



UNIVERSIDADE FEDERAL DA BAHIA
FACULDADE DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
MESTRADO E DOUTORADO EM ECONOMIA

SILVANA DANTAS GUIMARÃES

**ENVELHECIMENTO POPULACIONAL E VOLATILIDADE DOS CICLOS
ECONÔMICOS: UMA ANÁLISE INTERNACIONAL COM DADOS EM PAINEL**

SALVADOR

2019

SILVANA DANTAS GUIMARÃES

**ENVELHECIMENTO POPULACIONAL E VOLATILIDADE DOS CICLOS
ECONÔMICOS: UMA ANÁLISE INTERNACIONAL COM DADOS EM PAINEL**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Economia da Universidade Federal da Bahia como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre em Economia.

Área de concentração: Macroeconomia Aplicada.

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

SALVADOR

2019

G963

Guimarães, Silvana Dantas

Envelhecimento populacional e volatilidade dos ciclos econômicos: uma análise internacional com dados em painel/
Silvana Dantas Guimarães. – Salvador, 2019.

91 f.; il.

Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal da Bahia, Faculdade de Economia. Orientador: Prof^a Dr^a Gisele Ferreira Tiryaki.

1. Macroeconomia. 2. Ciclos econômicos. 3. População – envelhecimento. 4. Ciclo de negócios – volatilidade. I. Universidade Federal da Bahia. II. Tiryaki, Gisele Ferreira. III. Título.

CDD: 339




Universidade Federal da Bahia
Faculdade de Economia
Programa de Pós-Graduação em Economia
Mestrado e Doutorado em Economia

TERMO DE APROVAÇÃO

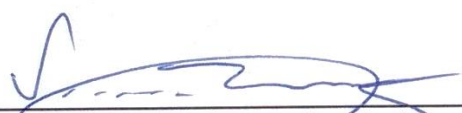
SILVANA DANTAS GUIMARÃES

"ENVELHECIMENTO POPULACIONAL E VOLATILIDADE DOS CICLOS
ECONÔMICOS: UMA ANÁLISE INTERNACIONAL COM DADOS EM PAINEL"

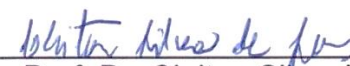
Dissertação de Mestrado aprovada como requisito parcial para obtenção do Grau de Mestra em Economia no Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Economia da Universidade Federal da Bahia, pela seguinte banca examinadora:



Profa. Dra. Gisele Ferreira Tiryaki
(Orientadora – UFBA)



Prof. Dr. Vinicius de Araújo Mendes
(UFBA)



Prof. Dr. Cleiton Silva de Jesus
(UEFS)

Aprovada em 16 de janeiro de 2019.

EPÍGRAFE

*“Gracias a la vida, que me ha dado tanto
Me ha dado el sonido del abecedario
Con él las palabras que pienso y declaro...”*

Mercedes Sosa

AGRADECIMENTOS

Agradeço de coração a todos aqueles que contribuíram de alguma forma para a realização deste trabalho. Em especial à minha orientadora, professora Gisele Ferreira Tiryaki, por sua generosidade, paciência e comprometimento em transmitir seus ensinamentos.

Agradeço a Henrique, por ficar ao meu lado em todos os momentos, mesmo estando tão ocupado quanto eu. O caminho é definitivamente muito menos árduo com você por perto. A minha mãe, por ter compreendido minhas ausências ao longo desses dois anos, me apoiando incondicionalmente em todas as ocasiões.

A UFBA, pelo apoio institucional.

A FAPESB, pelo apoio financeiro concedido ao longo do mestrado.

A todos os colegas da pós-graduação, em especial aos do grupo de pesquisa. Como é bom saber que não estamos sozinhos!

RESUMO

A presente pesquisa pretende contribuir com a literatura que analisa a influência das transformações demográficas nas flutuações dos ciclos de negócios. Estudos anteriores identificaram que o perfil etário jovem, ou em idade ativa, exerce significativo impacto sobre a volatilidade cíclica em economias desenvolvidas. No entanto, fatores como a queda nas taxas de fecundidade e aumento da longevidade tem contribuído para o aumento das taxas de dependência dos idosos, tornando o processo de envelhecimento populacional uma realidade para muitos países, bem como suas consequências para o desempenho econômico. De modo que os reflexos do envelhecimento sobre o funcionamento do mercado de trabalho, da política macroeconômica e do comportamento dos indivíduos também têm potencial para influenciar a volatilidade dos ciclos de negócios. Neste sentido, a presente pesquisa analisa o impacto do envelhecimento da população na volatilidade cíclica do produto, consumo e investimento em 146 economias, utilizando dados em painel. Os resultados indicam que o envelhecimento populacional impacta positivamente na volatilidade cíclica do produto e negativamente na volatilidade do consumo e do investimento, embora esses resultados sejam sensíveis à metodologia econométrica utilizada.

Palavras-chave: Demografia. Ciclo de negócios. Envelhecimento.

ABSTRACT

The present research intends to contribute with the literature that analyzes the influence of the demographic transformations in the fluctuations of the business cycles. Previous studies have identified that the young age profile, or of active age, has a significant impact on cyclical volatility in developed economies. However, factors such as declining fertility rates and increasing longevity have contributed to the increase in dependency rates of the elderly, making the process of population aging a reality for many countries and its impact on economic performance. So that the aging effects on the functioning of the labor market, macroeconomic policy and the behavior of individuals also have the potential to influence the volatility of business cycles. In this sense, this research analyzes the impact of population aging on the cyclical volatility of output, consumption and investment in 146 economies using panel data. The results indicate that population aging impacts positively on the cyclical volatility of the product and negatively in the volatility of consumption and investment, although these results are sensitive to the econometric methodology.

Keywords: Demography. Business cycle. Aging

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Gráfico 1 – Mediana das taxas de fecundidade, total de nascimentos por mulher.....	18
Gráfico 2 – Mediana da expectativa de vida ao nascer, total (anos)	19
Gráfico 3– Mediana da taxa de Crescimento Natural (por 1000 pessoas)	20
Gráfico 4– Mediana do número de pessoas com 80 anos ou mais (%população).....	21
Gráfico 5- Crescimento da População Economicamente Ativa (% total)	24
Gráfico 6 Crescimento da População (% anual).....	24
Figura 1 – Projeção da taxa de Dependência de Idosos x Jovens, 2011-2050.....	19

LISTA DE TABELAS

Tabela 1- Projeção da idade mediana, 1950-2100.....	23
Tabela 2 - Projeção da taxa de crescimento da força de trabalho por idade, 2020 - 2030	25
Tabela 3- Volatilidade das horas trabalhadas por faixa etária, Brasil.	27
Tabela 4 Resumo das variáveis de controle.....	53
Tabela 5 – Testes de Especificação	64
Tabela 6 - Variável dependente - Volatilidade do Produto	64
Tabela 7– Testes de Especificação	66
Tabela 8 - Variável Dependente: Volatilidade do Consumo.....	67
Tabela 9 – Testes de Especificação	68
Tabela 10 - Variável Dependente: Volatilidade do Investimento	69
Tabela 11 Resultados Painel Dinâmico	72

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	13
2 DEMOGRAFIA E CICLOS ECONÔMICOS: UMA AVALIAÇÃO PRELIMINAR.....	17
3 OS CANAIS DE TRANSMISSÃO DA DEMOGRAFIA NA VOLATILIDADE CÍCLICA DAS ECONOMIAS.....	28
3.1 MERCADO DE TRABALHO	28
3.1.1 Desagregando as flutuações cíclicas do mercado de trabalho por grupo etário	29
3.1.2 O envelhecimento populacional e o mercado de trabalho	31
3.2 POLÍTICA MACROECONÔMICA	34
3.2.1 Política Monetária	34
3.2.2 Política Fiscal	36
3.4 EXPECTATIVAS, INFLAÇÃO E POUPANÇA.	39
3.4.1 Mercado Financeiro.....	42
4 DADOS E METODOLOGIA	45
4.1 VARIÁVEIS DEPENDENTES	45
4.2 VARIÁVEIS EXPLICATIVAS	46
4.2.1 Variáveis de controle	47
4.3 PAINEL ESTÁTICO.....	53
4.3.1 Modelos de Efeito Fixo e Aleatórios.....	54
4.3.2 Testes de especificação	56
4.4 PAINEL DINÂMICO.....	59
4.4.1 Testes de Especificação	61
5 RESULTADOS	63
5.1 RESULTADOS - PAINEL ESTÁTICO	63
5.1.1 Volatilidade do Produto	63
5.1.2 Volatilidade do Consumo	66
5.1.3 Volatilidade do Investimento	68
5.2 RESULTADOS – PAINEL DINÂMICO	70
5.3 ANÁLISE DE ROBUSTEZ	73
6 CONCLUSÃO.....	75
REFERÊNCIAS	78
APÊNDICES.....	82
APÊNDICE A – Amostra de Países	83

APÊNDICE B – Intervalo β	85
APÊNDICE C – EXERCÍCIO DE ROBUSTEZ - AMOSTRA 2 - 173 PAÍSES	86

1 INTRODUÇÃO

Com o fim da II Guerra Mundial houve um exponencial crescimento populacional no mundo. O fenômeno do *baby boom* e o conseqüente bônus demográfico vivido por muitos países nas décadas posteriores influenciou o desenvolvimento de diversas esferas da vida social e econômica. O final do século XX e início do século XXI marcou o fim do bônus demográfico para muitos países, que voltaram sua atenção para o processo de envelhecimento populacional já em curso. Fatores como mais acesso a informação e transformações no mercado de trabalho têm contribuído para a diminuição das taxas de fecundidade. Ao passo que os avanços científicos e maior acesso aos serviços de saúde, influenciaram na queda das taxas de mortalidade e aumento da longevidade.

Tais mudanças contribuíram com o aumento da razão de dependência dos idosos, que, pelas projeções, deve ultrapassar a razão de dependência dos jovens em muitos países antes mesmo do final da primeira metade deste século. As políticas de restrição a imigração, particulares de algumas nações, também têm contribuído para a redução da população economicamente ativa. Estudos como os de Aiyar, Ebeke e Shao (2016), Jaimovich e Siu (2008), Yoon, Kim e Lee (2014), Gordon (2018), Hahn e Park (2010) Leeper e Walker (2011), que analisam questões relacionadas à mudança do perfil etário em diferentes países, corroboram com tais fatos.

Essa mudança do perfil populacional dos países pode provocar transformações estruturais importantes. Esses mesmos autores chamam atenção para o fato de que (i) a demanda por bens e serviços se modifica a depender do perfil populacional; (ii) a produtividade está diretamente relacionada com o perfil e o crescimento populacional; e (iii) a produtividade total dos fatores se modifica sensivelmente com tais transformações, principalmente em se tratando de economias onde o setor produtivo é mais intensivo em trabalho. Observam ainda que a política macroeconômica tende a se alterar conforme a população envelhece. Com o aumento da demanda por serviços de saúde e previdência, a tendência é a que os governos necessitem gastar mais. A eficácia dos principais instrumentos de política monetária também pode ser afetada, na medida em que pessoas idosas respondem a mudanças nas taxas de juros de forma diferente das mais jovens.

As conseqüências das transformações da estrutura etária têm sido amplamente estudadas pela literatura, porém, uma recente percepção sobre o efeito dessas mudanças está ligada à sua influência na volatilidade dos ciclos econômicos. Os ciclos ou flutuações econômicas

correspondem a variações do produto em relação a sua tendência de longo prazo, que podem ser desencadeadas tanto por fatores do lado da demanda quanto da oferta (BRAGA, 2013).

Trabalhos que relacionam demografia e ciclos econômicos têm buscado compreender o porquê da queda na volatilidade do produto durante a Grande Moderação¹ (HEER; ROHRBACHER; SCHARRER, 2017; LUGAUER, 2011; LUGAUER; REDMOND, 2012; JAIMOVICH; SIU, 2009). Todos eles partem da observação de que existe um padrão não linear na volatilidade das horas trabalhadas por grupos etários. A volatilidade das horas trabalhadas é maior quando a população é muito jovem, declina à medida que a população se encontra em idade ativa, voltando a aumentar quando o envelhecimento passa a ser mais representativo.

