectativas (racionais) fiscais é necessária para que a política monetária surta efeitos em controlar a inflação. Caso os agentes esperem que, ao atingir o limite fiscal, o governo adote medidas (reforma previdenciária, por exemplo) que estabilizem completamente a dívida pública, a política monetária será consistente em levar a inflação para o centro da meta. No caso em que os agentes atribuem uma probabilidade positiva ao cenário em que o governo não estabilize a dívida pública, com possíveis reapreciações do valor dos títulos, a política monetária perde eficácia em controlar a inflação. Vale notar que, mesmo se as expectativas de reapreciação não se realizarem, a política monetária perde eficácia¹¹.

Além de evidenciarem que as consequências decorrentes de crises financeiras são substancialmente mais amenas quando um país possui espaço de política monetária, Romer e Romer (2017) sinalizam que os efeitos adversos de uma crise financeira são extraordinariamente leves quando um país tem espaço fiscal¹² para realizar políticas anticíclicas. É importante lembrar que os autores utilizam dados de 24 economias avançadas, de modo que estender a hipótese para países em desenvolvimento pode ser inadequado. Por outro lado, parece razoável supor que países em desenvolvimento também possuam maior capacidade de acomodar choques cíclicos quando disfrutarem de espaço de política fiscal.

No Brasil, parcela significativa do investimento público governamental (exclusive as empresas públicas) como proporção do PIB¹³ é realizada através dos governos estaduais.

¹¹ Apesar da construção do modelo, os autores questionam a adequação teórica do uso de expectativas racionais no contexto em que os agentes, na realidade, quase não possuem orientação do governo sobre como o estresse fiscal será resolvido. Eles indicam que o desvio do uso de expectativas racionais em pesquisas futuras talvez seja necessário para capturar as incertezas no sentido de Knight.

¹² A medida base de espaço de política fiscal utilizada pelos autores é a razão da dívida pública bruta em relação ao PIB multiplicada por -1. Assim como para a política monetária, os resultados são robustos à diversas especificações.

¹³ Observatório de Política Fiscal do Instituto Brasileiro de Economia (<https://observatorio-politica-fiscal.ibre.fgv.br/posts/investimentos-publicos-1947-2018>) e relatório de acompanhamento fiscal da Instituição Fiscal Independente do Senado Federal (<https://observatorio-politica-fiscal.ibre.fgv.br/posts/investimentos-publicos-1947-2018>).

Rossi e Aguiar (2018) analisam a evolução da situação fiscal das unidades federativas brasileiras que compreende o período de 2005 a 2016. Eles evidenciam que as contas públicas estaduais têm se deteriorado na última década devido à dificuldade dos estados de conter o crescimento das despesas. Esse crescimento deve-se principalmente às despesas com gastos obrigatórios, especialmente folha salarial e aposentadoria dos servidores públicos. Além das regras salariais e previdenciárias, a constituição determina limites mínimos de gastos com serviços de saúde e educação que tornam o orçamento rígido.

Diante da incapacidade de estruturar projetos de longo prazo com fontes de financiamento estáveis, resultado da falta de planejamento e a rigidez orçamentária decorrente dos gastos obrigatórios, os estados realizam seus ajustes fiscais via corte de investimentos para obter superávits primários em momentos de crise e queda de arrecadação. Essa dinâmica se traduz em alta volatilidade dos investimentos estaduais com reduções agudas em períodos de ajustes.

Rossi e Aguiar (2018) estimam a importância de possíveis determinantes do investimento público estadual no período em questão. Os resultados corroboram com a alta variabilidade do investimento supracitada, indicando que choques na variável não são persistentes. Dentre os resultados que dialogam com a presente discussão, vale citar que o efeito do PIB corrente é positivo e estatisticamente significativo, confirmando que o investimento é pró cíclico. Outra evidência é que o fator fiscal é um determinante chave para a dinâmica do investimento público, de modo que estados com maiores relações dívida/PIB possuem menor capacidade de investir. A relação entre investimento e o resultado primário defasado também se mostra importante: um maior superávit fiscal em certo ano libera espaço fiscal para um maior volume de investimento no ano seguinte. Estes dois últimos resultados corroboram com os resultados encontrados por Romer e Romer (2017). Ademais, o resultado primário do período corrente mostra-se negativamente correlacionado com o investimento, corroborando com a suposição de que esta última é a principal variável afetada pelos ajustes fiscais de curto prazo. Há também um efeito *crowding-out* entre os diferentes tipos de despesa, já que o aumento dos gastos correntes tem efeito negativo sobre o investimento.

A economia brasileira é frequentemente atingida por choques cíclicos que afetam a situação fiscal dos estados. Dadas as regras fiscais, o envelhecimento populacional pressiona os gastos públicos estaduais de modo que o investimento pode se tornar cada vez mais sensível a momentos de expansão e contração da atividade econômica, ampliando a volatilidade do produto.

3.3 SETOR FINANCEIRO

Imam (2013) aponta possíveis canais através dos quais o envelhecimento afeta a estabilidade do sistema financeiro partindo de considerações do ciclo de vida. O primeiro canal está relacionado com a mudança do modelo de negócios dos bancos decorrente dos efeitos do envelhecimento da população sobre seus balanços. Uma população jovem demanda certa quantidade de crédito para comprar casas, financiar educação, entre outros gastos. Isso significa que os bancos possuem mais empréstimos do que depósitos em seus balanços. À medida que a população envelhece, os consumidores tendem a pagar seus empréstimos, aumentar sua riqueza e reduzir sua demanda por crédito. Esta última também pode ser negativamente impactada pelo possível aumento na proporção capital/trabalho decorrente da saída líquida de pessoas da força de trabalho. Por fim, as empresas demandam menos recursos em face de um mercado decadente.

Aumento de depósitos e diminuição de empréstimos têm como resultado líquido a redução da margem de lucro das instituições financeiras referentes a concessões de empréstimos. No caso mais extremo de uma economia em que a população já está muito envelhecida, o excesso relativo de depósitos pode ser tal que se traduza em uma situação de armadilha da liquidez (*gap* entre a quantidade de poupança e a demanda por crédito com taxas de juros próximas a zero). Este caso extremo pode ser encontrado no Japão, economia estudada pelo autor, mas extremamente improvável para o caso do Brasil.

Para contornar a redução da lucratividade, os bancos recorrem a títulos da dívida pública e/ou a diversificação de atividades e de ativos. As instituições que podem operar no mercado externo enfrentarão mais riscos associados ao financiamento em moeda estrangeira, que podem ser especialmente maiores em países em desenvolvimento, como o Brasil, em função da maior volatilidade cambial. Além disso, os bancos podem fazer fusões para se beneficiarem de economias de escala e escopo. Cada uma dessas formas de aumentar a lucratividade pode contribuir para o aumento do risco sistêmico. Por outro lado, o impacto da contração do crédito em decorrência de uma crise sistêmica seria menor e a recuperação mais rápida, já que a demanda por crédito estaria em patamar reduzido.

Com o objetivo de verificar empiricamente se o envelhecimento afeta a estabilidade do setor bancário, Imam (2013) usa dados em painel de 144 países que compreende o período de 1990 até 2007. Usa o *z-score* como variável dependente e a taxa de dependência da população acima de 65 anos de idade como variável independente, além de controlar para outros fatores.

Encontra que a taxa de dependência é negativamente correlacionada com a estabilidade a 1% de significância.

O segundo canal está relacionado ao já mencionado aumento do grau de aversão ao risco dos indivíduos com o envelhecimento, cujo resultado é a preferência por portfólios que contém ativos mais seguros. A consequência do aumento da demanda de ativos seguros que aqui interessa é a maior compra de títulos públicos por parte das famílias tanto diretamente, como indiretamente (através de depósitos e fundos de pensões). Isso acentua a interconexão entre os balanços patrimoniais privados e públicos, amplificando os efeitos de choques do setor público no setor privado e vice e versa. Os títulos públicos podem tornar-se ativos arriscados especialmente em países em desenvolvimento, cuja estabilidade fiscal e o desenvolvimento do sistema financeiro são relativamente menores.

As consequências financeiras associadas ao risco de que as pessoas, em média, vivam mais do que o previsto¹⁴ constitui o terceiro canal, denominado “risco de longevidade” [*Global Financial Stability Report (GFSR)*, 2012]. Esse “risco” tem sido subestimado pelos governos, instituições privadas e famílias nas últimas décadas. Além disso, o desenvolvimento de um mercado de instrumentos financeiros que minimizem o risco pela transferência destes àqueles que melhor podem administrá-lo enfrenta dificuldades relacionadas a problemas de assimetria de informação. Instituições financeiras do segmento podem esperar um resgate por parte do governo no caso de ficarem vulneráveis a um grande choque de longevidade, caracterizando um problema de risco moral. Um problema de seleção adversa pode surgir, por exemplo, porque um fundo de pensão talvez possua melhor informação com respeito à saúde dos seus pensionistas do que os potenciais compradores do risco.

Com a dificuldade de desenvolvimento de mercados que possibilitem um compartilhamento do risco, um choque inesperado de longevidade pode ter consequências sistêmicas adversas ao elevar as obrigações relativas ao pagamento de pensões mais do que o previsto, de modo a deteriorar os balanços patrimoniais do setor privado e ameaçar a sustentabilidade fiscal do setor público. Em relação ao setor privado mais especificamente, o risco de longevidade pode levar a perdas nos contratos de anuidades das companhias de seguro de vida, levando a potenciais aumentos nas reservas para tais contratos. Para os fundos de pensão, aumentos inesperados na longevidade podem aumentar as contribuições necessárias para honrar os

¹⁴ Aumentos inesperados na longevidade se devem, em parte, a avanços na medicina como melhores tratamentos para câncer e HIV-AIDS, por exemplo.

pagamentos das pensões. Já relação ao setor público, isso acontece através dos pagamentos relacionados à seguridade social e do (possível) papel de prestador de última instância de fundos de pensões privados e indivíduos que não terão recursos suficientes para um maior período de aposentadoria, elevando o risco de insolvência do governo. De acordo com as estimativas do GFSR (2012), um aumento inesperado de três anos da longevidade – em linha com a subestimação média do passado – aumenta o custo anual do envelhecimento em cerca de 1,5 a 2,0 pontos percentuais em relação ao PIB nas economias avançadas e 1,0 a 1,3 pontos percentuais nas economias emergentes.

A subestimação do risco de longevidade e sua consequente falta de reconhecimento nos esquemas previdenciários públicos e privados, bem como a ausência de medidas para mitigá-lo pode contribuir para amplificar os choques relacionados aos ciclos econômicos pelos fatores supracitados e até mesmo constituir em causador de instabilidade no curto prazo. Este último caso pode acontecer devido a uma reapreciação repentina do risco – como aconteceu com outros tipos de risco que eram aparentemente controlados durante a crise financeira com o mercado *subprime* – que podem levar a grandes ajustes de mercado (IMAN, 2013). Os ajustes podem acontecer, por exemplo, no mercado de títulos públicos (pela reavaliação do risco de default) ou nos mercados de títulos corporativos ou ações (pela reavaliação do risco encarado pelas instituições que possuem ou são ligadas a fundos de pensões). Também podem acontecer mudanças bruscas nos padrões de investimento dos indivíduos que, ao perceberem a necessidade de poupar mais para um tempo mais longo de aposentadoria, realocam recursos para ajustar seus portfólios, afetando diversos mercados.