Desse modo, a explicação mais aceita é a de que a volatilidade do produto se manteve consideravelmente estável durante o período da Grande Moderação por conta da estrutura etária que grande parte dos países possuía, com a maioria da população entre 30 e 59 anos (JAIMOVICH; SIU, 2008). Os canais que justificam a volatilidade das horas trabalhadas quando a população é muito jovem têm sido debatidos por essa literatura, mas em se tratando dos canais que justificam o aumento da volatilidade das horas quando a população já se encontra envelhecida, muito pouco tem sido discutido.

No sentido desse debate, Stock e Watson (2012) investigam a diferença em relação à proporção e à duração da crise de 2008 nos EUA em comparação com às demais crises ocorridas no pós segunda guerra mundial. Eles observaram que os mesmos fatores que explicaram as recessões anteriores do pós-guerra também explicam a recessão de 2007, porém, a recuperação demasiado lenta após a baixa de 2009, parece inconsistente com a conclusão de que as dinâmicas macroeconômicas dessa recessão são semelhantes às de recessões anteriores. A suposição dos autores é que a recuperação da recente crise foi demasiada lenta em relação às demais em razão dos EUA estarem passando por grandes mudanças nos fatores demográficos, principalmente no patamar da taxa de participação feminina na força de trabalho e no envelhecimento da força de trabalho.

Dado esse cenário, é relevante compreender se e como o processo do envelhecimento populacional influencia na volatilidade cíclica das economias. A literatura que relaciona demografia e ciclos econômicos têm se dedicado a compreender como uma estrutura etária em

¹ Os anos entre 1984 e 2007, na grande maioria dos países desenvolvidos e principalmente nos EUA, foram marcados por uma queda acentuada na volatilidade da produção, baixas e estáveis taxas de desemprego e crescimento sustentado do produto, ficando conhecido como o período da grande moderação (ROMER, 2012).

idade ativa influencia as flutuações econômicas, contudo, o impacto do envelhecimento na volatilidade da produção agregada ainda é um tema novo. Sendo assim, o presente estudo se justifica por i) contribuir para o desenvolvimento de um tema muito pouco estudado, mas de irrefutável importância, dado o contexto global de envelhecimento populacional; ii) contribuir com o desenvolvimento da literatura empírica em macroeconomia, fornecendo evidências que auxiliem na condução de políticas públicas que amenizam os efeitos adversos do envelhecimento; e iii) propor uma análise longitudinal para um diversificado número de países, algo ainda não realizado na literatura.

Sendo assim, a pesquisa pretende responder ao seguinte questionamento: O envelhecimento populacional, seus efeitos sobre o funcionamento do mercado de trabalho, a política macroeconômica e o comportamento dos indivíduos exercem influência sobre a volatilidade do ciclo de negócios? O objetivo é o de avaliar, por meio de dados longitudinais internacionais, o impacto do envelhecimento na volatilidade cíclica das economias.

A hipótese de pesquisa partiu da percepção de que, a depender da ocupação a que se proponha, um indivíduo muito jovem pode ter mais dificuldade de conseguir uma vaga dada sua insuficiente experiência. Por outro lado, para indivíduos mais idosos, a dificuldade pode ocorrer principalmente se a vaga pleiteada envolver esforço físico ou necessidade de atualização constante de processos. Quando a economia está num momento de expansão, fatores como esses talvez não influenciem tanto no agregado. Numa recessão, por outro lado, é possível que se tornem mais evidentes. Além disso, os efeitos das políticas fiscais e monetária, as preferências de consumo e poupança, bem como a formação das expectativas podem ser distintos a depender da estrutura etária. Desta maneira, a hipótese deste trabalho é a de que o envelhecimento populacional impacta positivamente a volatilidade dos ciclos econômicos.

O presente estudo tem caráter longitudinal, uma vez que analisa as variações nas características dos mesmos países ao longo de um período de vinte anos (1996-2016). A fim de controlar a heterogeneidade entre os países, a metodologia escolhida foi a de dados em painel estático e dinâmico. A escolha por estimar o modelo dinâmico pelo Método Generalizado dos Momentos (GMM) se deu a fim de contornar o viés de endogeneidade das variáveis de controle.

Além dessa introdução, esta dissertação está dividida em mais cinco capítulos. No capítulo dois apresenta-se um breve panorama da evolução das variáveis demográficas nos países estudados, por agregados demográficos, bem como de suas perspectivas futuras. O objetivo é mostrar como as transformações demográficas estão ocorrendo, tornando o envelhecimento populacional uma realidade em todas as regiões do globo. Além disso, são apresentadas

algumas evidências iniciais acerca da relação entre envelhecimento e volatilidade cíclica, tanto para o Brasil quanto para uma amostra de 172 países.

O terceiro capítulo revisa a literatura que analisa os possíveis canais de transmissão do envelhecimento populacional na volatilidade cíclica das economias. O primeiro canal trata da relação entre envelhecimento e mercado de trabalho, o segundo versa sobre a influência do perfil etário da população na efetividade da política macroeconômica. Depois, analisa como a formação das expectativas de inflação e decisões de poupança podem ser influenciadas pela idade dos indivíduos.

O quarto capítulo identifica as variáveis dependentes, explicativas e de controle, explica como estas foram construídas ou do que são constituídas, bem como justifica a inserção dessas variáveis nas regressões a partir da literatura. Depois, explica brevemente a metodologia proposta, começando pelo método de efeitos fixos e aleatórios, bem como os testes de especificação utilizados, e por fim, o modelo de painel dinâmico, por meio do Método Generalizado dos Momentos.

O quinto capítulo descreve os resultados dos testes de especificação e os resultados obtidos por meio das estimações utilizando ambas as metodologias. Discute estes resultados, relacionando à literatura anteriormente revisada, além de descrever os resultados do exercício de robustez realizado utilizando uma amostra maior de países. Por fim, o capítulo seis conclui.

2 DEMOGRAFIA E CICLOS ECONÔMICOS: UMA AVALIAÇÃO PRELIMINAR

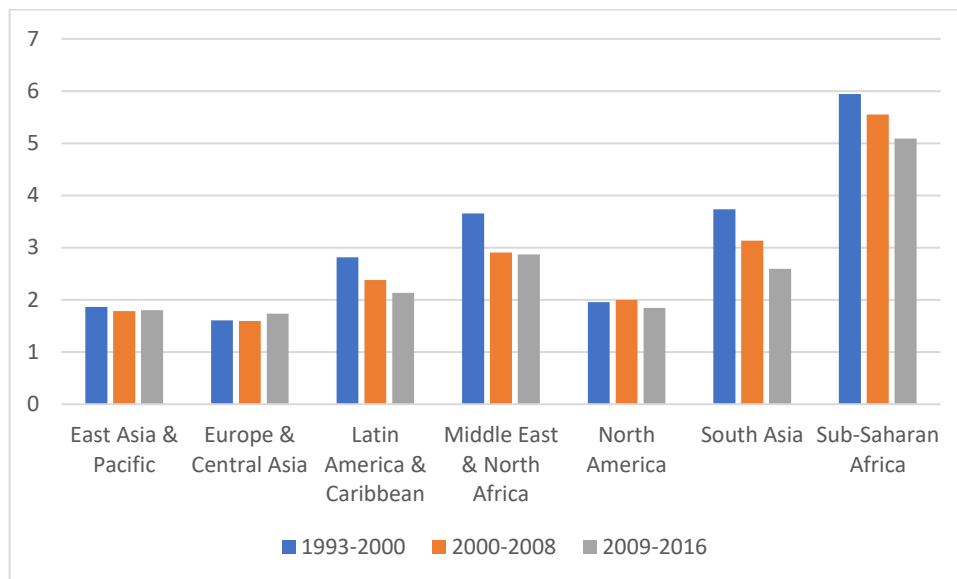
Este capítulo tem o objetivo de apresentar algumas tendências demográficas observadas internacionalmente e realizar uma primeira avaliação sobre como a demografia e os ciclos econômicos estão relacionados. Foram utilizados dados do Banco Mundial, da Organização das Nações Unidas (ONU), Organização Internacional do Trabalho (OIT), Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) do Brasil e Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), com estimativas entre os anos de 1993 a 2017 e projeções.

A literatura que estuda as transformações demográficas e seus impactos nas diversas esferas sociais indica que a população mundial está envelhecendo. Em estudo realizado para países europeus, Aiyar, Ebeke e Shao (2016) avaliam que as principais causas para este fenômeno estão relacionadas à queda na taxa de fecundidade e no aumento da expectativa de vida. Estudos como os de Eggertsson, Lancastre e Summers (2018), Yoon, Kim e Lee (2014), Gordon (2018), Hahn e Park (2010) chamam atenção para a drástica queda na taxa de fecundidade de diversos países nos últimos cinquenta anos.

O gráfico 1 mostra que não é preciso voltar tanto no tempo para perceber que a tendência de queda na taxa de fecundidade não está restrita a um país ou região específicos. Em todas as regiões do globo, em maior ou menor intensidade, o número de filhos que uma mulher teria caso vivesse até o final de sua idade fértil e tivesse filhos de acordo com as taxas de fecundidade específicas por idade caiu consideravelmente nos últimos anos. Os resultados mais marcantes dizem respeito aos países da África Subsaariana, onde a taxa de fecundidade caiu de 6,1 em 1993 para 4,8 em 2016, e aos países do Sul da Ásia, onde esta taxa caiu de 4 em 1993 para 2,4 em 2016². Os resultados para América Latina e Caribe também merecem destaque, pois, segundo este conjunto de dados, uma mulher latina ou caribenha que atingiu a idade fértil em 1993 esperaria 3 filhos, ao passo que uma mulher com características similares esperaria 2 filhos em 2016. Em regiões como a Europa e Ásia Oriental, existem países cujas taxas de fecundidade já são muito baixas e o processo de transição demográfica ocorre a mais tempo. Por isso as taxas de fecundidade nessas regiões apresentaram um comportamento mais estável em relação às outras nas últimas décadas.

² A escolha pelo cálculo da mediana por blocos de anos se deu em função de adequar esta análise preliminar à do exercício econométrico posterior.

Gráfico 1 – Mediana das taxas de fecundidade, total de nascimentos por mulher

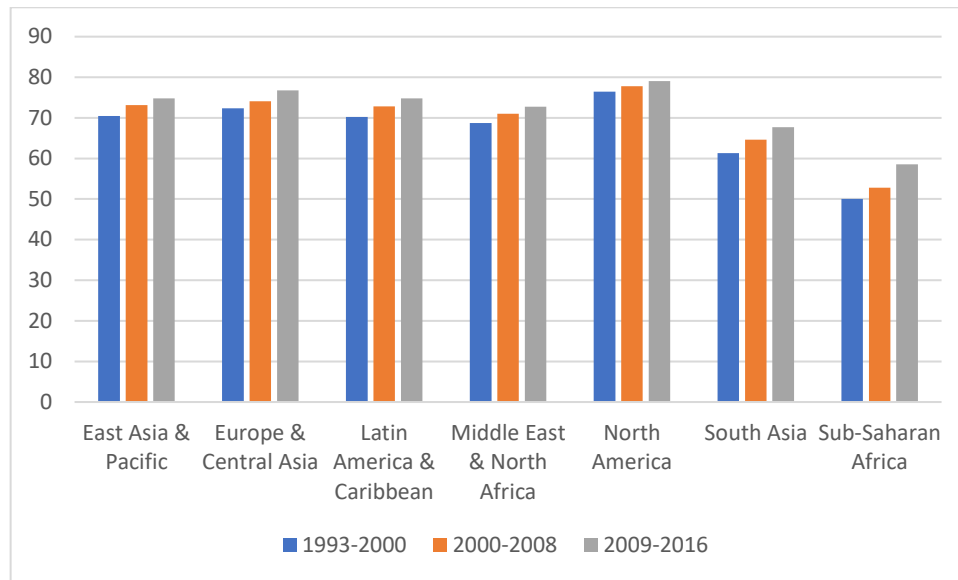


Fonte: Elaboração própria com base em dados do Banco Mundial (2018).

NOTA: EAS=Ásia Oriental e Pacífico; ECS=Europa e Ásia Central; LCN=América Latina e Caribe; MEA=Oriente Médio e Norte da África; NAC=América do Norte; SAS=Sul da Ásia; SSF=África Subsaariana.

Numa tendência oposta, o gráfico 2 mostra que a expectativa de vida ao nascer aumentou consistentemente em todas as regiões do globo. A literatura têm ligado este fato à melhora nas condições de vida da população, com ampliação do acesso aos serviços de saúde e saneamento básico, controle epidemiológico e ausência de grandes guerras (AIYAR; EBEKE; SHAO, 2016; GORDON, 2018). Com destaque para os países do Sul da Ásia, onde os cidadãos nascidos em 1993 tinham uma expectativa de vida de aproximadamente 60 anos, ao passo que, para os nascidos em 2016, essa expectativa aumentou para quase 69 anos. Outro destaque é a África Subsaariana, que mesmo concentrando os países com menores Índices de Desenvolvimento Humano, a expectativa de vida da população aumentou em mais de dez anos nas últimas duas décadas, passando de 49,8 em 1993 para 60,3 em 2016, permanecendo, no entanto, ainda muito distante das regiões desenvolvidas.

Gráfico 2 – Mediana da expectativa de vida ao nascer, total (anos)



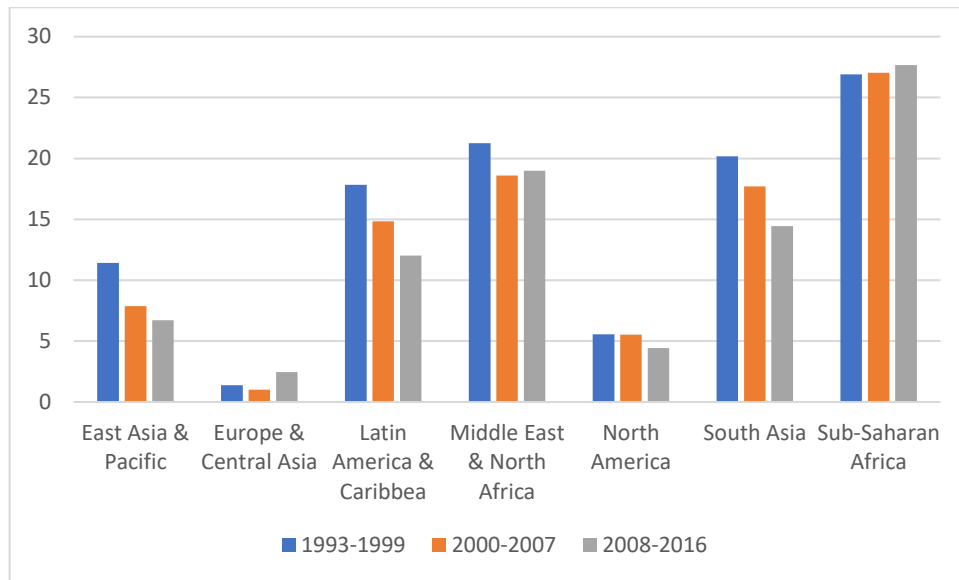
Fonte: Elaboração própria com base em dados do Banco Mundial (2018).

NOTA: EAS=Ásia Oriental e Pacífico; ECS=Europa e Ásia Central; LCN=América Latina e Caribe; MEA=Oriente Médio e Norte da África; NAC=América do Norte; SAS=Sul da Ásia; SSF=África Subsaariana.

Um outro importante indicador que demonstra o quão importante é o processo de transformação demográfica em todo o mundo é a taxa de crescimento natural da população, obtida ao subtrair a taxa bruta de natalidade pela taxa bruta de mortalidade em um determinado período de tempo. Na ausência de migração, o crescimento natural da população se iguala à taxa de mudança populacional.

O gráfico 3 mostra uma tendência consistente de queda na diferença entre a taxa bruta de natalidade e mortalidade na maioria das regiões do mundo, e, no caso da América Latina e Caribe, da Ásia Oriental e Pacífico e do Sul da Ásia, essa tendência se mostra ainda mais acentuada. Vale destacar o bloco europeu e centroasiático, onde a taxa de crescimento natural se aproximou de zero na última década, voltando a crescer moderadamente nos anos mais recentes, reafirmando o avançado estágio de transição demográfica que esta região se encontra em relação às outras. No contexto apresentado por este indicador, discussões acerca de políticas de imigração, por exemplo, são de extrema relevância no intuito de amenizar os efeitos do baixo crescimento populacional entre as regiões.

Gráfico 3– Mediana da taxa de Crescimento Natural (por 1000 pessoas)

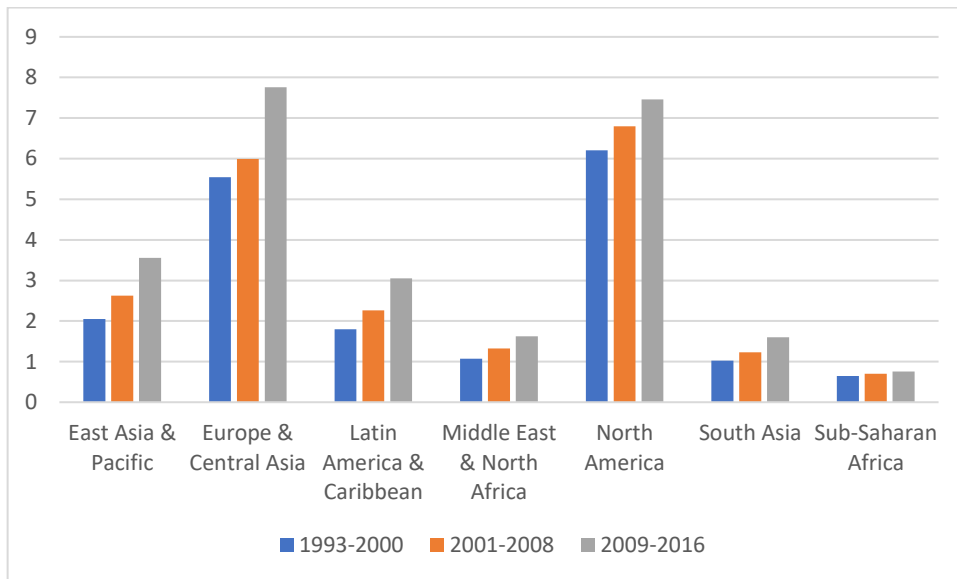


Fonte: Elaboração própria com base em dados do Banco Mundial (2018).

NOTA: EAS=Ásia Oriental e Pacífico; ECS=Europa e Ásia Central; LCN=América Latina e Caribe; MEA=Oriente Médio e Norte da África; NAC=América do Norte; SAS=Sul da Ásia; SSF=África Subsaariana.

Associado ao aumento da expectativa de vida ao nascer está o crescimento da proporção de indivíduos muito idosos em relação à população total nas regiões geográficas analisadas. A expectativa de vida ao nascer aumentou em todo o mundo, aumentando naturalmente a proporção de pessoas idosas. De acordo com o gráfico 4, para países em que a expectativa de vida já era alta, como os da Europa e da América do Norte, a porcentagem de pessoas com mais de 80 anos cresceu quase dois pontos percentuais nos últimos vinte anos. O Leste Asiático e Pacífico, Latina América e Caribe e, um pouco menos, o Sul da Ásia, esse percentual também cresceu de maneira importante, a exceção é a África Subsaariana, motivada principalmente pela expectativa de vida ao nascer nessa região. O aumento da proporção de pessoas muito idosas demanda uma nova forma de pensar as políticas de governo bem como a forma como as sociedades são estruturadas, algo que grande parte dos países precisarão começar a lidar muito em breve.

Gráfico 4 – Mediana do número de pessoas com 80 anos ou mais (% população)



Fonte: Elaboração própria com base em dados do Banco Mundial (2018).

NOTA: EAS=Ásia Oriental e Pacífico; ECS=Europa e Ásia Central; LCN=América Latina e Caribe; MEA=Oriente Médio e Norte da África; NAC=América do Norte; SAS=Sul da Ásia; SSF=África Subsaariana.

A tendência de queda na taxa de crescimento natural e o aumento da proporção de pessoas idosas têm provocado o aumento da razão de dependência em grande parte dos países. De acordo com o IBGE, a razão de dependência diz respeito à proporção da população considerada inativa (0 a 14 anos e 65 anos e mais de idade) sobre a população ativa (15 a 64 anos de idade). Desse modo, as consequências atuais e futuras das transformações demográficas podem mudar a depender de qual parcela da população influencia majoritariamente a razão total de dependência.

A figura 1, construída a partir de projeção realizada pelo Banco Mundial (2018), mostra a razão de dependência dividida nos dois fatores que a determinam, a proporção de pessoas com até 14 anos em relação ao total da população – taxa de dependência dos jovens – e a proporção de pessoas maiores de 65 anos em relação à população total – taxa de dependência dos idosos. Nela, é possível observar que a razão de dependência dos jovens está caindo em todas as regiões do mundo.

Figura 1 – Projeção da taxa de Dependência de Idosos x Jovens, 2011-2050.



Observa-se também que a razão de dependência dos idosos ultrapassará a dos jovens antes de 2050 na maioria das regiões do globo. Na Europa e Ásia Central, bem como em países da América do Norte, esse fenômeno ocorrerá já na próxima década; para os países da região do Leste Asiático e Pacífico, por volta de 2033; e, para países da América Latina e Caribe, em meados da década de 2040. Para o Oriente Médio e Norte da África, África Subsariana e Sul da Ásia, a razão de dependência total ainda é formada por seus dois fatores de maneira mais equilibrada, no entanto, a tendência é de que, ainda neste século, esse fenômeno ocorra em todo mundo. Desta forma, o desafio que o aumento da razão de dependência impõe às nações se torna muito maior pelo fato de que este vem provocado principalmente pelo aumento na razão de dependência dos idosos.

A Organização das Nações Unidas (ONU) projetou a evolução da idade mediana da população em cada continente nos próximos cem anos. De acordo com as estimativas apresentadas na Tabela 1, em 2100, a idade mediana da população mundial será de aproximadamente 45 anos, com exceção da África. Para países da América Latina e Caribe, a estimativa é de uma idade mediana de quase 50 anos.

Tabela 1- Projeção da idade mediana, 1950-2100

Ano	Mundo	África	Ásia	Europa	America L. e Caribe	America do Norte	Oceania
1950	23,6	19,3	22,1	28,9	19,9	30,0	27,9
1970	21,5	17,8	19,5	31,7	18,6	28,2	24,8
1990	24,0	17,6	23,0	34,6	21,7	32,8	28,6
2010	28,5	19,1	28,8	40,4	27,4	37,2	32,2
2030	33,0	21,2	35,3	45,1	34,6	40,1	35,1
2050	36,1	24,8	39,7	46,6	41,1	42,4	37,4
2070	38,5	28,9	43,2	46,9	45,9	43,6	40,0
2090	40,6	33,2	45,2	47,0	48,4	44,9	42,4
2100	41,6	35,2	46,1	47,8	49,2	45,6	43,8

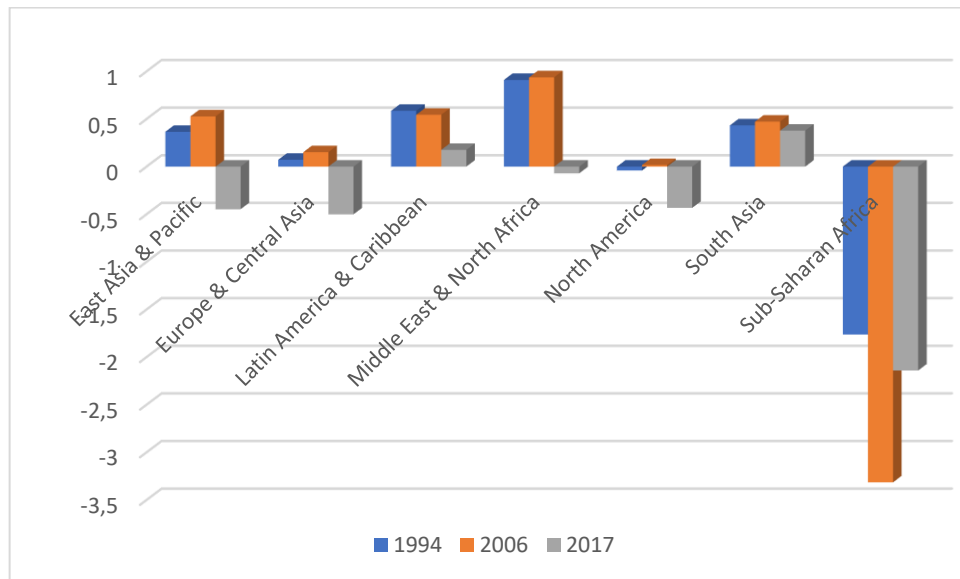
Fonte: Elaboração própria com base em dados das Nações Unidas (2018).