Em suma, o envelhecimento parece aumentar a volatilidade das flutuações econômicas através da redução da estabilidade do setor financeiros via i) redução da lucratividade do setor bancário que induz os bancos a mudar seu modelo de negócios, expondo-se a novos tipos de risco, ii) o aumento da interconexão entre os balanços patrimoniais públicos e privados em decorrência da maior demanda de títulos públicos ocasionada pelo aumento da aversão ao risco dos indivíduos e iii) da possibilidade de que as pessoas vivam mais que o esperado, com o efeito de deteriorar os balanços patrimoniais do setor privado e ameaçar a sustentabilidade fiscal do setor público ao elevar as obrigações relativas ao pagamento de pensões mais do que o previsto. A Tabela 2 apresenta esses três efeitos de forma sistemática e resumida.

Tabela 2 – Efeitos do envelhecimento sobre a estabilidade do Setor Financeiro e impactos sobre a volatilidade numa sociedade envelhecida.

	Volatilidade dos ciclos numa sociedade velha	Raciocínio
Demanda por crédito	Aumenta	Os indivíduos tendem a pagar seus empréstimos e adquirir mais ativos, tonando-se credores. Com isso, bancos terão relativamente menos empréstimos e mais depósitos, resultando numa redução da lucratividade do setor bancário que induz os bancos a mudar seu modelo de negócios, expondo-se a novos tipos de risco.
Aversão ao risco	Aumenta	Indivíduos mais velhos apresentam maior aversão ao risco e demandam ativos mais seguros, como títulos públicos. Numa sociedade envelhecida, a maior demanda por títulos públicos aumenta a interconexão entre os balanços patrimoniais públicos e privados, amplificando os efeitos de choques do setor público no setor privado e vice e versa.
Risco de longevidade	Aumenta	As pessoas podem viver, em média, mais que o previsto, com o efeito de deteriorar os balanços patrimoniais do setor privado e ameaçar a sustentabilidade fiscal do setor público ao elevar as obrigações relativas ao pagamento de pensões. Uma reapreciação repentina deste risco pode levar a grandes ajustes de mercado.

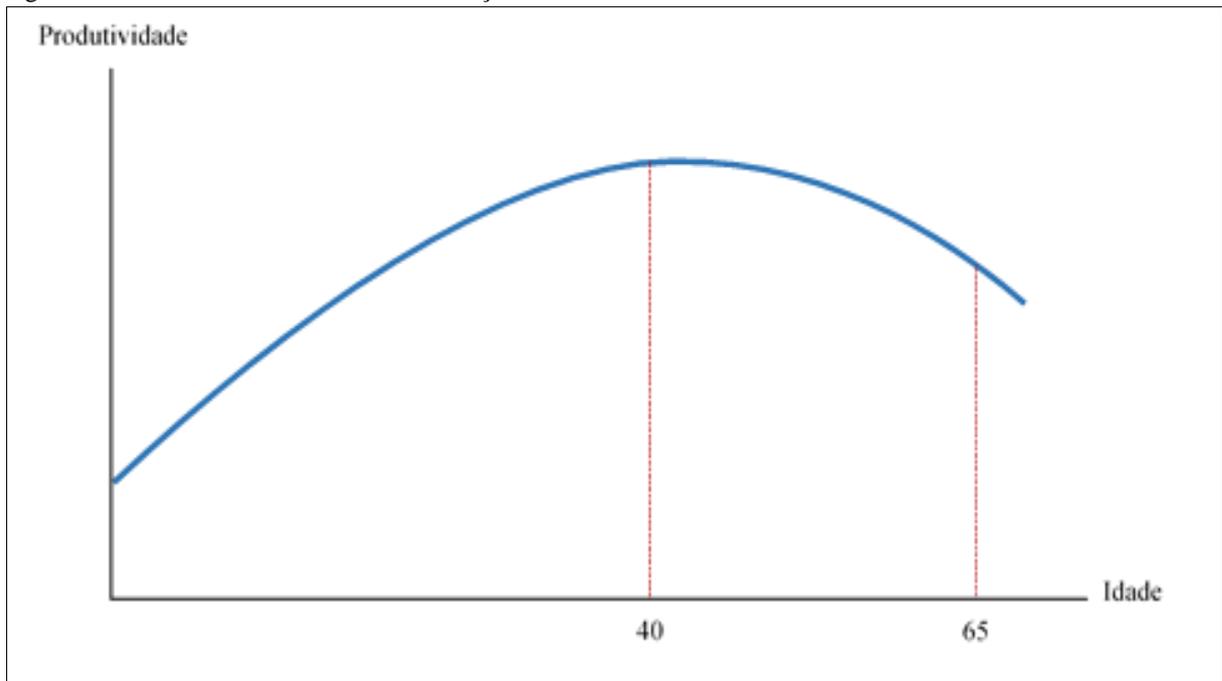
Fonte: Elaboração própria.

3.4 MERCADO DE TRABALHO

É um fato estilizado que a dinâmica do mercado de trabalho é fortemente associada com as flutuações da atividade econômica. A composição da força de trabalho pode ser mais um fator potencialmente determinante da resposta de uma economia a choques reais ou nominais. O tamanho da população, sua estrutura etária e sua parcela em idade ativa são importantes fatores para a determinação da oferta de trabalho agregada.

Uma vasta literatura sumarizada por Aiyar, Ebeke e Shao (2016) evidencia que a produtividade da força de trabalho varia sistematicamente ao longo da vida dos indivíduos devido a fatores como experiência, depreciação do conhecimento, capacidades físicas e mentais de trabalho, de absorção e de geração de inovações relacionadas à idade, assim como a estrutura industrial da economia. No agregado, a combinação desses fatores resulta em forte incremento da produtividade até que os trabalhadores estejam na faixa dos 40 anos e, após o pico, declina até o final da sua vida de trabalho. Assim, a curva de produtividade do trabalho agregada em função da idade apresenta-se em forma de U invertido, como ilustrado na Figura 4.

Figura 4 – Produtividade do trabalho em função da idade.



Fonte: Elaboração própria.

Considerando que as decisões de ofertar trabalho dos agentes estão relacionadas com o rendimento do trabalho que, por sua vez, depende da produtividade marginal do trabalho, os incentivos a ofertar trabalho serão diferentes de acordo com a idade dos indivíduos¹⁵. Cooley, Henriksen e Nusbaum (2019) constroem um modelo com uma curva de oferta de trabalho de formato semelhante¹⁶. A decisão das firmas de demandar trabalho também depende da produtividade. Conseqüentemente, a composição etária da força de trabalho pode impactar na amplitude das respostas da economia a choques de produtividade através da dinâmica do mercado de trabalho.

Fujiwara e Teranishi (2008) usam um modelo Novo-Keynesiano para estudar os diferentes efeitos de um choque tecnológico positivo em “trabalhadores” e “aposentados”¹⁷¹⁸. Estes últimos obtêm a maior parte de seus rendimentos a partir de ativos financeiros acumulados ao longo da vida, enquanto os rendimentos dos primeiros provêm principalmente do trabalho.

¹⁵ Ademais, pessoas mais velhas podem ver-se menos motivadas a oferecer trabalho por fatores como, por exemplo, os rendimentos provenientes da riqueza acumulada ao longo da vida ter um peso maior na sua renda que os rendimentos do trabalho.

¹⁶ Para gerar esse padrão, o modelo assume que a desutilidade do trabalho é decrescente com o aumento da idade e usa, também, choques de produtividade idiossincráticos ao longo do ciclo de vida.

¹⁷ Aposentados podem ofertar trabalho para complementar a renda até o nível em que permita maximizar seu consumo. Deste modo, também alocam seu tempo entre trabalho e lazer.

¹⁸ Trabalhadores e aposentados são colocados entre aspas para referir-se apenas à categoria utilizada no modelo de Fujiwara e Teranishi (2008) devido ao fato de que os aposentados podem, também, ofertar trabalho.

Para os trabalhadores, o efeito substituição domina o efeito renda decorrente do choque de produtividade, resultando no aumento da sua oferta de trabalho, rendimentos e consumo. Já que aposentados são menos produtivos que trabalhadores, sua oferta de trabalho é menor que a dos trabalhadores no estado estacionário. Por esse motivo, os ganhos de uma melhora tecnológica afetam mais o bem-estar dos trabalhadores. Uma população mais envelhecida reduziria a volatilidade da economia a choques de produtividade porque a resposta da oferta de trabalho da parcela de aposentados seria menor.

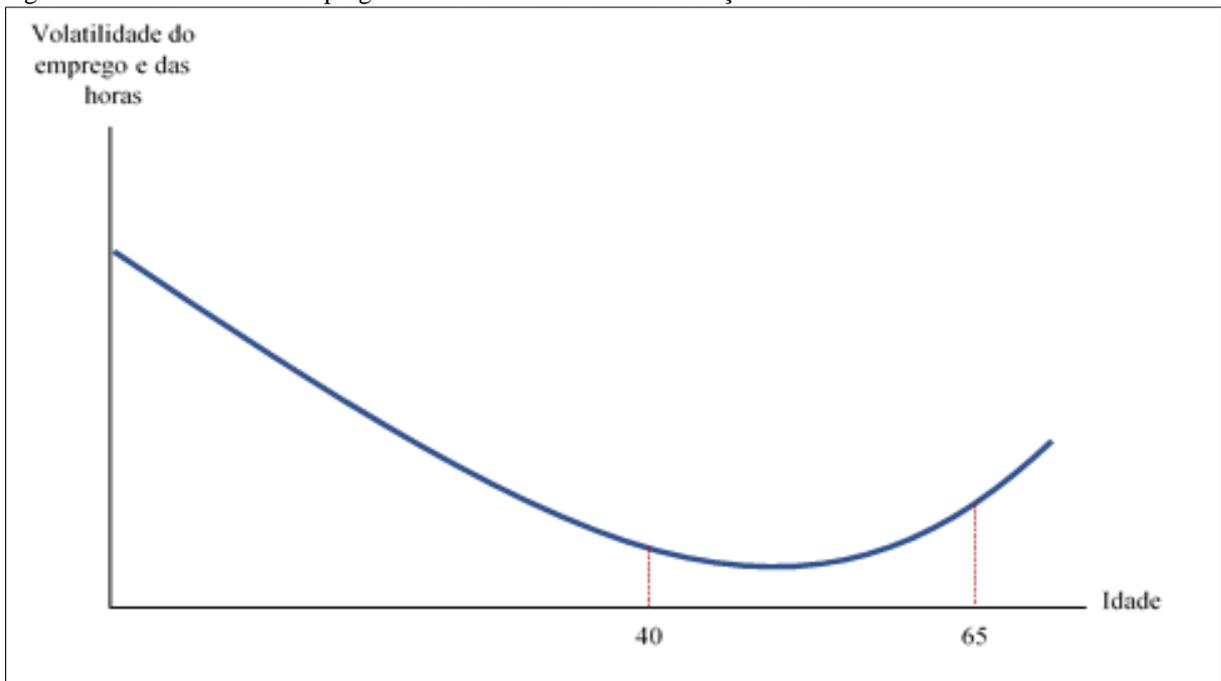
Numa sociedade em que a expectativa de vida é baixa, os trabalhadores têm alta propensão marginal a consumir por não precisarem poupar muito em face de um curto período de aposentadoria. O choque tecnológico lhes permite variar substancialmente seu consumo neste caso. Já os “aposentados” não variam significativamente nem seu lazer nem seu consumo. Os “aposentados” aumentam sua oferta de trabalho no estado estacionário à medida que a expectativa de vida aumenta diante da necessidade de manter seu consumo ótimo e passam a depender mais da renda do trabalho. A maior sensibilidade à renda do trabalho resulta em maior resposta ao choque tecnológico, amplificando os efeitos sobre o produto agregado. Entretanto, o aumento da oferta de trabalho dos “aposentados” em decorrência de aumentos na expectativa de vida é incerto e contingente a outros fatores (sistema previdenciário, por exemplo), como já discutido em seção anterior.