Dois outros indicadores importantes para compreender a transição demográfica pela qual estamos passando diz respeito ao crescimento da população economicamente ativa, e o crescimento da população como um todo³. Os gráficos 5 e 6 mostram a evolução desses indicadores nas últimas duas décadas, representado pelos valores observados nos anos de 1993, 2006 e 2017.

O gráfico 5 mostra que entre 2006 e 2017, a proporção de pessoas em idade ativa em relação ao total da população apresentou variação negativa em quase todas as regiões do globo, com exceção apenas para o Sul da Ásia e América Latina e Caribe. Esse dado se mostra muito mais preocupante quando associado ao aumento da razão de dependência e à queda nas taxas de crescimento da população.

³ A população economicamente ativa diz respeito à mão-de-obra potencial com que pode contar o setor produtivo, isto é, a população ocupada e a população desocupada. Nesta análise preliminar considera-se a população entre 15 e 64 anos (BANCO MUNDIAL, 2018).

Gráfico 5- Crescimento da População Economicamente Ativa (% total)

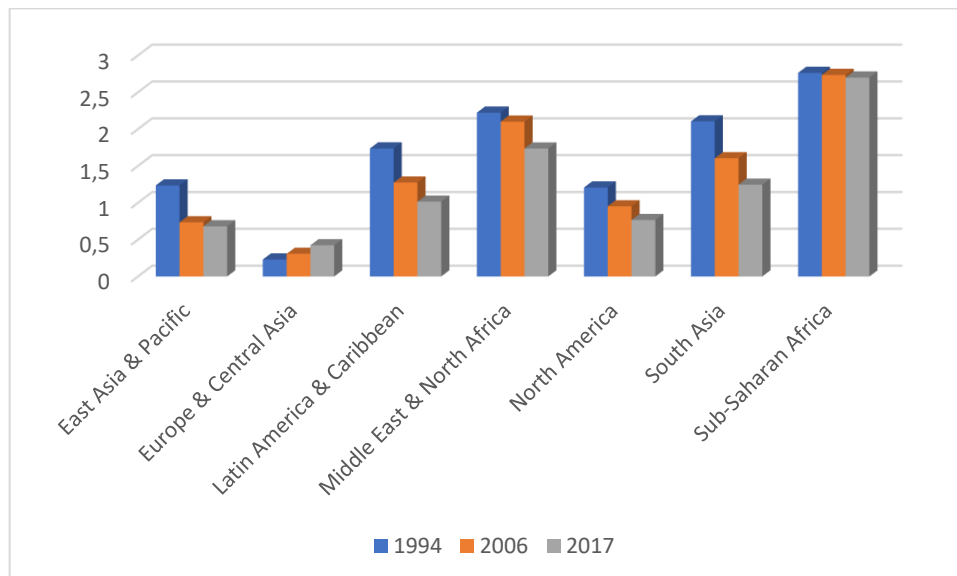


Fonte: Elaboração própria com base em dados do Banco Mundial (2018).

NOTA: EAS=Ásia Oriental e Pacífico; ECS=Europa e Ásia Central; LCN=América Latina e Caribe; MEA=Oriente Médio e Norte da África; NAC=América do Norte; SAS=Sul da Ásia; SSF=África Subsaariana.

No gráfico 6 é possível observar que, com exceção da Europa e Ásia Central, a população total cresceu a taxas decrescentes nos últimos 20 anos em todas as regiões analisadas.

Gráfico 6 Crescimento da População (% anual)



Fonte: Elaboração própria com base em dados do Banco Mundial (2018).

NOTA: EAS=Ásia Oriental e Pacífico; ECS=Europa e Ásia Central; LCN=América Latina e Caribe; MEA=Oriente Médio e Norte da África; NAC=América do Norte; SAS=Sul da Ásia; SSF=África Subsaariana.

Para compreender melhor esta queda na proporção de pessoas em idade ativa, a Organização Internacional do Trabalho (ILO) projetou o crescimento da força de trabalho por idade - em milhares de pessoas - para a próxima década, e desagregou essas estimativas por grupos de idade. Com base nessa projeção, foi possível construir a projeção da taxa de crescimento da força de trabalho até 2030.

Os resultados apresentados pela tabela 2 corroboram com a estimativa feita pelo Banco Mundial acerca da queda da taxa de crescimento da população em idade ativa, mas vai além. Com exceção da Ásia Oriental e da Europa e Ásia Central, em todas as regiões analisadas a força de trabalho composta por pessoas entre 25 a 52 anos crescerá a taxas decrescentes em todo o período. Para o caso das duas regiões citadas, a força de trabalho desse grupo variará negativamente nos próximos anos.

Tabela 2 - Projeção da taxa de crescimento da força de trabalho por idade, 2020 - 2030

25-54 Anos								
Ano	Estados Árabes	Ásia Oriental	Europa e Ásia Central	América Latina e Caribe	América do Norte	Sudeste Asiático e Pacífico	Ásia Meridional	África Sub-saariana
2020	2,59	-0,95	-0,31	1,28	0,32	1,07	1,61	3,31
2025	1,84	-1,65	-0,51	0,99	0,42	0,72	1,36	3,25
2030	1,46	-1,23	-0,45	0,62	0,48	0,58	1,08	3,15
55-64 Anos								
2020	5,21	3,20	1,26	3,26	0,63	3,27	2,62	3,45
2025	5,03	2,97	0,29	2,67	-0,68	2,43	2,24	3,81
2030	3,78	-0,47	0,31	2,41	-0,41	1,78	2,13	4,28
Maiores de 65 anos								
2020	4,26	2,97	2,16	3,66	4,49	4,23	3,08	3,04
2025	5,48	2,24	2,12	3,50	4,05	4,31	2,85	3,25
2030	5,67	2,79	1,72	3,31	3,11	3,79	2,55	3,43

Fonte: Elaboração própria com base em dados da Organização Internacional do Trabalho.

Analisando a tabela 2, é possível verificar ainda que, com exceção da América do Norte, a força de trabalho composta por pessoas entre 55 a 64 anos crescerá a taxas decrescentes para todas as regiões analisadas até 2025. E, excetuando a Europa e Ásia Central, África Subsariana e Ásia Oriental, as taxas se comportarão da mesma forma até 2030. Para o caso da América do Norte, a força de trabalho composta por pessoas entre 55 a 64 anos apresentará variação negativa na próxima década, e, o mesmo deverá ocorrer em países da Ásia Oriental depois de 2025.

O resultado mais interessante a ser analisado, no entanto, diz respeito ao aumento da força de trabalho das pessoas maiores de 65 anos. Nos Estados Árabes, Ásia Oriental, e África

Subsariana, a força de trabalho composta por esse grupo etário deverá crescer a taxas crescentes em todo o período considerado. Para as demais, essa fração da força de trabalho também crescerá, mas a taxas mais estáveis. Tendo em vista as estimativas apresentadas pela tabela 2 é possível avaliar que o envelhecimento populacional afetará diretamente a configuração da força de trabalho em grande parte das economias nos próximos anos.

Heer, Rohrbacher e Scharrer (2017), Lugauer (2011), Lugauer e Redmond (2012) e Jaimovich e Siu (2009), afirmam que existe um padrão não linear na volatilidade das horas trabalhadas por grupos etários nos países desenvolvidos e que este seria um dos motivos pelos quais a demografia afeta os ciclos econômicos⁴. A partir dos resultados descritos na tabela dois, e da observação desses autores, buscou-se verificar se esta regularidade empírica se mantém numa economia em desenvolvimento, como o Brasil. Por este motivo, este trabalho também analisou os dados de horas trabalhadas para o Brasil entre os anos de 2001 e 2015. A escolha do período se deu pela disponibilidade de dados, obtidos através da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE).

A variável diz respeito à média de horas semanais habitualmente trabalhadas para as faixas-etárias de 14-24, 25-54, 55-64 e 65⁺. O componente cíclico das séries foi obtido utilizando o filtro HP com parâmetro de suavização de 100, por conta da característica anual dos dados. A volatilidade das horas trabalhadas foi obtida a partir do desvio padrão da série filtrada. Outro dado importante que auxiliará a análise é a porcentagem das horas agregadas trabalhadas por idade, obtido por meio da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) do Brasil para o mesmo período.

A tabela 3 apresenta resultados para a volatilidade das horas trabalhadas no Brasil para grupos etários. A primeira linha apresenta a média de horas trabalhadas por cada faixa etária. A linha dois apresenta o desvio padrão da série por idade específica. Assim como nos trabalhos citados, é possível visualizar um padrão não linear na volatilidade de horas por idade. Contudo, nem todos os fatores que influenciam nas flutuações da série importa para este exercício, apenas aquelas relacionadas ao ciclo econômico.

⁴ A revisão desta literatura encontra-se no capítulo 3.

Tabela 3- Volatilidade das horas trabalhadas por faixa etária, Brasil.

IDADE	14-24	25-54	55-64	65+
Média de horas trabalhadas por semana	40,54	41,51	40,15	38,02
Volatilidade das horas trabalhadas	1,1312	0,8690	0,8617	1,17485
Volatilidade Cíclica das horas trabalhadas	0,3449	0,1359	0,2953	0,6161
% de horas trabalhadas por faixa etária	18	68	13	1

Fonte: Elaboração própria com dados da OCDE e RAIS.

A segunda linha, portanto, apresenta a volatilidade do componente cíclico das horas trabalhadas no Brasil, obtida mediante do filtro HP. Mais uma vez o padrão em forma de U é observado, com a volatilidade das horas trabalhadas sendo maior para o grupo etário mais envelhecido em relação aos demais. Outra similaridade com a literatura internacional diz respeito à contribuição de cada grupo na volatilidade agregada em relação à proporção de cada um no total de horas trabalhadas.

Os jovens de 15 a 24 anos representem 18% das horas agregadas trabalhadas e 24% da volatilidade cíclica, enquanto que os indivíduos de 25 a 64 representam 81% do total de horas trabalhadas e aproximadamente 30% da volatilidade cíclica. O grupo etário das pessoas maiores de 65 anos corresponde a 1% das horas agregadas e aproximadamente 44% da volatilidade cíclica. Deste modo, ainda que com alguma limitação dos dados, este exercício demonstra que o padrão observado em outros países pode ser encontrado também no Brasil.

As projeções realizadas pela Organização Internacional do Trabalho indicam um aumento da proporção de pessoas com mais de 65 na força de trabalho, aumento este que cresce a taxas crescentes para os próximos anos em muitas regiões do o globo. Deste modo, dada a importante participação que este grupo tem na volatilidade cíclica do mercado de trabalho, espera-se que, tudo o mais constante, este fenômeno venha a aumentar cada vez mais nos próximos anos, de forma ainda mais acentuada nos países onde o processo de envelhecimento está mais avançado que no Brasil. Haja vista o contexto apresentado nesse capítulo, no decorrer deste trabalho serão buscadas evidências de uma possível relação causal entre essas variáveis.