A evidência empírica mostra que a volatilidade cíclica do mercado de trabalho se apresenta em forma de U em função da idade nas economias avançadas, como mostra a Figura 5. Os trabalhadores jovens experimentam maior volatilidade no emprego e nas horas trabalhadas que os de meia idade (JAIMOVICH; SIU, 2009; JAIMOVICH; PRUITT; SIU, 2013). Aqueles que estão perto da idade de 65 anos ou mais experimentam volatilidade entre esses dois grupos. Ademais, períodos com uma grande participação de jovens tendem a apresentar grande volatilidade nos ciclos econômicos. Existem também diferenças similares na volatilidade dos salários.

Na tentativa de explicar os diferenciais na volatilidade das horas e dos salários, Jaimovich, Pruitt e Siu (2013) constroem um modelo de ciclos reais de negócios para a economia dos Estados Unidos considerando um ambiente caracterizado por apenas dois grupos de trabalhadores, novos e velhos, cuja idade determina diretamente a experiência de cada. Nesse arcabouço, as diferenças nas volatilidades do emprego, das horas trabalhadas e dos salários decorrem da existência de complementariedade entre trabalho experiente e fatores de

produção que são fixos no curto prazo e inerentemente requerem – ou estão embutidos – a presença de trabalho experiente, como capital organizacional, *know-how* da firma e conhecimento operacional. Dado que esses insumos são mais difíceis de ajustarem no curto prazo, as flutuações cíclicas da produção geram naturalmente variações mais acentuadas na demanda por trabalho inexperiente ou de trabalhadores jovens. Ditas variações na demanda são capazes de explicar, ainda, as variações mais acentuadas dos salários.

Figura 5 – Volatilidade do emprego e das horas trabalhadas em função da idade.



Fonte: Elaboração própria.

Em mais um esforço teórico, Lugaer (2012) constrói um modelo de busca e combinação com fricções no mercado de trabalho, no qual

Workers and firms meet randomly and matching takes time. A worker–firm match can be good or bad. Good matches last longer on average. New young workers enter the labor force each period, and the oldest workers retire. Match output depends on the worker’s age and a persistent aggregate productivity shock. The age distribution affects aggregate output volatility through two channels—a composition effect and the endogenous response by firms (LUGAUER, 2012, p. 707).

O “efeito composição” decorre do pressuposto de que o emprego de trabalhadores jovens flutua mais que o emprego dos mais velhos ao longo do ciclo econômico. No modelo, isso acontece porque trabalhadores mais velhos têm mais chances de serem empregados em boas combinações por apresentarem amplo tempo de busca. Trabalhadores jovens, por outro lado, entram e saem de empregos mais frequentemente porque tendem a ser empregados em

combinações ruins. Isso gera maior flutuação do emprego para os trabalhadores jovens, de modo que a volatilidade agregada do emprego é maior quando a participação de jovens na população é alta. A elevada volatilidade do emprego se traduz em alta volatilidade do produto.

O segundo canal que conecta a distribuição etária à volatilidade do produto agregado, no modelo, é a “resposta endógena da firma”. As firmas baseiam-se na idade dos ofertantes de trabalho para decidir quantos postos de trabalho criar, pois trabalhadores jovens apresentam menor produtividade. Para ilustrar esse mecanismo, pode-se considerar os efeitos de um choque positivo de produtividade. As firmas criam mais postos de trabalho porque suas receitas esperadas aumentam. O nível de emprego se eleva, especialmente entre os trabalhadores jovens – que apresentam maior dificuldade de resultarem em boa combinação – e o número de pessoas procurando emprego diminui. Se a força de trabalho for relativamente jovem, a produtividade média dos trabalhadores que agora procuram trabalho diminui. Com isso, as firmas precisam contratar ainda mais trabalhadores para fazer frente à maior receita esperada, elevando ainda mais o nível de emprego. Portanto, a resposta endógena da firma propaga o choque original quando a população é jovem. O raciocínio inverso pode ser feito com respeito a um choque tecnológico negativo.

Vale ressaltar que os trabalhos supracitados se inserem numa literatura que tenta explicar a Grande Moderação, termo cunhado por Stock e Watson (2003) para se referir à redução aparentemente permanente da volatilidade dos ciclos de negócios das economias desenvolvidas no período entre 1984 até a Grande Recessão de 2007. Alguns autores argumentam que a contribuição da mudança na composição etária da força de trabalho *per se* – caracterizada por uma maior participação relativa de trabalhadores de meia idade – tem sido superestimada como fator explicativo da redução da volatilidade cíclica verificada no período.

Mennuni (2019) atribui maior importância ao papel do aumento da participação de trabalhadores com maior nível de escolaridade (*college educated workers*) e da crescente participação da força de trabalho feminina. O autor constrói um modelo de ciclos de negócios no qual a oferta de trabalho¹⁹ de cada grupo específico é inversamente relacionada com sua

¹⁹ No modelo, a variação da oferta de trabalho é apenas de caráter intensivo, ou seja, se dá pela variação nas horas trabalhadas pelos agentes. Na realidade, todavia, a variação também é de caráter extensivo, ou seja, variações nas decisões de participação.

elasticidade²⁰. A intuição por detrás de tal relação é que quanto mais pessoas do mesmo grupo participarem do mercado de trabalho, haverá mais pessoas cujo salário de reserva é próximo ao salário de mercado. Desse modo, o aumento de mulheres e pessoas mais qualificadas no mercado de trabalho reduz a volatilidade do emprego e das horas trabalhadas, explicando grande parte da redução da volatilidade cíclica do produto observada no período.

Dessa literatura, vale ainda mencionar o trabalho de Heer, Rohrbacher e Scharrer (2017) no que diz respeito à análise do mercado de trabalho. Através de uma análise de impulso-resposta, estudam os efeitos de um choque positivo de produtividade num modelo estocástico dinâmico de gerações sobrepostas. O padrão em forma de U da volatilidade em função da idade é gerada por um padrão em que a redução do peso relativo das coortes mais jovens atenuam a resposta da oferta de trabalho por um lado e o aumento do peso relativo das coortes mais velhas, por outro lado, acentuam a resposta. O primeiro efeito predomina, mas envelhecimento *per se*, chamado de “efeito demográfico puro” pelos autores, tem apenas um impacto marginal sobre a amplitude das respostas, pois ambos efeitos praticamente se anulam. O fator relevante para explicar a Grande Moderação, portanto, seria o denominado “efeito deslocamento”, caracterizado por uma redução da elasticidade da oferta de trabalho para todos os grupos etários, tornando a economia menos sensível a choques.

Na Tabela 3 são sumarizados os mecanismos através dos quais o envelhecimento afeta a dinâmica do mercado de trabalho que foram abordados nesta seção. Todos os mecanismos apontam para uma menor volatilidade do emprego e das horas trabalhadas que resultam em menor volatilidade do produto. Destarte, parece que o envelhecimento atua no sentido de reduzir a volatilidade das flutuações econômicas quando consideramos a dinâmica do mercado de trabalho isoladamente.

²⁰ Elasticidade da oferta de trabalho é definida como a mudança percentual nas horas trabalhadas devido a uma mudança percentual no salário real.

Tabela 3 – Mecanismos através dos quais o envelhecimento afeta a dinâmica do Mercado de Trabalho e impactos sobre a volatilidade numa sociedade envelhecida.

	Volatilidade dos ciclos numa sociedade velha	Raciocínio
Efeitos renda e substituição	Diminui	Indivíduos mais velhos ofertam menos trabalho, reduzindo a sensibilidade da oferta de trabalho a choques tecnológicos em sociedades mais envelhecidas. Isso reduz a volatilidade do produto.
Complementariedade entre trabalho experiente e fatores de produção fixos no curto prazo	Diminui	Trabalho experiente e fatores de produção fixos no curto prazo são complementares. A demanda por trabalho experiente varia menos que a demanda por trabalho inexperiente, mitigando o impacto de choques tecnológicos e reduzindo a volatilidade dos ciclos.
Efeito composição	Diminui	Trabalhadores jovens entram e saem de empregos mais frequentemente porque tendem a ser empregados em combinações ruins. A volatilidade agregada do emprego é maior quando a participação de jovens na população é alta. A elevada volatilidade do emprego se traduz em alta volatilidade do produto.
Resposta endógena da firma	Diminui	As firmas baseiam-se na idade dos ofertantes de trabalho para decidir quantos postos de trabalho criar, pois trabalhadores jovens apresentam menor produtividade.
Relação negativa entre a elasticidade e a oferta de trabalho	Diminui	Quanto mais pessoas do mesmo grupo participarem do mercado de trabalho, haverá mais pessoas cujo salário de reserva é próximo ao salário de mercado. O aumento da participação de uma faixa etária no mercado de trabalho reduz a volatilidade do emprego e das horas trabalhadas.

Fonte: Elaboração própria.