3 OS CANAIS DE TRANSMISSÃO DA DEMOGRAFIA NA VOLATILIDADE CÍCLICA DAS ECONOMIAS

A discussão realizada no capítulo anterior enfatizou o claro processo de envelhecimento pelo qual a população mundial está passando. Essa mudança no perfil etário dos países poderá provocar transformações estruturais importantes tanto do lado da demanda - dado que a procura por bens e serviços se modifica a depender do perfil populacional - quanto do lado da oferta – pois a produtividade está diretamente relacionada com o perfil etário da população. Além disso, essas transformações podem influenciar o comportamento de variáveis macroeconômicas no curto prazo, influenciando a volatilidade dos ciclos de negócios.

O propósito deste capítulo é discutir alguns canais pelos quais o envelhecimento populacional pode afetar a volatilidade dos ciclos de negócios. Para tanto, ele foi estruturado de modo a abordar i) a relação entre envelhecimento e mercado de trabalho, partindo do pressuposto de que tanto a oferta quanto a demanda por trabalho se alteram de acordo com o perfil etário da população; ii) a influência do perfil etário na política macroeconômica, pois, como veremos, o aumento da população idosa pode acarretar na diminuição do poder estabilizador das políticas fiscal e monetária; iii) a formação das expectativas de inflação e decisões de poupança, elementos relevantes para a estabilidade macroeconômica e que podem ser influenciados direta e indiretamente pela estrutura demográfica. Vale ressaltar ainda que a abordagem metodológica da maioria dos trabalhos citados parte de observações empíricas e desenvolvimento de modelos.

3.1 MERCADO DE TRABALHO

A demografia pode afetar a volatilidade cíclica das economias através de alguns canais, sendo que o mais discutido pela literatura tem sido o canal do mercado de trabalho. No capítulo anterior, foi verificado para o Brasil a ocorrência de uma regularidade empírica acerca da volatilidade das horas trabalhadas por faixa etária já verificada em outros países pela literatura. É partindo desta observação que os trabalhos aqui elencados relacionam demografia e ciclos: à medida que o número de trabalhadores muito jovens ou idosos aumenta, maior a volatilidade das horas trabalhadas, e, por conseguinte, a volatilidade do produto.

Autores como Clark e Summers (1980), Gomme e outros (2005) e Jaimovich e Siu (2008) identificaram através de diferentes abordagens metodológicas, que a volatilidade cíclica do

mercado de trabalho para um número considerável de países responde em nível e intensidade diferentes para grupos de idade. Argumenta-se que a capacidade de resposta da produção agregada aos choques de curto prazo depende da composição da força de trabalho.

Partindo deste pressuposto, a literatura que relaciona demografia e volatilidade cíclica das economias (JAIMOVICH; SIU, 2008; HEER; ROHRBACHER; SCHARRER, 2017; LUGAUER, 2011) explica que a volatilidade do produto se manteve consideravelmente estável durante o período da Grande Moderação por conta da estrutura etária que muitos países possuíam naquele momento, com a maioria da população em idade ativa. Antes de discutir essa literatura, no entanto, é importante revisar alguns estudos importantes acerca das flutuações no mercado de trabalho para diferentes grupos etários.

3.1.1 Desagregando as flutuações cíclicas do mercado de trabalho por grupo etário

O trabalho de Clark e Summers (1980) é um dos primeiros a desagregar a resposta do mercado de trabalho às variações cíclicas por faixas-etárias. Os autores chamam atenção para o fato de que, embora as taxas de desemprego entre diferentes grupos demográficos se movam juntas, a amplitude dessas flutuações ocorre de forma diferente entre esses grupos. Deste modo, para entender o comportamento cíclico do mercado de trabalho, é necessário analisar a resposta do desemprego para diferentes grupos de idade, compreendendo que a variação do desemprego está relacionada a fatores de demanda e de oferta de trabalho. Em períodos recessivos, por exemplo, as taxas de desemprego podem aumentar tanto devido a um menor número de empregos disponíveis, quanto a uma maior taxa de participação da força de trabalho⁵. Por isso a análise do desempenho do mercado de trabalho muda a depender do que esteja influenciando mais a taxa de desemprego. Desse modo, os autores realizaram uma análise decompondo os movimentos no emprego tanto em relação à demanda quando à oferta de trabalho.

Os resultados sinalizam que grande parte da volatilidade cíclica do mercado de trabalho, para indivíduos jovens ou idosos, ocorre em função de mudanças nas taxas de participação. Outro resultado importante diz respeito à importância relativa dos vários grupos etários na parcela dos movimentos cíclicos no emprego agregado. Os trabalhadores jovens (16-24 anos) e os idosos (maiores de 65 anos) respondem pela maior parte das variações cíclicas no emprego. No

⁵ A taxa de participação da força de trabalho diz respeito ao percentual de pessoas na força de trabalho em relação às pessoas em idade de trabalhar (IBGE, 2018)

entanto, representam menos de dois décimos da população. Os adolescentes e mulheres jovens com idade entre 20-34 anos representam apenas 25% da população adulta, mas experimentam cerca de 50% da variação cíclica no emprego. Os homens entre 25 a 64 anos são uma grande fração da população (32,6%), mas respondem por uma variação menor que os jovens no desemprego cíclico (CLARK; SUMMERS, 1980).

Gomme e outros (2005) encontram resultados similares, mas com dados e abordagem metodológica diferentes. Inicialmente os autores evidenciam como as flutuações cíclicas em horas de trabalho variam ao longo do ciclo de vida: utilizando dados para horas semanais nos Estados Unidos, entre 1962-2000, eles calcularam a média de horas trabalhadas para o total da população maior de 16 anos e depois por faixa etária. Como medida para a volatilidade cíclica do mercado de trabalho, aplicam o filtro HP no logaritmo das séries e calcularam o desvio padrão de todas elas. Depois, avaliam as previsões de uma versão do modelo de ciclo de vida numa estrutura de gerações sobrepostas. Seus resultados apontam para um padrão de flutuação entre os grupos etários em forma de U, ou seja, o número de horas trabalhadas flutua mais ao longo do ciclo para trabalhadores jovens, À medida que avançam para idade ativa, essas flutuações são menos relevantes, mas voltam a aumentar à medida que os trabalhadores envelhecem.

Nos dois estudos anteriormente citados, os autores encontraram que a volatilidade cíclica do mercado de trabalho ocorre de forma não linear quando os dados são desagregados por faixa etária, ao menos para o caso dos Estados Unidos. Um dos objetivos de Jaimovich e Siu (2008) é verificar se esses resultados se mantêm quando analisados os dados dos países do G7. Similar à metodologia de Gomme e outros (2005), eles analisam inicialmente os dados de horas trabalhadas dos EUA e do Japão entre os anos de 1963 a 2005 e 1972 a 2004 respectivamente. Os resultados também são muito similares ao discutidos acima para ambos os países, com o padrão em forma de U na volatilidade de horas por idade.

Jaimovich e Siu (2008) encontram um importante resultado quando desagregam as séries por nível educacional: entre os jovens, a volatilidade de horas é 1,5 vezes maior entre aqueles com menos educação em relação àqueles com mais. Por outro lado, para aqueles com idade entre 30 e 59 anos, a volatilidade de horas é 2,5 maior quando esses indivíduos são menos educados em comparação com os indivíduos similares mais educados. Apesar disso, os jovens com idade entre 20 e 29 anos com mais educação têm maior volatilidade de horas do que os trabalhadores de idade entre 30 e 59 anos com menos educação.

Para o caso do G7, por conta de insuficiência de dados, os autores analisaram dados de emprego e não mais de horas trabalhadas. Ainda assim, os resultados encontrados corroboram com a discussão feita até aqui: os jovens e os idosos apresentam maior sensibilidade cíclica do que os indivíduos com em idade ativa intermediária. Em todos os países, o emprego para indivíduos entre 15 a 29 anos foi substancialmente mais volátil que para aqueles com idade entre 30-59. De modo que os resultados encontrados por Clark e Summers (1980) e Gomme e outros (2005) são uma regularidade empírica em outras economias desenvolvidas.

3.1.2 O envelhecimento populacional e o mercado de trabalho

A partir da percepção de que a volatilidade do mercado de trabalho varia com a idade, é natural presumir que a resposta da produção agregada a choques também depende da composição etária da força de trabalho. Jaimovich e Siu (2008) empregando variáveis instrumentais como estratégia de identificação e dados em painel para as economias do G7 no período do pós guerra, chegam à conclusão de que, quando uma economia é caracterizada por uma grande parcela de trabalhadores jovens ou idosos, tudo mais constante, existe maior volatilidade na produção.

Lugauer (2011) encontra resultados similares aos descritos acima. Utilizando dados da economia americana entre as décadas de 1960 e início dos anos 2000, argumenta que, na década de 1960, a parcela da juventude no mercado de trabalho era muito pequena, coincidindo com uma baixa volatilidade do PIB. Quando a geração do *baby-boom* ocorreu com o fim da segunda guerra começou a entrar no mercado de trabalho, a participação dos jovens aumentou para mais de 58%, aumentando drasticamente a volatilidade do produto. A medida que esta população avançou para a idade ativa, a volatilidade do PIB diminuiu rapidamente, o que coincidiu com o período conhecido como a Grande Moderação.

A fim de compreender esta correlação entre demografia e volatilidade do produto, o autor desenvolve um modelo de gerações sobrepostas, onde a variação do perfil etário da população pode gerar uma parcela considerável das mudanças observadas na volatilidade cíclica agregada. O aumento da volatilidade cíclica relacionado à parcela da população jovem está associado à existência de dois efeitos: o efeito composição e a resposta endógena da firma (LUGAUER, 2011).

O efeito composição diz respeito ao fato de que trabalhadores jovens terem, naturalmente, maior volatilidade no emprego por estarem ainda em processo de qualificação e escolha da profissão, por exemplo. Ao passo que a resposta endógena das firmas estaria ligada à disposição

das firmas para criar novos postos de trabalho. Essa disposição dependeria da idade e do perfil de produtividade dos trabalhadores disponíveis: como os trabalhadores jovens tendem a ser menos produtivos por conta da pouca experiência, as firmas tenderiam a reduzir a demanda por trabalho quando a população é muito jovem. Deste modo, há um aumento da volatilidade do produto quando a população é muito jovem, que tende a se reduzir à medida que a população avança para idade ativa (LUGAUER, 2011).

Heer, Rohrbacher e Scharrer (2017), em estudo para os EUA, discutem os resultados encontrados por Jaimovich e Siu (2013). Os autores observam que durante o período da grande moderação, a entrada da geração do *baby boom* na idade ativa reduziu a volatilidade da oferta de trabalho por idade. Paralelo a este movimento, as horas anuais médias trabalhadas por pessoa aumentaram. Eles concluem que a força motriz por trás da grande moderação foi menos o efeito demográfico puro, ou seja, o aumento de pessoas em idade ativa, e mais o efeito de transformação: o movimento para baixo da curva de volatilidade da oferta de mão-de-obra específica para a idade atrelado ao aumento da oferta de trabalho.

Como mencionado anteriormente, muitos países viveram um período de bônus demográfico à medida que a geração do *baby boom* chegou a idade ativa. Esse período coincidiu com a época da Grande Moderação, quando tanto as flutuações do mercado de trabalho quanto do produto mantiveram-se em considerável estabilidade. Ou seja, os estudos se dedicaram a discutir os canais pelos quais a demografia afeta os ciclos quando a população é muito jovem ou se encontra em idade ativa. Atualmente, no entanto, a força de trabalho está passando por um processo de envelhecimento cada vez mais acentuado, o que, tudo o mais constante, deverá aumentar a volatilidade do mercado de trabalho e da produção agregada, fazendo-se relevante compreender como a demografia pode afetar a volatilidade cíclica quando a população é idosa.

Gomme e outros (2005), a partir do seu modelo de ciclo de vida, discutem os motivos pelos quais a população mais idosa apresenta maior volatilidade de horas trabalhadas. A ideia é entender como o horizonte de tempo afeta a resposta de um indivíduo a um determinado choque, aqui encarados como mudanças nos salários e taxas de aluguel de capital, mantendo todos os outros fatores constantes. De acordo com os autores, o aumento da volatilidade dependerá da presença ou não de aposentadoria. O mecanismo pelo qual os choques influenciam as horas de trabalho é a substituição intertemporal do trabalho, pois quanto mais curto é o horizonte, menor o espaço para o indivíduo substituir trabalho por lazer.