3.5 EMPREENDEDORISMO

A relação entre empreendedorismo e ciclos econômicos havia sido pouco estudada e carecia de evidência empírica até a presente década. Em trabalho seminal, Koellinger e Thurik (2012) trazem resultados empíricos que elucidam boa parte desta relação em dois âmbitos: global²¹ e nacional. Definindo empreendedorismo como a participação de donos de negócios na força de trabalho, os autores encontram que flutuações dos níveis de empreendedorismo a nível global

²¹ Os autores utilizam dados dos 22 países da OCDE para realizar as estimações a nível “global”, visto que tais países correspondem a mais de 55% do PIB mundial em todos os anos contidos nas suas análises.

causam os ciclos de negócios mundiais no sentido de Granger, de modo que variações no empreendedorismo servem como indicador antecipado dos ciclos econômicos a nível global. Mostram, entretanto, que este não é necessariamente o caso a nível nacional, possivelmente devido a choques aleatórios a nível nacional que aumentam a variância não explicada pelos dados. A identificação a nível agregado ocorre porque

aggregating cyclical fluctuations of GDP, unemployment, and entrepreneurship across countries has a dual effect. First, it filters out national policy shocks on GDP and unemployment, which are likely to dominate the impulse coming from productive entrepreneurial activity. Second, aggregated cyclical data focus on the subset of entrepreneurs who identify technologies and business opportunities that are globally important. Both effects together are more likely to disclose the “real shocks” that the highly productive part of entrepreneurial activity exerts on the economy in aggregated data rather than in national data (KOELLINGER; THURIK, 2012, p. 10).

Além da dificuldade de identificação dos “choques reais”, em contraste com os resultados agregados, as taxas de proprietários de negócios são afetadas pelas taxas defasadas de desemprego a nível individual de países. Este resultado pode ser explicado por alterações no custo de oportunidade de começar um negócio decorrentes de mudanças nas condições do mercado de trabalho. Indivíduos desempregados reduzem suas expectativas de ganhos em relação ao trabalho assalariado e empreendem para ganhar a vida (OXENFELDT, 1943, *apud* AUBRY; BONNET; RENOUE-MAISSANT, 2014). O aumento do desemprego e as piores condições do mercado de trabalho reduzem o custo de oportunidade de começar o próprio negócio aumentando, com o isso, a criação de novas empresas. De modo análogo, o inverso acontece quando o desemprego diminui. O empreendedorismo, em suma, parece flutuar independentemente dos ciclos econômicos a nível agregado ao passo que responde às condições cíclicas do mercado de trabalho a nível nacional.

Economias com maior percentual de autônomos (que se enquadram também na categoria de empreendedores) apresentam menor persistência cíclica do produto, resultando em recuperações mais rápidas de recessões. Com o objetivo de explicar esse padrão, Finkelstein Shapiro (2014) constrói um modelo de ciclos de negócios com fricções nos mercados de trabalho em que indivíduos desempregados podem transitar para o trabalho assalariado ou tornarem-se autônomos endogenamente, em que

Salaried firms in economies with more self-employment have a lower steady state value of having a worker, which reflects the lower labor productivity in the salaried sector that arises from both a lower capital stock and a lower capital usage. Thus, when the economy receives a negative aggregate shock, the proportional contraction in salaried vacancies (and labor market tightness) is larger in these economies. This causes investment to fall by more as well since lower vacancies today imply lower salaried employment tomorrow (FINKELSTEIN SHAPIRO, 2014, p. 12).

As economias com maior proporção de autônomos exibem, portanto, maior volatilidade cíclica do emprego, do investimento e do produto. Vale notar que as economias que exibem maior percentual de autônomos normalmente são aquelas em desenvolvimento, como o caso do Brasil.

Liang, Wang e Lazear (2018) explicam a conexão entre demografia e empreendedorismo com base na teoria do capital humano de Becker. Eles argumentam que a capacidade empresarial depende de dois tipos de habilidades: aquelas que derivam das “vantagens da juventude” (*advantages of youth*) e as que decorrem da “visão de negócios” (*business acumen*). As primeiras refletem habilidades que decrescem com a idade, a exemplo da maior disposição de assumir riscos e da maior criatividade. As que decorrem da “visão de negócios” têm, por outro lado, efeitos positivos na capacidade de começar um negócio bem-sucedido e aumentam com a experiência de trabalho.

Partindo dessa extensão da ideia de acumulação de capital humano formulada por Becker, Liang, Wang e Lazear (2018) levantam a hipótese de que a posição do trabalhador dentro da firma afeta sua exposição às experiências que produzem o capital humano necessário para abrir um negócio. O rank serve como uma aproximação da oportunidade de encontrar esse tipo de experiência, de modo que trabalhadores em posições superiores arcam com maiores responsabilidades, interagem mais com outros tomadores de decisões e conseguem ter uma perspectiva mais ampla.

A probabilidade de um indivíduo ocupar posições superiores na empresa depende da estrutura etária da força de trabalho. Se esta última apresentar uma distribuição com maior participação de pessoas mais velhas, é provável que haja menos oportunidades para trabalhadores jovens porque a maior parte das posições de administração das empresas estejam ocupadas por trabalhadores mais experientes. Uma sociedade jovem oferece mais oportunidades para adquirir as habilidades relacionadas à “visão de negócios”. É por isso que a estrutura demográfica de um país é um fator potencialmente determinante do empreendedorismo.

Duas importantes previsões surgem desse arcabouço teórico. A primeira é uma relação em forma de U invertido entre idade e empreendedorismo, pois indivíduos muito jovens não possuem capital humano suficiente que lhes propiciam a “visão de negócios”, enquanto os mais velhos já perderam as “vantagens da juventude”.

A segunda previsão estabelece a conexão direta entre demografia e empreendedorismo. Numa sociedade em processo de envelhecimento, há uma proporção maior de trabalhadores mais velhos e experientes, o que retarda a promoção de trabalhadores jovens. Conseqüentemente, a acumulação de capital das coortes mais jovens também é retardada porque os trabalhadores precisam esperar mais tempo para atingir aquelas posições que são mais propícias à aquisição de habilidades empreendedoras. Como resultado, trabalhadores da mesma idade terão menos capital humano requerido para abrir um negócio no estado estacionário e o empreendedorismo é suprimido. Em outras palavras, a taxa de empreendedorismo é menor, para cada grupo etário, em países mais envelhecidos. Esse mecanismo é denominado de “*rank effect*” pelos autores.

A análise toma a estrutura demográfica como dada, mas permite que a demografia afete a taxa de aquisição de habilidades. Essa interação entre demografia e aquisição de habilidades que permite o arcabouço teórico desenvolvido por Liang, Wang e Lazear (2018) explicar como o empreendedorismo varia entre os países, por idade e ao longo do tempo. Os autores formalizam a teoria de modo a estabelecer uma série de proposições e seus corolários. Em seguida, testam a maioria destas proposições e corolários empiricamente e obtêm resultados altamente favoráveis em todos os casos, o que dá grande suporte à teoria. Em especial, o resultado de interesse mais imediato do presente trabalho é que o envelhecimento reduz a taxa geral de empreendedorismo.

Por fim, é possível estabelecer uma conexão entre demografia, empreendedorismo e volatilidade dos ciclos econômicos. Se há uma conexão direta entre a proporção de empreendedores da força de trabalho no estado estacionário e a volatilidade do produto, um terceiro fator exógeno que altere a primeira terá, conseqüentemente, impacto na segunda.

O envelhecimento reduz a taxa de empreendedorismo do estado estacionário. Economias com maior taxa de autônomos apresentam flutuações mais acentuadas na produção, especialmente aquelas em desenvolvimento como o Brasil. Portanto, é possível inferir que o envelhecimento reduz a volatilidade dos ciclos econômicos pelo canal do empreendedorismo.

4 METODOLOGIA

A análise com dados longitudinais possui a vantagem de ser possível acompanhar as mesmas unidades de *cross-section* ao longo do tempo. Com isso, há possibilidade de levar em consideração a heterogeneidade individual dos estados, bem como incorporar aspectos que se modificam ao longo do tempo (choques decorrentes de mudanças nas legislações, por exemplo). Ademais, o agrupamento de unidades de corte transversal com unidades temporais aumenta o número de observações e a variabilidade dos dados, algo fundamental porque as mudanças demográficas ocorrem em prazos relativamente longos, resultando em baixa variabilidade temporal. Uma grande vantagem da estrutura dos dados longitudinais é permitir explorar, também, a variabilidade entre estados.

Por terem ambas as dimensões de corte transversal e de série temporal, conjuntos de dados em painel diferem em diversos aspectos de uma análise de um único corte transversal. A amostragem de determinada população em diferentes momentos do tempo provavelmente leva a observações que não são identicamente distribuídas ao longo do tempo devido a fatores não observáveis que afetam determinada unidade de *cross-section* ao longo do tempo (WOOLDRIDGE, 2012). Disso surge a necessidade de empregar modelos e métodos especiais para dados em painel que permitam lidar com essas características não observáveis.

O ponto de partida é a estimação por mínimos quadrados ordinários agrupados (MQOA). Para que o MQOA produza estimadores consistentes e não viesados, é preciso assumir que as características não observáveis são não correlacionadas com as variáveis explicativas. A violação desse pressuposto implica a produção de estimadores viesados quando estimados por MQOA.

Uma forma de lidar com a heterogeneidade não observável é através do estimador de efeitos fixos (EF). Consiste em subtrair, de cada variável, sua média temporal e estimar a equação transformada por MQOA. A transformação centrada na média (*within transformation*) elimina todos os efeitos que são específicos de cada unidade de *cross-section* e que são fixos ao longo do tempo. Se satisfeito o pressuposto de exogeneidade estrita, os estimadores não serão viesados. O custo associado a essa transformação do estimador de EF é a impossibilidade de utilizar variáveis que não variam ao longo do tempo. Após a estimação do modelo, é possível aplicar um teste de Chow²² cuja hipótese nula é que os efeitos fixos são iguais a zero –

²² Wooldridge (2012), capítulo 7.

redundância de EF. A rejeição da hipótese nula implica que a heterogeneidade não observável é relevante.

Alternativamente, é possível que a heterogeneidade não observável siga um processo estocástico e não seja correlacionada com as variáveis explicativas em todos os períodos. Quando esse pressuposto é satisfeito, faz-se necessária a utilização de um modelo alternativo ao de EF, pois a transformação centrada na média resultará em estimadores ineficientes (WOOLDRIDGE, 2012).

Esse modelo alternativo é o de efeitos aleatórios (EA), que consiste em usar o método de mínimos quadrados generalizados (MQG) para estimar uma equação quase centrada na média, de modo que o modelo de EA faz uma transformação parecida com aquela de EF, mas subtraindo das variáveis apenas uma fração, θ , das suas respectivas médias temporais. $\theta = 1 - \left[\frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sigma_\varepsilon^2 + T\sigma_\mu^2} \right]$, onde σ_ε^2 é a variância do erro idiossincrático, σ_μ^2 é a variância da heterogeneidade não observada e T é o número de unidades temporais. Se σ_μ^2 for importante com relação a σ_ε^2 , θ tende a 1 e o estimador de EA tende ao estimador de EF. Caso σ_μ^2 não seja importante com relação a σ_ε^2 , θ tende a 0 e o estimador de EA aproxima do estimador de MQOA. O teste do multiplicador de Lagrange de Breusch-Pagan testa a hipótese nula de que os componentes da variância específica das unidades individuais ou das unidades temporais são zero. A rejeição da hipótese nula indica, portanto, que o estimador de EA é superior ao MQOA. Sob os pressupostos já ditos, os estimadores de EA são não viesados e assintoticamente normalmente distribuídos à medida que o número de unidades de *cross-section* aumenta, mantendo constantes o número de unidades temporais (WOOLDRIDGE, 2012).