Para a análise sem aposentadoria, os autores argumentam que a volatilidade das horas trabalhadas é maior quando o indivíduo é mais jovem por conta do maior espaço para

substituição intertemporal e diminui à medida que envelhece. Neste caso, a volatilidade não volta a crescer quando o indivíduo envelhece, se estabilizando até o final da vida. Para o caso com aposentadoria, entretanto, a volatilidade volta a aumentar à medida que o indivíduo se aproxima da idade de se aposentar. Isso ocorre pelo fato de que a aposentadoria amplia o horizonte de planejamento do trabalhador além do período final em que ele trabalha (GOMME *et al*, 2005).

Considerando que grande parte dos países possuem sistemas de previdência social, o mecanismo da substituição intertemporal do trabalho explica a volatilidade das horas no período inicial do ciclo de vida bem como no período final, dando origem ao formato em U encontrado tanto no modelo quanto nos dados.

O estudo de Stock e Watson (2012) por sua vez, destaca a grande diferença em relação à proporção e à duração da crise de 2008 em comparação com às demais crises mundiais ocorridas pós segunda guerra mundial. O objetivo é investigar até que ponto essas diferenças foram estruturais, ou, à medida que não tenha sido, quais outros motivos podem explicá-las.

Os autores concluíram que os seis principais choques que explicaram as outras crises do pós guerra também explicam a crise de 2008: petróleo, política monetária, produtividade, incerteza, liquidez/risco financeiro e política fiscal. Ponderando que, apesar de qualitativamente iguais, esses choques foram quantitativamente maiores, fazendo a economia responder de forma proporcional. No tocante à recuperação pós recessão, entretanto, as motivações parecem não acompanhar a experiência histórica. A explicação mais aceita pelos autores é a da desaceleração secular do crescimento tendencial da força de trabalho, provocada por grandes mudanças nos fatores demográficos, principalmente no patamar da taxa de participação feminina na força de trabalho e no envelhecimento da força de trabalho (STOCK; WATSON, 2012).

Por esse motivo, se não houver um novo aumento significativo na taxa de crescimento da população, os fatores demográficos apontam para um declínio adicional no crescimento tendencial do emprego e das horas nas próximas décadas. A tendência é de que as futuras recessões com comportamento cíclico historicamente típico terão declínios mais acentuados e recuperações mais lentas na produção e no emprego (STOCK; WATSON, 2012).

3.2 POLÍTICA MACROECONÔMICA

A presente seção busca elucidar como o envelhecimento demográfico influencia a volatilidade cíclica através da política econômica. Em linhas gerais, o campo de atuação da política macroeconômica, tanto a fiscal quanto a monetária, tende a ficar mais restrito à medida que a população envelhece, o que pode acarretar um aumento da volatilidade dos ciclos de negócios. Uma população mais envelhecida gera maiores pressões fiscais sobre os sistemas públicos de seguridade social, reduzindo o espaço de política. Ademais, a resposta dos indivíduos às taxas de juros se modifica de acordo com o ciclo de vida, com o consumo dos idosos respondendo menos a incentivos via taxa de juros, tornando a política monetária ineficaz e aumentando a volatilidade cíclica.

3.2.1 Política Monetária

As transformações demográficas podem afetar a volatilidade do produto via política monetária de ao menos duas maneiras. A primeira diz respeito à diferença na resposta do consumo a choques de política monetária a depender da idade (WONG, 2015). A segunda refere-se à observação empírica de que o envelhecimento populacional foi um dos principais fatores para a queda nas taxas de juros de países desenvolvidos, reduzindo o poder de atuação da política monetária (FUJITA; FUJIWARA, 2014; SUDO; TAKIZUKA, 2018).

Wong (2015), em estudo para a economia americana, busca compreender a resposta do consumo a choques de política monetária de acordo com a idade dos indivíduos, no intuito de quantificar como a resposta agregada do consumo muda à medida que a população envelhece. Para tanto, a autora utiliza micro dados de nível familiar, de consumo e ajuste de empréstimo. O canal de ajuste de empréstimo explica a diferença nas respostas de consumo entre jovens e idosos a choques de taxas de juros. Após identificar os choques de política monetária, a autora examina as respostas das taxas de hipoteca, as elasticidades de consumo e as propensões para refinarçar ou entrar em novos empréstimos com menores taxas de hipoteca.

Os resultados encontrados levam a crer que, à medida que o perfil etário da sociedade muda, a eficácia da política monetária pode sofrer graves perdas, uma vez que os jovens teriam uma maior propensão a ajustar seus empréstimos após choques nas taxas de juros. O segundo resultado encontrado pela autora é de que a resposta do consumo dos jovens a mudanças na taxa de juros é consideravelmente maior que a dos idosos, correspondendo a grande parcela da resposta agregada. Enquanto o consumo total de jovens aumenta em média 2,4 por cento ao

longo do ano, o consumo de pessoas idosas aumenta apenas 0,4% em resposta a incentivos via taxas de juros (WONG, 2015).

Por conta de ainda possuir uma estrutura etária jovem, o consumo dessa parcela da população ainda é responsável por impulsionar a maior parte da resposta do consumo agregado a choques de política monetária nos EUA. A resposta de consumo da população de meia idade responde por 35%, ao passo que os idosos não contribuem para a resposta de consumo agregado. Contudo, esse é um cenário que tende a se inverter devido o contexto de envelhecimento populacional tanto os EUA, quanto nos demais países do mundo estão passando (WONG, 2015).

Fujita e Fujiwara (2014), em estudo para o Japão, buscam compreender a relação entre o envelhecimento populacional e a queda nas taxas reais de juros. Utilizando um modelo novo-keynesiano, os autores defendem que o envelhecimento da força de trabalho foi responsável por cerca de 40% na queda da taxa de juros entre as décadas de 1980 e 2000. A explicação é a de que, à medida que a força de trabalho envelhece, a produtividade cresce até um determinado limite e para de crescer. Isto, associado a entrada cada vez menor de jovens na força de trabalho, influencia a desaceleração do crescimento agregado.

Um outro fator inerente à economia Japonesa é a habilidade específica da firma. A habilidade associada à experiência adquirida pelo trabalhador no mercado de trabalho tende a ser específica da firma em que ele trabalha, de modo que quando este indivíduo perde o emprego, ele perde o prêmio associado a uma maior experiência. Dessa forma, à medida que a força de trabalho se torna mais envelhecida, cada trabalhador idoso que perde o emprego tem uma dificuldade ainda maior de se inserir no mercado de trabalho novamente, e quando o faz, além das eventuais limitações da idade, sua produtividade é igual a de um jovem sem experiência (FUJITA; FUJIWARA, 2014).

Sudo e Takizuka (2018) avaliam como as mudanças nas estruturas demográficas afetaram e ainda podem afetar os movimentos das taxas de juros reais. Para tanto, elaboram um modelo de gerações sobrepostas calibrado para a economia do Japão. Esta escolha se deu pelo fato de que o Japão passou pela experiência de transição demográfica já na década de 1980, dado que as taxas de natalidade caíram drasticamente ainda na década de 1970.

O modelo elaborado pelos autores replica bem os dados da economia japonesa e possibilitou que fossem realizadas simulações sob várias hipóteses, elucidando como as mudanças nos fatores demográficos são traduzidas em mudanças na taxa de juros real. O primeiro resultado

mostrou que a mudança na estrutura etária, causada tanto pelo declínio na taxa de fecundidade quanto o aumento na longevidade, refletiram diretamente na queda da taxa de juros real no Japão. O drástico declínio na taxa de fecundidade exerceu efeito direto na queda da população em idade ativa. Por outro lado, o acentuado aumento na longevidade encorajou o aumento da poupança das famílias. Esses dois movimentos provocaram uma diminuição da força de trabalho associada a uma maior acumulação de capital, reduzindo as taxas de juros reais (SUDO; TAKIZUKA, 2018)

Ainda de acordo com os autores, o movimento de queda futura da taxa de juros não deverá se manter no mesmo ritmo dos anos anteriores, pelo fato de que a queda nas taxas de fecundidade e o aumento da longevidade estão se estabilizando, como é natural ocorrer. Contudo, os efeitos das mudanças passadas nos fatores demográficos continuarão a exercer influência sobre as taxas de juros reais e impedirão que estas aumentem ou diminuam muito dos níveis atuais. Parte da explicação está no fato de que o aumento da longevidade é uma mudança permanente, o que afeta permanentemente a poupança das famílias, provocando um efeito negativo persistente na taxa de juros real (SUDO; TAKIZUKA, 2018).

Sudo e Takizuka (2018) fazem ainda uma última análise, no intuito de verificar se os resultados encontrados para o Japão se mantêm para outros países. Embora em magnitudes diferentes, o declínio da taxa de fecundidade e o aumento da longevidade são fenômenos observáveis na grande maioria dos países, possibilitando aos autores realizar exercícios de simulação semelhantes aos anteriormente realizados, calibrando o modelo para as características demográficas dos EUA, países do G7 e alguns países da OCDE. De maneira geral, os efeitos negativos dos fatores demográficos sobre as taxas de juros reais e a influência dos mesmos no futuro também são obtidos para os países analisados.

Os resultados de Sudo e Takizuka (2018) se assemelham aos de Fujita e Fujiwara (2014). Para o segundo estudo, no entanto, a influência da demografia na queda das taxas de juros está muito mais associada à tendência de estagnação da produtividade da força de trabalho do que na formação de poupança privada das famílias.

3.2.2 Política Fiscal

Atualmente, existe muita discussão em torno das consequências do envelhecimento para a saúde fiscal das economias. Temas como reforma da previdência e ajuste fiscal estão na ordem

do dia não só no Brasil, mas em muitos outros países. O envelhecimento pode influenciar a volatilidade cíclica das economias via redução do espaço fiscal, pois, à medida que a população envelhece a razão dívida/PIB tende a aumentar, reduzindo o espaço de política necessário em momentos de crise e aumentando a volatilidade dos ciclos econômicos.

Romer e Romer (2017) avaliam que as consequências negativas após a ocorrência de crises econômicas são diferentes a depender do país, e que uma possível explicação para isso é a capacidade e a vontade de um país de usar a política macroeconômica. Dessa maneira, os autores testam se os resultados econômicos após as crises variam sistematicamente com a quantidade de espaço de política monetária e fiscal que um país possuía anteriormente, para tanto, utilizam uma amostra de 24 países avançados no período do pós-guerra. Para fazer esta análise, utilizaram como medidas de espaço de política fiscal a razão da dívida pública bruta em relação ao PIB no ano civil anterior (multiplicada por -1); e a razão dívida líquida/PIB (novamente multiplicada por -1); Também assumiram que o espaço fiscal é uma função não-linear da relação dívida/PIB.

Como resultado preliminar, os autores observaram que a razão dívida/PIB é drasticamente diferente entre as economias a depender do espaço fiscal. Quando não há espaço, dívida/PIB é em média 96%, enquanto que com espaço fiscal, dívida/PIB é em média 27%. Os autores definiram “falta de espaço fiscal” como o valor da relação dívida/PIB de um desvio padrão acima da média da amostra e “com espaço fiscal” como o valor da dívida/PIB de um desvio padrão abaixo da média da amostra. Os resultados das estimativas indicaram que a queda do PIB após uma crise quando o país possui espaço fiscal é de apenas 1,4%. Enquanto que a queda do PIB após uma crise quando o país não tem espaço fiscal atinge um máximo de 8,1%. Logo, o espaço da política fiscal é muito importante para reverter os impactos negativos das crises: à medida que a relação dívida/PIB cai e o espaço fiscal aumenta, as consequências da crise financeira são menos dramáticas (ROMER; ROMER, 2017).

Kluge (2013) e Auerbach (2012) estudam a relação entre envelhecimento e política fiscal para a Alemanha e Japão, respectivamente. Os autores avaliam que, enquanto a força de trabalho deve diminuir no futuro, diminuindo o saldo fiscal do governo, os gastos do governo via políticas de seguridade social devem aumentar, justamente por conta do aumento do número de idosos.