Para escolher entre EF e EA, caso ambos sejam superiores ao MQOA, é preciso conduzir o teste de Hausman. A hipótese nula é que os efeitos individuais não são correlacionados com as variáveis independentes. A rejeição da hipótese nula indica que o modelo de EF é consistente, mas o modelo de EA é inconsistente e viesado. No caso de falha em rejeitar a hipótese nula, o indicativo é que tanto o modelo de EF como o modelo de EA são consistentes, mas o primeiro é ineficiente.

Além dos testes que indicam a direção de qual tipo de modelo é mais robusto, é preciso verificar a presença de heterocedasticidade, autocorrelação dos resíduos e dependência em *cross-section*. Para verificar a presença de heterocedasticidade no modelo estimado por

MQOA, aplica-se o teste de Breusch-Pagan / Cook-Weisberg, cuja hipótese nula é de homocedasticidade – variância constante. Para o modelo de EF, aplica-se o teste de Wald, em que a hipótese nula é ausência de heterocedasticidade entre grupos. A hipótese nula de ausência de autocorrelação serial pode ser verificada através do teste de Wooldridge. Estes três problemas podem ser resolvidos através de estimações robustas de cada modelo²³.

Dependência em *cross-section* é a correlação contemporânea entre os resíduos de diferentes unidades de *cross-section*. A presença de correlação contemporânea implica perda de eficiência para as estimativas do MQOA, invalidando os testes F e *t-student* convencionais (BALTAGI, 2012 *apud* MALBOUISSON; TIRYAKI, 2017). Os estimadores de EF e EA também presumem ausência de dependência em *cross-section*. Três testes cuja hipótese nula é a ausência de correlação contemporânea são aplicados: teste de Pesaran, teste de Friedman e teste de Frees. Uma forma de fazer o pressuposto de ausência de correlação contemporânea ser mais provável de ser válido é incluindo *dummies* de tempo nas estimações de dados em painel (ROODMAN, 2009). No caso do presente estudo, vale ressaltar que grande parte dos choques cíclicos experimentados pelos estados são provenientes de choques a nível nacional que afetam todos contemporaneamente. Portanto, a inclusão de *dummies* temporais no modelo que será apresentado na próxima subseção faz-se pertinente.

Dado que a variável dependente é a volatilidade do produto, seria interessante utilizar métodos de dados em painel dinâmico por dois motivos. O primeiro é a possibilidade de modelar persistência, já que seria pertinente considerar a volatilidade defasada do produto como possível fator explicativo para a volatilidade presente. A inclusão da variável dependente defasada permitiria levar em conta choques que têm efeitos contínuos ao longo do tempo e minimizar a correlação serial no termo de erro (MALBOUISSON; TIRYAKI, 2017). O segundo motivo é a possibilidade de lidar com eventuais problemas de endogeneidade.

A inclusão da variável defasada no contexto de dados em painel gera, por si, problemas de endogeneidade no contexto de painéis estáticos. Esta é correlacionada com o termo de erro, o que torna os estimadores MQOA viesados e inconsistentes. Isso também é válido para os estimadores de EF e EA. Entretanto, a inclusão da volatilidade defasada do produto justifica a adoção de métodos de dados em painel dinâmico que corrijam ditos problemas quando se tem uma amostra relativamente grande devido às propriedades assintóticas dos estimadores

²³ Ver capítulo 7 de Malbouisson e Tiryaki (2017) para mais detalhes.

obtidos por tais métodos (ROODMAN, 2009). Por isso, optou-se por limitar a análise econométrica aos modelos estáticos.

Construiu-se um painel balanceado a partir de dados anuais²⁴ obtidos para todos os 26 estados brasileiros mais o distrito federal que abrange o período de 1995 a 2016. Partindo da necessidade de identificar a volatilidade dos ciclos econômicos com dados anuais, foi necessário calcular uma medida de dispersão ou de tendência central, para cada uma das variáveis, em blocos temporais de quatro e cinco anos: 1995-1998, 1999-2002, 2003-2006, 2007-2011 e 2012-2016. Totalizando 5 observações temporais e 27 unidades de *cross-section*, obteve-se um painel com 135 observações.

4.1 MODELO ECONOMÉTRICO

A escolha das variáveis e a especificação do modelo dependem dos suportes teórico e empírico apresentados pela literatura, da hipótese a ser testada e da disponibilidade de dados. Levando em conta esses fatores, tem-se o seguinte modelo:

$$\sigma_{it} = c + \beta \cdot \mathbf{old}_{i,t} + \gamma \cdot \mathbf{ginvestment}_{i,t} + \rho \cdot \mathbf{gexpenses}_{i,t} + \delta \cdot \mathbf{credit}_{i,t} + \pi \cdot \mathbf{lnpdiesel}_{i,t} + \psi \cdot \mathbf{solow}_{i,t} + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Na equação 1, $\sigma_{i,t}$ é a volatilidade dos ciclos econômicos do estado i no bloco temporal t . Para seu cálculo, primeiro foi obtido o PIB nominal de cada estado. Deflacionando-o pelo deflator implícito do PIB nacional de cada ano, obteve-se o PIB real estadual. Após calcular o logaritmo natural do PIB real, aplicou-se o filtro HP (HODRICK; PRESCOTT, 1997) com o valor de 6.25 atribuído ao parâmetro de suavização para obter o componente cíclico do produto. A volatilidade é o desvio padrão do componente cíclico do PIB real no bloco temporal de referência.

Alternativamente ao filtro HP, também são usados outros dois filtros para isolar o componente cíclico do produto com o propósito de testar a robustez dos resultados: BW (BUTTERWORTH, 1930) e CF (CHRISTIANO; FITZGERALD, 2003). O uso do primeiro é

²⁴ Dados de disponibilidade mensal foram anualizados, como explicado mais à frente.

justificado de acordo com Pollock (2000) e Gómez (2007), segundo os quais o BW pode ser superior ao HP para estimar os componentes cíclicos por ter um parâmetro adicional.

O filtro CF pressupõe que o processo por detrás da série temporal é um passeio aleatório com *drift*²⁵. Christiano e Fitzgerald (2003) argumentam que diversas séries econômicas são uma boa aproximação de um passeio aleatório com *drift*, inclusive o PIB. Também afirmam que o filtro HP não lida bem com amostragens retiradas de diferentes intervalos em dados anuais, enquanto os ajustes necessários são feitos naturalmente através do filtro CF, justificando o uso deste.

O intercepto é representado por c e $old_{i,t}$ é a variável de envelhecimento populacional associada ao parâmetro β , cujo sinal e magnitude é o foco de interesse. Há duas especificações de referência para $old_{i,t}$. A primeira é a mediana da parcela de pessoas com 50 ou mais como proporção da população total [OLD (50)] no bloco temporal de referência, enquanto a segunda é calculada de forma similar para a parcela de 65 anos ou mais [OLD (65)].

Como controle, $ginvestment_{i,t}$ é a mediana do investimento do governo estadual em relação ao PIB no bloco temporal de referência para capturar choques exógenos de política fiscal. Orair, Gobetti e Siqueira (2016) encontraram evidências de que os multiplicadores fiscais associados ao investimento público, benefícios sociais e despesas de pessoal são expressivamente maiores que a unidade em momentos recessivos, o que torna pertinente a inclusão dessa variável no modelo.

Visto que alguns tipos de gastos correntes afetam a atividade econômica, calculou-se a mediana, no bloco temporal de referência, da despesa corrente do governo estadual dividida pelo PIB corrente ($gexpenses_{i,t}$). Além de capturar variações em parte dos gastos que podem afetar a atividade econômica, essa variável também serve como *proxy* de fragilidade fiscal. O tamanho relativo das despesas correntes é, inclusive, levado em conta para medir a capacidade de pagamento dos estados brasileiros²⁶.

A variável $credit_{i,t}$ é uma *proxy* de inserção financeira, controle importante para capturar a relação entre desenvolvimento financeiro da unidade federativa e a volatilidade do produto. É calculada como a mediana do saldo de operações de crédito total anual como proporção do

²⁵ Formalmente, um processo estocástico que segue um passeio aleatório com *drift* é dado por $y_t = \varphi y_{t-1} + \mu + \epsilon_t$, em que $\varphi = 1$ e $\mu \neq 0$. Este último termo gera uma tendência nos dados.

²⁶ Ver portaria 306/2012 e STN 543/2012 para mais detalhes.

PIB corrente no bloco temporal de referência. Choques reais ou monetários que engendram momentos de expansão e contração da atividade econômica tendem a ser amplificados através de mecanismos relacionados à assimetria de informação no mercado de crédito (BERNANKE; GERTLER, 1989, 1996; BERNANKE; GERTLER; GILCHRIST, 1996), justificando a inclusão de uma *proxy* de inserção financeira como variável explicativa.

Para considerar o efeito do grau de flexibilização da política monetária na volatilidade dos ciclos de negócios a nível estadual, usa-se $\ln pdiesel_{i,t}$ como *proxy* de inflação. A partir dos preço médio anual do diesel, é calculada a variação anual. A variável consiste no logaritmo natural da mediana dessa variação anual no bloco temporal de referência. A escolha da variação anual preço do diesel deve-se a ausência de dados de inflação estadual, dado que a primeira é positivamente correlacionada com a segunda, além de impactá-la.

A variável $solow_{it}$ é a volatilidade – desvio padrão do período de referência – de uma *proxy* do resíduo de Solow para capturar choques de produtividade. O valor anual do resíduo é calculado de acordo com Backus, Kehoe e Kydland (1992):

$$ResSolow = (\ln Y_{i,t} - \ln Y_{i,t-1}) - (1 - \alpha) \cdot (\ln N_{i,t} - \ln N_{i,t-1}) \quad (2)$$

em que $Y_{i,t}$ é o valor do PIB real do estado i no ano t ; $N_{i,t}$ é o número de trabalhadores ocupados; e α é a participação do capital na produção ($\alpha = 0.36$). A inclusão da volatilidade do resíduo de Solow é importante para capturar efeitos de choques tecnológicos, causa de grande parte flutuações do produto enfatizada pelos teóricos dos *Real Business Cycles*.

A heterogeneidade não observada é contabilizada através dos efeitos fixos estaduais μ_i . Com o objetivo de considerar os efeitos que variam no tempo e afetam a volatilidade do produto que são comuns a todos os estados, inclui-se as *dummies* de tempo representadas por λ_t . Por fim, $\varepsilon_{i,t}$ representa o termo de erro. A Tabela 4 ilustra, de forma sintética, cada uma das variáveis, suas respectivas definições, forma de elaboração com respeito aos dados e as fontes utilizadas.