Os resultados de Kluge (2013) mostram que os gastos com previdência social aumentarão drasticamente apenas devido aos custos de saúde para os idosos. O sistema de seguridade social, que inclui saúde, pensões, desemprego e cuidados prolongados, enfrentará um orçamento

desequilibrado, dado que as contribuições sociais tendem a diminuir devido a um menor número de pessoas em idade ativa. É provável que subsídios federais para o sistema de seguridade social aumentem consideravelmente, acarretando num aumento da carga tributária. Considerando que muitas outras economias possuem sistemas de seguridade social mais ou menos semelhantes, resultados similares poderão ser encontrados em outros países à medida que o processo de envelhecimento populacional se intensifique.

Auerbach (2012) argumenta que o setor público japonês financia uma grande parte do consumo dos idosos por meio de programas de transferência sem financiamento ou parcialmente financiados, fazendo com que o envelhecimento exerça uma pressão significativa sobre o orçamento do governo. Além disso, o aumento da longevidade aumenta o número de beneficiários, ao passo que a redução das taxas de fecundidade reduz o número de contribuintes. Contudo, reformas como as da previdência devem ser conduzidas de forma a equilibrar o orçamento e o bem-estar social, e pressões populares podem reduzir a capacidade do governo de fazer mudanças nos programas mesmo a longo prazo. Por esse motivo, ainda que os programas existentes possam ser modificados, uma parcela crescente dos orçamentos governamentais deverá continuar dedicada a programas de aposentadoria para idosos, e tanto a economia quanto a política sugerem que isso reduzirá a flexibilidade das determinações orçamentárias.

Leeper e Walker (2011) argumentam que em grande parte das economias avançadas o estresse fiscal tem sido um problema causado pelo envelhecimento das populações e por programas de benefícios sociais para idosos. Associado a isto, os autores consideram que a maioria dos governos tem informado pouco sobre quais políticas serão ajustadas e quando serão ajustadas. Na ausência de informações, é razoável que as pessoas contemplem a possibilidade de que o estresse fiscal não resolvido empurre a economia para seu limite fiscal, ao ponto em que a sociedade não suporte mais o aumento da carga tributária. A incerteza sobre como a política macroeconômica será conduzida nesse contexto pode afetar gravemente outras variáveis como inflação e poupança, via formação de expectativas.

Partindo do pressuposto de que a atual estrutura demográfica está levando a economia para mais perto do limite fiscal, os autores defendem uma associação de uma regra de política fiscal clara à regra de política monetária, permitindo ancorar adequadamente as expectativas fiscais auxiliando a política monetária no cumprimento do seu papel.

3.3 EXPECTATIVAS, INFLAÇÃO E POUPANÇA.

A formação das expectativas de inflação e decisões de poupança são elementos relevantes para estabilizar a economia no curto prazo, e que podem ser influenciados direta e indiretamente pelo estágio do ciclo de vida em que os indivíduos se encontram. Indiretamente as decisões de poupança podem ser influenciadas pelas expectativas em função da idade dos indivíduos. Diretamente, pois, à medida que os indivíduos envelhecem, tendem a reduzir sua poupança a fim de manter seu nível de consumo, embora a literatura empírica indique que o aumento da longevidade pode mitigar este esse efeito, dado que a expectativa de viver mais incentiva o aumento da poupança. Além disso, o fato de o envelhecimento populacional estar ocorrendo em todo o mundo pode acarretar mudanças importantes nos sistemas de seguridade social, influenciando nos fluxos de capital entre os países e repercutindo no espaço de política fiscal. Boersch-Supan e outros (2006), Carrillo e Emran (2012), Yoon, Kim e Lee (2014), Juselius e Takáts (2018) discutem mais amplamente estes aspectos.

Boersch-Supan e outros (2006), utilizando projeções demográficas para cinquenta países, realizam uma abordagem muito relevante sobre como a demografia pode afetar o comportamento de variáveis macroeconômicas via a trajetória de poupança. Partindo do pressuposto que o processo de envelhecimento populacional está ocorrendo em todo o globo, em grau mais ou menos avançado a depender do país, a ocorrência de reformas da previdência será inevitável para a sustentabilidade das contas públicas. Na ocorrência de reformas sistemáticas, o aumento do número de fundos de pensão refletirá de forma importante nos fluxos de capital entre as nações. Esses fluxos devem aumentar consistentemente enquanto houver uma grande parcela da população em idade ativa, caindo drasticamente à medida que estes indivíduos passarem a resgatar seus recursos.

Esse movimento, no entanto, não ocorrerá na mesma janela temporal para todos os países, uma vez que cada um está num determinado momento do processo de transição demográfica. O modelo de equilíbrio geral assumindo gerações sobrepostas elaborado pelos autores indicou que os países onde a transição demográfica está mais avançada (Países europeus, por exemplo) iniciarão como exportadores de capital para os menos afetados pelo processo de envelhecimento (EUA, por exemplo). Dado o contexto de queda drástica das taxas de natalidade e aumento da longevidade, quando a força de trabalho dos primeiros envelhecer, passarão da condição de exportadores à de importadores, financiados por aqueles cuja maioria da força de trabalho agora se encontra em idade ativa.

O estudo desenvolvido por Boersch-Supan e outros (2006) indica que, no curto prazo, a estrutura etária influenciará o fluxo de capital de forma diferente a depender do estágio de envelhecimento populacional em que cada país se encontra. No longo prazo, a demografia pode afetar negativamente o fluxo de capital globalmente, diminuindo o espaço de política fiscal e aumentando a volatilidade dos ciclos econômicos. Os autores ponderam, contudo, que mudanças no mercado de trabalho e reformas previdenciárias com maior grau de pré-financiamento poderão atenuar tais efeitos.

Yoon, Kim e Lee (2014) verificam o impacto das mudanças demográficas em algumas medidas de desempenho macroeconômico, entre elas, a taxa de inflação. Os autores realizam uma análise em dados de painel correspondentes a 30 economias da OCDE para os períodos de 1960 a 2013. Os autores avaliam que a relação entre crescimento populacional e envelhecimento apontam para alguns canais conflitantes. Ao passo que o envelhecimento da população altera as preferências de consumo, possivelmente levando a uma redução na demanda agregada e a uma inflação mais baixa, também pode reduzir a oferta efetiva de mão-de-obra, adicionando pressões inflacionárias. O crescimento populacional afeta positivamente a inflação, uma vez que uma população maior implica maior demanda agregada. Seus resultados indicam que quando a parcela de idosos é adicionada como variável explicativa ao modelo, o crescimento populacional afeta positivamente a inflação e a influência da parcela de idosos é significativamente negativa. Os autores concluem que o processo de envelhecimento populacional só será desinflacionário se estiver associado a um dado crescimento populacional. Ou seja, o envelhecimento populacional pressiona as taxas de inflação, aumentando a volatilidade dos ciclos econômicos.

Carrillo e Emran (2012) salientam que os agentes estão constantemente formando expectativas sobre como o mercado se comportará, e, a partir disso, tomando decisões. Por esse motivo, a maioria dos países do mundo disponibilizam publicamente informações acerca das condições de mercado. Acredita-se que os agentes utilizam tanto suas informações privadas quanto essas informações públicas para a tomada de decisão. Os autores objetivaram então verificar se i) os agentes confiam mais em suas próprias informações privadas ou em sinais públicos para se informar sobre as condições do mercado; ii) caso essas informações sejam levadas em consideração, se isso ocorre de forma homogênea entre os agentes e iii) se as informações públicas sobre os preços afetam as expectativas das famílias de uma maneira que tem consequências importantes para a economia.

Para realizar este estudo, os autores utilizaram um experimento natural ocorrido em março de 2006 no Equador. Especificamente sobre as características das famílias, os autores encontram que os indivíduos que levam em conta as informações públicas não o fazem de maneira homogênea. As estimativas realizadas mostraram que, quando as informações públicas sinalizam um aumento nos preços, o agregado familiar chefiado por um homem é cerca de 1,5 pontos percentuais mais propenso a pensar que os preços irão aumentar no futuro do que um agregado liderado por uma mulher. Além disso, quanto mais velho o chefe da família, maior é a probabilidade de ele ou ela esperar que os preços futuros aumentem. Sobre o significado econômico dos efeitos da informação pública, as estimativas indicaram que as informações de preço público afetam as decisões de poupança de uma família por meio de seus efeitos sobre as expectativas de preço. Com base nesse resultado, o envelhecimento pressiona a inflação, via expectativas, aumentando a volatilidade cíclica (CARRILLO; EMRAN, 2012).

Juselius e Takáts (2018) analisam a possível ligação entre a estrutura etária e a inflação, destacando o desafio de distinguir o efeito demográfico de outros fatores que podem provocar movimentos de baixa frequência na taxa de inflação. Para tanto, utilizaram dados sobre o número total de pessoas em 17 coortes de cinco anos diferentes, entre os anos de 1870 a 2016 para 22 países da OCDE. Os principais resultados indicaram que as coortes de idade jovem são inflacionárias, as coortes de idade ativa são desinflacionárias. Os idosos são inicialmente inflacionários, mas se tornam altamente desinflacionários à medida que envelhecem. Este último resultado, discutido também por Sudo e Takizuka (2018), pode ocorrer pelo fato de que o aumento da taxa dependência e o aumento da longevidade têm efeitos opostos sobre a poupança. Ao mesmo tempo que os indivíduos passam a utilizar mais os recursos poupados à medida que envelhecem, reduzindo a poupança, o aumento da expectativa de vida incentiva o aumento da poupança.

Outros resultados encontrados por eles indicam que a estrutura etária é responsável por um aumento de cerca de sete pontos percentuais na inflação dos anos 1950 aos 1970 e uma redução similar dos anos 1970 aos anos 2000. A evolução demográfica parece explicar parte considerável da variação da inflação de baixa frequência nos países analisados. O efeito da estrutura etária global é responsável por uma grande parte dos movimentos persistentes na inflação global. E que o efeito deflacionário que a estrutura etária teve sobre a inflação nas últimas quatro décadas reverterá nas próximas décadas e se tornará inflacionário (JUSELIUS; TAKÁTS, 2018).

Sendo assim, o principal canal pelo qual a demografia influencia a taxa de inflação funciona através da taxa natural de juros, ou seja, a taxa de juros real de equilíbrio. O aumento da população idosa sobre o total da população reduz a taxa de poupança e, portanto, eleva a taxa natural de juros, enquanto o aumento da longevidade a reduz. Tais mudanças na taxa natural podem levar a tendências inflacionárias se a política monetária for restringida pelo limite inferior zero da taxa de juros ou na ocorrência de atritos informacionais⁶. Portanto, com base nesses autores, o envelhecimento pode aumentar a volatilidade cíclica tanto via aumento da inflação, quanto via queda nas taxas reais de juros - reduzindo o espaço de atuação da política monetária (JUSELIUS; TAKÁTS, 2018).

3.3.1 Mercado Financeiro

É possível associar ainda o envelhecimento populacional à volatilidade cíclica por meio do canal do mercado financeiro. Bakshi e Chen (1994) destacam que os grupos etários mais envelhecidos são os principais participantes do mercado de capitais dos EUA, ao mesmo tempo, a fração de pessoas com 65 anos ou mais na população desse país está aumentando. Os autores buscaram então compreender a relação entre as mudanças demográficas e preços do mercado de capitais. Seus resultados indicaram que as flutuações demográficas exercem impacto significativo nos preços do mercado de capitais e deverão continuar exercendo por muito tempo dado que o processo de envelhecimento populacional deve se aprofundar.

Este resultado pode ser explicado por duas hipóteses principais: i) o investimento no ciclo de vida e ii) a aversão ao risco no ciclo de vida. Em relação à primeira hipótese destacam que a depender do estágio do ciclo da vida em que um indivíduo esteja ele demanda investimentos diferentes, quando mais jovens, os investidores consideram desejável investir em habitação, algo que tende a diminuir à medida que estes envelhecem, fazendo com que a demanda por ativos financeiros aumente, elevando seus preços. A segunda hipótese é a de que a aversão relativa ao risco de um investidor aumenta com a idade, indicando que os prêmios de risco podem estar correlacionados com as mudanças demográficas (BAKSHI; CHEN, 1994).