Tabela 4 – Variáveis: definição, elaboração e fonte.

	Definição	Elaboração	Fonte
σ_{it}	Volatilidade dos ciclos econômicos.	Desvio padrão do componente cíclico do logaritmo natural do PIB real no bloco temporal de referência.	IBGE; elaboração própria.
old_{it}	Envelhecimento.	Mediana da proporção da população de 50 ou 65 anos ou mais em relação à população total no bloco temporal de referência.	DATASUS; IBGE; elaboração própria.
$ginvestment_{it}$	Investimento governamental.	Mediana do investimento público estadual como proporção do PIB no bloco temporal de referência.	IBGE; elaboração própria.
$gexpenses_{it}$	Proxy de fragilidade fiscal.	Mediana da despesa pública corrente estadual como proporção do PIB no bloco temporal de referência.	Ipeadata; elaboração própria
$credit_{it}$	Proxy de inserção financeira.	Mediana do saldo de operações de crédito estadual no bloco temporal de referência.	BACEN; elaboração própria.
$lnpdiesel_{i,t}$	Proxy de inflação.	Logaritmo natural da variação anual média do preço do diesel no bloco temporal de referência.	ANP ²⁷
$solow_{i,t}$	Volatilidade da proxy para o resíduo de Solow	Desvio padrão do <i>ResidSolow</i> no bloco temporal de referência.	IBGE; dados de emprego das PNADs e Censos.

Fonte: Elaboração própria.

²⁷ Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (ANP).

5 RESULTADOS

Nesta seção, serão apresentados os principais resultados encontrados através das estimações do modelo discutido na seção anterior, bem como os devidos testes de especificação para os modelos de dados em painel. Prossegue-se, ademais, com a discussão das estimações com uma especificação alternativa para a cada variável de envelhecimento populacional com o propósito de verificar a robustez dos resultados.

Os principais testes de especificação utilizando as duas especificações de referência (*benchmark*) da variável de envelhecimento, OLD (50) e OLD (65), são exibidos na Tabela 5. Para cada especificação, os testes foram feitos utilizando os filtros HP, BW e CF para obter a volatilidade do produto.

Com o propósito de auxiliar na escolha do método de estimação mais robusto, verifica-se que os testes LM de Breusch-Pagan e redundância de EF falham em rejeitar a hipótese nula a 5% de significância em quase todas as especificações. Apenas com o filtro HP em OLD (50) que o p-valor do primeiro teste fica próximo de 0.05 e o p-valor do segundo teste menor. Tais resultados são surpreendentes, pois indicam que a heterogeneidade não observada é irrelevante e, portanto, o melhor método de estimação seria o MQOA. Com o teste de Hausman, observa-se a falha em rejeitar a hipótese nula em todos os casos, indicando que o modelo de EA é superior ao de EF. Visto que esses testes são evidências auxiliares e que os dois primeiros são relativamente sensíveis ao filtro CF, optou-se por reportar, mais a frente, os resultados das estimações por MQOA e EA.

Observando os testes Wald e Breusch-Pagan / Cook-Weisberg, a rejeição da hipótese nula a 1% de significância, em todos os casos, indica a presença de heterocedasticidade nos modelos estimados por MQOA e por EF.

O teste de Wooldridge falha em rejeitar a hipótese nula a 5% de significância em todos os casos, indicando ausência de autocorrelação serial. Porém, vale ressaltar que os p-valores utilizando o filtro HP se mostram próximos de 0.05. Nesses casos, optou-se por reportar as estimações robustas para autocorrelação, visto que resultaram em estimativas mais conservadoras dos erros padrões.

Tabela 5 – Testes de especificação de dados em painel.

Teste	OLD (50)						OLD (65)					
	HP		BW		CF		HP		BW		CF	
	Estatística	p-valor										
LM de Breusch-Pagan	0.07	0.3957	0.11	0.3698	2.66	0.0514	0.03	0.4350	0.04	0.4236	2.29	0.0649
Redundância de EF	1.15	0.3024	1.19	0.2691	1.62	0.0475	0.83	0.7005	1.11	0.3472	1.53	0.0718
Hausman	6.78	0.3413	7.08	0.3137	6.38	0.3824	5.16	0.5237	5.27	0.5101	4.64	0.5904
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg para heterocedasticidade	51.77	0.0000	64.45	0.0000	56.97	0.0000	54.07	0.0000	66.53	0.0000	58.28	0.0000
Wald para heterocedasticidade	40731.28	0.0000	24906.73	0.0000	74401.13	0.0000	44982.12	0.0000	18884.82	0.0000	1.3e+05	0.0000
Wooldridge para autocorrelação em painel	3.980	0.0566	2.081	0.1611	8215.55	0.1018	4.012	0.0557	2.074	0.1617	2.867	0.1024
Pesaran para dependência em cross-section	-0.326	0.7447	-0.520	0.6027	-0.502	0.6160	-0.346	0.7290	-0.557	0.5776	-0.703	0.4822
Friedman para dependência em cross-section	6.963	0.9999	3.793	1.0000	4.267	1.0000	6.252	1.0000	4.652	1.0000	3.230	1.0000
Frees para dependência em cross-section	0.456	-	0.218	-	-0.114	-	0.464	-	0.598	-	-0.270	-
<i>Dummies</i> de tempo	✓		✓		✓		✓		✓		✓	

Fonte: Elaboração própria.

Por fim, os três testes realizados para verificar a presença de correlação contemporânea entre as unidades de *cross-section* falharam, sem excessão, em rejeitar a hipótese nula a 5% de significância. Os testes de Pesaran e Friedman apresentaram p-valores substancialmente maiores que 0.05. Com respeito ao teste de Frees, o valor crítico de alpha que levaria à rejeição da hipótese nula de acordo com a distribuição Q seria 0.6860, valor que não foi alcançado em nenhuma das especificações. Em suma, é possível concluir que não há evidência de dependência em *cross-section*.

Dada a análise dos testes acima, cabe agora fazer a análise dos coeficientes dos modelos com as melhores especificações. Na Tabela 6 são apresentados os resultados das estimações, já robustos para heterocedasticidade e autocorrelação (quando pertinente), dos modelos *benchmark* por MQOA e EA com a variável dependente calculada a partir dos filtros HP, BW e CF. Como já dito, optou-se por reportar os resultados das estimações por MQOA e EA porque foram os que os testes indicaram ser superiores.

A primeira observação relevante é que o sinal do coeficiente da variável de envelhecimento é negativo em todos os casos. Em relação a OLD (50), nota-se que apenas os coeficientes referentes aos modelos de efeitos aleatórios dos filtros HP e BW são estatisticamente significantes adotando o critério de 5%. Tendo em vista que os resultados são sensíveis ao método de estimação e ao cálculo da variável dependente com o filtro CF – passando a ser estatisticamente igual a zero nesse caso –, este resultado não se mostra robusto.

Em contraste com OLD (50), nota-se que o coeficiente de envelhecimento medido por OLD (65) é estatisticamente significativo em quase todas as estimações. A única exceção é a estimação por MQOA sob o filtro CF. Mais especificamente, um aumento de 10% na parcela de pessoas com 65 anos ou mais em relação à população total está associado a uma redução de, aproximadamente, 0.024 na volatilidade do PIB ($\Delta\hat{\sigma} = \hat{\beta} \cdot \Delta old \cong -0.024$).

Percebe-se que, das variáveis de controle, apenas a volatilidade do resíduo de Solow se mostra relevante para explicar a volatilidade dos ciclos. Seu coeficiente é positivo e estatisticamente significativo nas estimações relativas aos filtros HP e BW com o critério de 5%. O sinal do coeficiente está de acordo com o que se espera, visto que choques de produtividade são uma das principais fontes das variações cíclicas do produto.

Tabela 6 – Estimações do efeito do envelhecimento (*benchmark*) sobre a volatilidade do componente cíclico do PIB real dos estados brasileiros de 1995 a 2016.

	OLD (50)						OLD (65)					
	HP		BW		CF		HP		BW		CF	
	MQOA	EA										
Envelhecimento	-0.095*	-0.094**	-0.094*	-0.093**	-0.094	-0.089	-0.245**	-0.244**	-0.243**	-0.242**	-0.252*	-0.250**
	(0.048)	(0.048)	(0.048)	(0.047)	(0.061)	(0.061)	(0.102)	(0.102)	(0.108)	(0.105)	(0.126)	(0.125)
Investimento governamental	0.035	0.037	0.001	0.002	0.024	0.027	0.029	0.031	-0.005	-0.003	0.017	0.020
	(0.088)	(0.087)	(0.075)	(0.079)	(0.097)	(0.089)	(0.089)	(0.087)	(0.075)	(0.080)	(0.098)	(0.090)
Fragilidade fiscal	-0.021*	-0.020*	-0.016	-0.016*	-0.014	-0.012	-0.019*	-0.019*	-0.015	-0.015	-0.013	-0.012
	(0.011)	(0.011)	(0.010)	(0.009)	(0.012)	(0.012)	(0.011)	(0.011)	(0.010)	(0.010)	(0.012)	(0.012)
Desenvolvimento financeiro	0.006	0.005	0.004	0.004	0.000	-0.001	0.005	0.005	0.004	0.003	-0.001	-0.002
	(0.008)	(0.008)	(0.009)	(0.007)	(0.009)	(0.008)	(0.008)	(0.008)	(0.009)	(0.007)	(0.009)	(0.008)
Proxy de inflação	0.012	0.011	0.013	0.011	0.017	0.013	0.011	0.010	0.011	0.010	0.016	0.012
	(0.010)	(0.010)	(0.008)	(0.009)	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.008)	(0.009)	(0.010)	(0.010)
Resíduo de Solow (volatilidade)	0.175**	0.174**	0.167**	0.167**	0.162*	0.161*	0.172**	0.172**	0.164**	0.164**	0.159*	0.158*
	(0.079)	(0.079)	(0.070)	(0.075)	(0.085)	(0.084)	(0.077)	(0.077)	(0.068)	(0.073)	(0.082)	(0.081)
Constante	0.053**	0.051***	0.052***	0.050***	0.066***	0.057***	0.049**	0.047**	0.048***	0.046***	0.062***	0.055***
	(0.019)	(0.019)	(0.017)	(0.018)	(0.020)	(0.019)	(0.019)	(0.019)	(0.017)	(0.017)	(0.020)	(0.018)
<i>Dummies</i> de tempo	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Observações	135	135	135	135	135	135	135	135	135	135	135	135
R ²	0.224	-	0.263	-	0.217	-	0.234	-	0.274	-	0.228	-
Unidades de <i>cross-section</i>	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27

Fonte: Elaboração própria.

Notas: (i) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1; (ii) Erros padrão entre parênteses; (iii) Todos os resultados são robustos para heterocedasticidade.

Esses resultados corroboram com as previsões do modelo teórico de Fujiwara e Teranishi (2008), em que os efeitos de choques de produtividade seriam menos pronunciados numa sociedade envelhecida devido uma menor resposta da oferta de trabalho por parte de indivíduos mais velhos. No modelo dos autores, entretanto, o mecanismo que faz o aposentado ofertar menos trabalho no estado estacionário é a acumulação de riqueza ao longo do ciclo de vida. No Brasil, o fator preponderante para que indivíduos aposentados ofertem menos trabalho pode ser o recebimento de benefícios previdenciários, ressalva que foi feita na revisão de literatura.

Outra consideração que corrobora com essa análise se refere ao efeito riqueza decorrente de choques de política monetária. Caso os aposentados tivessem acumulado riqueza suficiente ao longo da vida que os permitissem, em média, ofertar menos trabalho, eles se beneficiariam do efeito riqueza da taxa de juros. Isso tornaria a política monetária menos efetiva²⁸, contribuindo para o aumento da volatilidade dos ciclos. Dado que o coeficiente do envelhecimento é negativo e estatisticamente significativo, é possível que esse efeito não seja relevante justamente porque a redução da oferta de trabalho decorre mais do recebimento de benefícios previdenciários do que de acumulação de riqueza.

O canal do empreendedorismo também aparece como possível explicação dos resultados encontrados. Visto que economias com uma maior participação de autônomos apresentam maior volatilidade do mercado de trabalho e da produção (FINKELSTEIN SHAPIRO, 2014), a redução do número de autônomos causada pelo envelhecimento populacional (LIANG; WANG; LAZEAR, 2018) pode contribuir para a redução da volatilidade da produção.

Para verificar se os resultados são robustos, as mesmas estimações foram realizadas sob duas *proxies* diferentes de envelhecimento populacional e estão ilustradas na Tabela 7. A primeira é a parcela da população com 50 anos ou mais dividido pelo número de pessoas com 15-49 anos. Medidas similares são usadas na literatura de crescimento econômico (ACEMOGLU; RESTREPO, 2017) e faz paralelo com OLD (50). A justificativa para não incluir menores de 15 anos é a pouca relevância econômica desse grupo. Como segunda medida alternativa, utiliza-se a taxa de dependência de idosos, calculada como pessoas que possuem 65 anos ou mais dividido pela parcela da população com 15-64 anos.

²⁸ Isso vale para o caso em que o Banco Central não leve em conta esse efeito específico do envelhecimento na determinação da taxa básica de juros da economia.

Tabela 7 – Estimações de robustez do efeito do envelhecimento sobre a volatilidade do componente cíclico do PIB real dos estados brasileiros de 1995 a 2016.

	50+ sobre 15-49						65+ sobre 15-64					
	HP		BW		CF		HP		BW		CF	
	MQOA	EA	MQOA	EA	MQOA	EA	MQOA	EA	MQOA	EA	MQOA	EA
Envelhecimento	-0.057** (0.025)	-0.057** (0.025)	-0.057** (0.026)	-0.056** (0.025)	-0.058* (0.030)	-0.054* (0.030)	-0.183** (0.071)	-0.184*** (0.071)	-0.181** (0.077)	-0.181** (0.073)	-0.191** (0.085)	-0.192** (0.084)
Investimento governamental	0.033 (0.087)	0.034 (0.086)	-0.002 (0.075)	0.000 (0.079)	0.021 (0.096)	0.025 (0.089)	0.028 (0.088)	0.030 (0.086)	-0.006 (0.075)	-0.004 (0.080)	0.015 (0.097)	0.019 (0.089)
Fragilidade fiscal	-0.020* (0.011)	-0.020* (0.011)	-0.016 (0.010)	-0.016* (0.010)	-0.014 (0.012)	-0.013 (0.012)	-0.018 (0.011)	-0.018 (0.011)	-0.014 (0.009)	-0.014 (0.010)	-0.012 (0.013)	-0.011 (0.012)
Desenvolvimento financeiro	0.006 (0.008)	0.005 (0.008)	0.004 (0.009)	0.004 (0.007)	0.000 (0.009)	-0.001 (0.008)	0.004 (0.008)	0.004 (0.008)	0.003 (0.009)	0.003 (0.007)	-0.001 (0.009)	-0.002 (0.008)
Proxy de inflação	0.011 (0.010)	0.010 (0.010)	0.011 (0.009)	0.010 (0.009)	0.016 (0.010)	0.012 (0.010)	0.009 (0.010)	0.008 (0.010)	0.009 (0.009)	0.008 (0.009)	0.014 (0.010)	0.010 (0.010)
Resíduo de Solow (volatilidade)	0.174** (0.078)	0.174** (0.078)	0.166** (0.069)	0.166** (0.074)	0.161* (0.083)	0.160* (0.083)	0.172** (0.076)	0.171** (0.076)	0.164** (0.067)	0.164** (0.072)	0.158* (0.081)	0.157* (0.080)
Constante	0.052** (0.019)	0.050*** (0.019)	0.051*** (0.017)	0.049*** (0.018)	0.065*** (0.020)	0.056*** (0.018)	0.048** (0.019)	0.046** (0.018)	0.047*** (0.017)	0.045*** (0.017)	0.061*** (0.019)	0.055*** (0.018)
<i>Dummies</i> de tempo	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Observações	135	135	135	135	135	135	135	135	135	135	135	135
R ²	0.231	-	0.270	-	0.224	-	0.241	-	0.281	-	0.237	-
Unidades de <i>cross-section</i>	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27

Fonte: elaboração própria.

Notas: (i) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1; (ii) Erros padrão entre parênteses; (iii) Todos os resultados são robustos para heterocedasticidade.

As evidências fornecidas pelos testes de especificação das estimações com as *proxies* alternativas são muito parecidas com aquelas discutidas anteriormente e, portanto, foram deixadas para o apêndice, na Tabela A1. Visto que a maior parte dos resultados da Tabela 7 se mantiveram praticamente idênticos àqueles da Tabela 6, a análise se limitará aos coeficientes de envelhecimento.

Percebe-se que o coeficiente estimado das *proxies* de envelhecimento é estatisticamente significativo a 5% na maioria das especificações, à exceção da especificação da parcela com 50 anos ou mais sobre 15-49 referente ao filtro CF. Em contraste com a especificação OLD (50), os coeficientes estimados por MQOA com a variável dependente calculada com os filtros HP ou BW passaram a ser estatisticamente significantes. É provável que esse resultado reflita a exclusão da parcela da população menos influente economicamente.

Comparando os resultados das estimações em que variável é definida como a taxa de dependência de idosos com aquelas referentes a OLD (65), nota-se que, em todas, o coeficiente de envelhecimento passou a ser estatisticamente significantes. Os resultados das especificações *benchmark* se mostram, dessa forma, robustos. A magnitude dos coeficientes não é diretamente comparável devido ao cálculo sobre diferentes bases.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Mudanças na estrutura etária de um país gera efeitos importantes sobre sua economia, visto que cada grupo populacional se comporta de maneira diferente. Quando o tamanho relativo desses grupos muda, a intensidade relativa dos seus respectivos comportamentos também muda, bem como a intensidade dos efeitos econômicos deles decorrentes.

Como apontado pela literatura, esses efeitos se relacionam com a dinâmica dos ciclos econômicos através de diversos canais: por um lado, o envelhecimento pode *aumentar* a volatilidade dos ciclos via aumento da instabilidade do setor financeiro, redução da efetividade da política monetária e diminuição do espaço fiscal. Por outro lado, pode *reduzir* a volatilidade através da menor flutuação do emprego no mercado de trabalho e da menor taxa de empreendedorismo.

Diante dessa ambiguidade, o objetivo deste trabalho foi verificar se o envelhecimento populacional tem contribuído para um aumento ou redução da volatilidade dos ciclos econômicos no Brasil. Para isso, foram utilizados métodos de dados em painel para estimar o sinal e magnitude do coeficiente relacionado à duas *proxies* de envelhecimento de referência: a primeira considerando a parcela da população com 50 anos ou mais e a segunda contabilizando a população de 65 anos ou mais, ambas como proporção da população total.

As estimações dos modelos de referência indicaram que o envelhecimento, quando identificado pela primeira *proxy*, é negativamente correlacionado com a volatilidade do produto. Porém, os resultados são sensíveis ao método de estimação e ao cálculo da variável dependente com o filtro CF, de modo que este resultado não se mostra robusto. Por outro lado, a *proxy* alternativa, calculada como pessoas de 50 anos ou mais dividido pela parcela de 15-49 anos, apresenta resultados estatisticamente significantes e menos sensíveis.

Quando os modelos são estimados com a segunda *proxy*, o coeficiente de envelhecimento também é negativo e mostra-se estatisticamente significativo. Esses resultados são robustos à especificação alternativa da variável de envelhecimento calculada como taxa de dependência de idosos, bem como aos cálculos da volatilidade dos ciclos utilizando os filtros BW e CF, consistindo na principal contribuição empírica deste trabalho.

Há duas possíveis explicações na literatura para esses resultados: 1) uma menor resposta da oferta de trabalho por parte de indivíduos mais velhos faria com que os efeitos de choques tecnológicos fossem menos pronunciados numa sociedade envelhecida, resultando em menor

volatilidade do produto; 2) por economias com maior participação de autônomos apresentarem maior instabilidade do mercado de trabalho e da produção, a redução do número de autônomos causada pelo envelhecimento populacional pode contribuir para a redução da volatilidade da produção.

A despeito das suposições sobre os mecanismos que podem estar gerando uma relação negativa entre envelhecimento e volatilidade dos ciclos econômicos, cada um deles precisa ser testado empiricamente, o que consiste, naturalmente, em sugestões para pesquisas futuras. Ademais, a utilização de metodologias para lidar com possíveis problemas endogeneidade no modelo – as flutuações cíclicas do produto podem, por exemplo, influenciar as decisões de migração entre os estados – e identificar de forma mais precisa o efeito do envelhecimento também constitui possível agenda de pesquisa.

Considerando o rápido processo de envelhecimento populacional no Brasil e sua correlação negativa com a volatilidade do produto, a agenda de pesquisa sobre os mecanismos específicos pelos quais este afeta a volatilidade dos ciclos ganha relevância. Conhecer como cada canal específico afeta as flutuações de curto prazo é importante para guiar políticas que mitiguem os canais que contribuem para a amplificação dos choques, tornando a relação negativa encontrada neste trabalho ainda mais pronunciada. A maior estabilidade cíclica do produto implica em menores custos, em termos de emprego e renda, associados a momentos recessivos da economia.

REFERÊNCIAS

- ACEMOGLU, D.; PASCUAL, R.. Secular stagnation? The effect of aging on economic growth in the age of automation. **American Economic Review**. v. 107, n.5, p. 174-179, maio, 2017.
- AIYAR, S.; EBEKE, C.; SHAO, X.. **The impact of workforce aging on european productivity**. Washington D.C.: International Monetary Fund, 2016. (IMF Working Paper n. 16/238).
- AUBRY, M.; BONNET, J.; RENOUE-MAISSANT, P. Entrepreneurship and the business cycle: the “Schumpeter” effect versus the “refugee” effect—a French appraisal based on regional data. **The Annals of Regional Science**. v. 54, n.1, p23–55, 2014.
- BACKUS, D.; KEHOE, P.; KYDLAND, F.. International real business cycles. **Journal of Political Economy**. v. 100, n. 4, p. 745-75, 1992.
- BAKSHI, G.; CHEN, Z.. .. Baby boom population ageing, and capital markets. **Journal of Business**. v. 67, p. 165–202, 1994.
- BALTAGI, B. A lagrange multiplier test for cross-sectional dependence in a fixed effects panel data model. **Center for Policy Research Working Paper**. n. 193, 2012.
- BERNANKE, B. S.; GERTLER, M.; GILCHRIST, S. The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. **Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 78, n. 1, p. 1-15, fev. 1996. Disponível em: <<http://papers.nber.org/papers/w6455.pdf>>. Acesso em: 5 jun. 2019.
- BERNANKE, B. S.; GERTLER, M. Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. **Journal of Economic Perspectives**. Michigan, v. 9, n. 4, p. 27-48, out. 1995.
- _____. Agency costs, net worth, and business fluctuations. **The American Economic Review**, Michigan, v. 79, n. 1 p. 14-31, mar. 1989. Disponível em:<<http://www.jstor.org/stable/1804770>>. Acesso em: 5 jun. 2019.
- BLANCHFLOWER, David G.; MACCOILLE, Conall. **The formation of inflation expectations: an empirical analysis for the UK**. [S.l.]: National Bureau of Economic Research, 2009. (NBER Working Papers, n.15388).
- BLOOM, D.; CANNING, D.; SEVILLA, J.. **The demographic dividend: a new perspective on the economic consequences of population change**. Santa Monica, CA; Arlington, VA; Pittsburgh, PA: RAND Corporation, 2003.
- BLOOM, D.; WILLIAMSON, J. Demographic transitions and economic miracles in emerging Asia. **The World Bank Economic Review**. v. 12, n. 3, p. 419-455, 1998.
- BUTTERWORTH, S.. On the theory of filter amplifiers. **Experimental Wireless and the Wireless Engineer**. v. 7, p. 536-541, 1930.
- CARILLO, P. E.; EMRAN, M. S.. Public information and inflation expectations: microeconomic evidence from a natural experiment. **The Review of Economics and Statistics**. v. 94, p. 860-877, 2012.

- CARVALHO, C; FERRERO, A.; NECHIO, F.. Demographics and real interest rates: inspecting the mechanism. **European Economic Review**. v. 88, p. 208-226, 2016.
- CHRISTIANO, L. J.; FITZGERALD, T. J.. The band pass filter. **International Economic Review**. v. 44, n. 2, p. 435–465, 2003.
- COOLEY, T. F.; HENRIKSEN, E.; NUSBAUM, C.. Demographic Obstacles to European Growth. Disponível em: <<https://www.nber.org/papers/w26503>>. Acesso em: 06 dez. 2019.
- BORIO, C.; ZHU, H.. Capital regulation, risk-taking and monetary policy: a missing link in the transmission mechanism?. **Journal of Financial Stability**. v. 8, n. 4, p. 236-251., 2012.
- FINKELSTEIN SHAPIRO, A.. Self-employment and business cycle persistence: does the composition of employment matter for economic recoveries?. **Journal of Economic Dynamics and Control**. v. 46, p. 200–218, 2014.
- FUJIWARA, I.; TERANISHI, Y.. A dynamic new keynesian life-cycle model: societal ageing, demographics and monetary policy. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 32, n. 8, p. 2398-2427, 2008.
- GÓMEZ, V.. Three equivalent methods for filtering finite nonstationary time series. **Journal of Business & Economic Statistics**. v. 17, n. 1, p. 109-116, jan. 1999.
- HEER, B.; ROHBACHER, S.; SCHARRER, C.. Aging, the great moderation, and business-cycle volatility in a life-cycle model. **Macroeconomic Dynamics**. v. 21, n.2, p. 362-383, 2017.
- HORDRICK, R. J.; PRESCOTT, E. C.. Postwar U.S. business cycles: an empirical investigation. **Journal of Money, Credit, and Banking**. v. 29, p. 1–16, 1997.
- IMAM, P.. Demographic shift and the financial sector stability: the case of Japan. **Journal of Population Aging**. v. 6, p. 269-303, 2013.
- IMAM, P.. Shock from graying: is the demographic shift weakening monetary policy effectiveness. **International Journal of Finance & Economics**. v. 20, p. 138–154, 2015.
- INTERNATIONAL MONETARY FUND. **Global financial stability report: the financial impact of longevity risk**. Washington DC: International Monetary Fund (IMF), 2012.
- JAIMOVICH, N; SIU, H. E.. The young, the old, and the restless: demographics and business cycle volatility. **American Economic Review**. American Economic Association, v. 99, n. 3, p. 804-26, 2009.
- JAIMOVICH, N; PRUITT, S.; SIU, H. E.. The demand for youth: explaining age differences in the volatility of hours. **American Economic Review**. v. 103, n.7, p.3022-3044, 2013.
- JONES, C.. **Aging, secular stagnation and the business cycle**. IMF Working Paper 18/67. Disponível em:< <https://ideas.repec.org/p/imf/imfwpa/18-67.html>>. Acesso em: 5 dez. 2018.
- KOELLINGER, P. D.; ROY THURIK, A. Entrepreneurship and the business cycle. **Review of Economics and Statistics**. v. 94, n.4, p. 1143–1156, 2012.
- LEE, R.. The demographic transition: three centuries of fundamental change. **Journal of Economic Perspectives**. v. 17, p. 167-190, 2003.
- LEEPER, E.; WALKER, T. Fiscal limits in advanced economies. **Economic Papers: A journal of applied economics and policy**. v. 30, p. 33 – 47, 2011.

- LEVESQUE, M.; MINNITI. The effect of aging on entrepreneurial behavior. **Journal of Business Venturing**. v. 21, n. 2, p. 177-194, 2006.
- LIANG, J.; WANG, H.; LAZEAR, E. P. Demographics and entrepreneurship. **Journal of Political Economy**. v. 126, n. S1, p. 140–196, 2018.
- LUGAUER, S.. Demographic change and the great moderation in an overlapping generations model with matching frictions. **Macroeconomic Dynamics**. v. 16, p. 706-731, 2012.
- MALBOUISSON, Cláudia; TIRYAKI, Gisele F. **Econometria na prática**. Salvador: Alta Books Editora, 2017.
- MANKIW, N. G.; WEIL, D.. The baby boom, the baby bust, and the housing market. **Regional Science and Urban Economics**. v. 19, n. 2, p. 235–258, 1989.
- MENNUNI, A.. The aggregate implications of changes in the labor force composition. **European Economic Review**. Elsevier, v. 116(C), p 83-106. 2019.
- MISHKIN, F. S.. **The economics of money, banking, and financial markets**. 11. ed. Londres: Pearson Education, 2016.
- MODIGLIANI, F. (1986). Life cycle, individual thrift and the wealth of nations. **American Economic Review**. v. 76, n.3, p. 297–313, 1986.
- OLAFSSON, A.; PAGELM, M.. The retirement-consumption puzzle: new evidence from personal finances. Disponível em: < <https://www.nber.org/papers/w24405>>. Acesso em: 10 nov. 2018.
- ORAIR, R. O.; GOBETTI, S. W.; SIQUEIRA, F. F. **Política fiscal e ciclo econômico: uma análise baseada em multiplicadores de gasto público**. Brasília,DF: [S.n.], 2016.
- OXENFELDT, A. R. **New firms and free enterprise: pre-war and post-war aspects**. Washington, DC: American Council on Public Affairs, 1943.
- POLLOCK, D. S. G.. Trend estimation and de-trending via rational square-wave filters. **Journal of Econometrics**. v. 99, n. 2, p. 317–334, 2000.
- ROMER, C.; ROMER, D. Phillips lecture: why some times are different: macroeconomic policy and the aftermath of financial crises. **Economica**. v. 85, n.337, p. 1-40, 2017.
- ROODMAN, D.B. How to do xtabond2: an introduction to difference and system GMM in stata. **The Stata Journal**. v.9, n.1, p.86-136, 2009.
- ROSSI JÚNIOR, J. L.; AGUIAR, F.. Understanding the evolution of the fiscal situation of the Brazilian states: 2006–2015. **Economia**. v. 19, n. 1, p. 105-131, 2018.
- STOCK, J.; WATSON, M.. Disentangling the channels of the 2007-2009 recession, **Brookings Papers on Economic Activity**. v. 43, n.1, p. 81-156, 2012.
- _____. Has the business cycle changed and why?. **NBER Macroeconomics Annual 2002**. v. 17, 2003.
- WOOLDRIDGE, J. M.. **Introductory econometrics: a modern approach**. 5. ed. Mason: South-Western Pub, 2013.

APÊNDICE

Tabela A1 – Testes de especificação de dados em painel (estimações de robustez).

Teste	50+ sobre 15-49						65+ sobre 15-64					
	HP		BW		CF		HP		BW		CF	
	Estatística	P-valor	Estatística	P-valor	Estatística	P-valor	Estatística	P-valor	Estatística	P-valor	Estatística	P-valor
LM de Breusch-Pagan	0.02	0.4394	0.04	0.4217	2.18	0.0700	0.01	0.4627	0.01	0.4572	2.01	0.0784
Redundância de EF	1.11	0.3465	1.13	0.3203	1.56	0.0608	1.05	0.4153	1.06	0.4056	1.46	0.0944
Hausman	6.10	0.4116	6.29	0.3913	5.93	0.4316	4.24	0.6436	4.17	0.6535	3.61	0.7296
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg para heterocedasticidade	52.73	0.0000	64.91	0.0000	57.08	0.0000	54.85	0.0000	67.04	0.0000	58.21	0.0000
Wald para heterocedasticidade	43360.18	0.0000	29542.01	0.0000	1.3e+05	0.0000	28301.74	0.0000	87719.73	0.0000	63281.02	0.0000
Wooldridge para autocorrelação em painel	3.991	0.0563	0.677	0.4181	2.830	0.1045	3.945	0.0577	1.997	0.1694	2.778	0.1076
Pesaran para dependência em <i>cross-section</i>	-0.335	0.7372	-0.548	0.5839	-0.539	0.5898	-0.378	0.7052	-0.577	0.5638	-0.741	0.4587
Friedman para dependência em <i>cross-section</i>	6.311	1.0000	4.681	1.0000	3.881	1.0000	4.622	1.0000	3.615	1.0000	3.200	1.0000
Frees para dependência em <i>cross-section</i>	0.373	-	0.403	-	-0.115	-	0.363	-	0.560	-	-0.223	-
<i>Dummies</i> de tempo	✓		✓		✓		✓		✓		✓	

Fonte: Elaboração própria