⁶ Quando a taxa de juros nominal está próxima, ou no limite inferior zero (*Zero Lower Bound - ZLB*), limita a capacidade do Banco Central fazer política monetária via seu canal tradicional, já que taxas de juros muito baixas podem colocar a economia na chamada armadilha da liquidez. Dado o ZLB, as taxas de juros reais podem chegar a valores negativos (MISHKIN, 2011).

Ang e Maddaloni (2005) e Imam (2013), analisam a relação entre envelhecimento, mercado de capitais e prêmio de risco ao longo do século XX, para os EUA, o Japão, além de Reino Unido, Alemanha e França, e, em uma amostra mais curta, para outros quinze países. Segundo Ang e Maddaloni (2005) a demografia pode exercer influência sobre o mercado financeiro por meio dos prêmios de risco. Contudo, os resultados se modificam a depender do país analisado.

Para a análise considerando apenas os EUA, o aumento do envelhecimento impacta positivamente os prêmios de risco. Mas, quando os outros países são considerados, os resultados indicam que o aumento do número de aposentados tende a diminuir os prêmios de risco, sendo a magnitude do parâmetro ainda mais forte em países cujos sistemas de previdência social são mais desenvolvidos e mercados financeiros menos desenvolvidos. O argumento é o de que os mercados de capitais dos demais países estudados bem como seus sistemas previdenciários em muito diferem dos EUA, indicando que, ao se tratar da relação entre demografia e mercado financeiro, a análise internacional é mais pertinente (ANG; MADDALONI, 2005).

Imam (2013) destaca o processo de envelhecimento pelo qual muitos países do mundo estão passando, argumentando que com planejamento seria possível fazer com que a transição para uma sociedade mais envelhecida ocorresse sem afetar as finanças públicas. Na prática, no entanto, mesmo as economias mais avançadas não estão preparadas para isso. O autor destaca que os custos deste processo vão além da desordem fiscal, podendo interferir de forma importante na estabilidade financeira. Apesar de considerar um tema complexo, seu estudo apontou alguns canais pelos quais o envelhecimento pode impactar a estabilidade financeira, valendo destaque para a mudança na propensão ao risco, corroborando com o estudo anteriormente citado.

À medida que o indivíduo envelhece tende a se tornar mais avesso ao risco, o que o faz substituir os ativos mais arriscados por aqueles mais seguros, como títulos públicos, estreitando os laços entre governo e famílias. Tal movimento aparentemente causado pelo envelhecimento pode ter como consequência tanto na criação de uma nova fonte de risco, dado o aumento da relação entre as famílias e a dívida soberana, quanto mudanças no prêmio de risco (IMAM, 2013).

O efeito do envelhecimento sobre a volatilidade do produto via o canal do mercado financeiro é ambíguo. O fato de o envelhecimento tornar as pessoas mais avessas ao risco faz aumentar a demanda por ativos mais seguros. Configuram-se ativos mais seguros títulos da dívida soberana, bem como ações de empresas que alocam uma maior parcela de recursos próprios em seus projetos (BERNANKE; GERTLER, 1989). O aumento da demanda por títulos da dívida estreita os laços entre famílias (setor privado) e governo (setor público), na ocorrência de uma

crise, seja ela de origem financeira, política, fiscal etc., a conexão entre os balanços patrimoniais privados e públicos aumenta a probabilidade de propagação entre os setores da economia (BAKSHI; CHEN, 1994; ANG; MADDALONI, 2005; IMAM, 2013).

Pelo fato de o envelhecimento influenciar a aversão ao risco, indivíduos mais idosos podem procurar investir em empresas que apresentam situação financeira mais sólida. Ou seja, empresas que alocam uma maior parcela de recursos próprios em seus projetos conseguem oferecer mais garantias, um bom sinal para investidores que buscam ativos mais seguros. Dessa forma haveria um predomínio na economia de empresas com situação financeira mais robusta em detrimento de empresas financeiramente frágeis, reduzindo a volatilidade do investimento (BAKSHI; CHEN, 1994; ANG; MADDALONI, 2005; IMAM, 2013).

4 DADOS E METODOLOGIA

O conjunto de dados utilizados nas regressões inclui séries temporais de 146 países para o período de 1996 a 2017. A grande maioria das informações foram obtidas do Banco Mundial - através do DataBank – especificamente nas bases *World Development Indicators* e *Global Financial Development*. Informações complementares foram obtidas do *World Economic Outlook* – IMF, 2017.

O capítulo está organizado de forma a identificar as variáveis de interesse e de controle, justificar seu uso a partir da literatura. Posteriormente, explica brevemente a metodologia proposta, iniciando pelo método de dados em painel estático com efeitos fixos e/ou aleatórios e descrição dos testes de especificação aplicáveis. Depois, descreve-se o método de dados em painel dinâmico utilizado, bem como os testes de especificação.

4.1 VARIÁVEIS DEPENDENTES

A variável dependente, volatilidade do produto (δ_y), foi construída a partir do estoque do PIB de cada país, em dólares constantes de 2010. Os valores foram convertidos das moedas nacionais usando as taxas de câmbio oficiais de 2010. Após obter o logaritmo natural das séries, utilizou-se o filtro Hodrick–Prescott (lambda 100) para separar o componente cíclico do componente de tendência. Este filtro foi escolhido pelo fato de que seu uso não acarreta em perda de observações no início e no final das séries, fato que causaria perda de graus de liberdade e prejudicaria a análise por se tratar de um painel curto e com observações anuais.

As séries de tempo contendo o componente cíclico do PIB de cada país foi agrupada em cinco períodos de tempo (quatro períodos de quatro anos e um de cinco). Feito isso, calculou-se o desvio padrão para cada um desses períodos, obtendo cinco observações de cada país da amostra⁷. A *proxy* para a volatilidade do produto constitui-se então do desvio padrão do componente cíclico do PIB dos 146 países analisados.

As *proxies* para a volatilidade do consumo - despesa com consumo final - (δ_c) e do investimento - formação bruta de capital fixo - (δ_i), foram obtidas de forma equivalente. No entanto, as informações para essas variáveis estão disponíveis para um menor número de países, de modo

⁷ Para todas as variáveis as séries de cada país foram divididas em cinco subperíodos (quatro períodos de quatro anos e um de cinco) e depois calculada a mediana, a média ou o desvio padrão dessas informações em cada um dos subperíodos, conforme a indicação da literatura para a construção de cada variável.

que a análise complementar acerca da influência do envelhecimento populacional na volatilidade do consumo e do investimento foi conduzida utilizando um painel de dados desbalanceado.

4.2 VARIÁVEIS EXPLICATIVAS

A variável explicativa de interesse, envelhecimento populacional, diz respeito à proporção de pessoas maiores de cinquenta anos em relação ao total da população⁸. Os dados demográficos internacionais foram obtidos do banco mundial, especificamente dos Indicadores de Desenvolvimento Mundial (WDI), que disponibiliza as informações acerca do contingente populacional de cada país por gênero e faixa etária. Partindo da seguinte equação:

(1)

$$\frac{\left[\left(\frac{F_{50-54_{i,t}} + F_{55-59_{i,t}} + F_{60-64_{i,t}}}{100} \right) \times F_{i,t} \right] + \left[\left(\frac{M_{50-54_{i,t}} + M_{55-59_{i,t}} + M_{60-64_{i,t}}}{100} \right) \times M_{i,t} \right] + (65^+_{i,t})}{P_{total_{i,t}}} \times 100$$

Onde

$F_{50-54_{i,t}}$ é a porcentagem da população feminina entre 50 de 54 anos do país i no ano t ;

$F_{55-59_{i,t}}$ é a porcentagem da população feminina entre 55 de 59 anos do país i no ano t ;

$F_{60-64_{i,t}}$ é a porcentagem da população feminina entre 60 de 64 anos do país i no ano t ;

$F_{i,t}$ é total da população feminina do país i no ano t ;

$M_{50-54_{i,t}}$ é a porcentagem da população masculina entre 50 de 54 anos do país i no ano t ;

$M_{55-59_{i,t}}$ é a porcentagem da população masculina entre 55 de 59 anos do país i no ano t ;

$M_{60-64_{i,t}}$ é a porcentagem da população masculina entre 60 de 64 anos do país i no ano t ;

$M_{i,t}$ é total da população masculina do país i no ano t ;

⁸ A escolha desta faixa etária se deu pelo fato de se tratar de uma grande amostra de países, onde a expectativa de vida de uns varia muito relação aos outros. Embora a idade de 50 anos seja relativamente baixa para países que já passaram pelo processo de transição demográfica, ela é adequada para países que ainda estão iniciando esse processo.

$65^+_{i,t}$ é o total da população com 65 anos ou mais do país i no ano t ;

$P_{total_{i,t}}$ é o total da população do país i no ano t ;

Obteve-se a série temporal com o percentual de pessoas maiores de cinquenta anos em cada país entre os anos de 1996 e 2016. Depois, esta foi agrupada em cinco subperíodos de tempo e calculou-se a mediana dos dados em cada um dos períodos, obtendo-se a *proxy* para a variável explicativa de interesse, *Old*.

É relevante mencionar aqui que estudos anteriores como Jaimovich e Siu (2009) e Braga (2013) consideraram a variável de demografia como endógena. No entanto, nesses estudos - que analisam o impacto demográfico da parcela jovem da população nos ciclos - os autores construíram a variável de demografia considerando a parcela jovem da população em relação à força de trabalho e não em relação à população total, como fizemos. Por este motivo, a variável explicativa de interesse estaria sendo influenciada pelo ciclo na medida em que os jovens podem decidir entrar ou não na força de trabalho a depender se a economia está em expansão ou recessão, por isso o viés de endogeneidade por simultaneidade.

Contudo, considerar apenas a parcela de idosos na força de trabalho não se aplica a esta análise por dois motivos: i) também interessa a proporção de pessoas com mais de 65 anos e ii) outros canais são considerados e não apenas o do mercado de trabalho. A hipótese é de que o envelhecimento em si exerce influência sobre volatilidade do PIB, independentemente da decisão das pessoas de entrarem ou não na força de trabalho. Neste estudo, portanto, foi assumido que a variável explicativa de interesse (*Old*) é estritamente exógena, ou seja, seus determinantes estão relacionados a outros fatores, como a melhoria das condições de saúde e educação, crescimento de longo prazo, ou ainda mudanças comportamentais.

4.2.1 Variáveis de controle

A literatura empírica tem indicado alguns determinantes da volatilidade do ciclo de negócios. Por este motivo, também foram incluídas nas estimativas variáveis de controle apontadas como relevantes para explicar a volatilidade do produto das economias.

Denizer, Iyigun e Owen (2002) e Ferreira da Silva (2002), utilizando respectivamente dados em painel e *cross section* para um conjunto significativo de países, identificam que setores financeiros mais desenvolvidos experimentam menos flutuações na produção, no consumo e no

investimento. E que o tipo de financiamento é importante na resposta da volatilidade: a oferta relativa de crédito dos bancos é eficaz na redução da volatilidade do consumo e do investimento, enquanto uma maior oferta de crédito ao setor privado em geral reduz a volatilidade do consumo e da renda per capita, por exemplo.

Deste modo, com base em King e Levine (1993), Denizer, Iyigun e Owen (2002), Ferreira da Silva (2002) e Tiryaki (2008) o primeiro indicador de desenvolvimento do setor financeiro utilizado diz respeito à proporção de passivos líquidos do sistema financeiro em relação ao PIB (LLY). No que se refere a esta variável, assume-se que quanto mais lucrativo for o setor financeiro, maior será o fluxo de recursos por ele absorvido e maior o valor de LLY. O segundo indicador diz respeito ao crédito interno ao setor privado em proporção do PIB (*Privy*), que representa o percentual do volume de crédito doméstico total que é direcionado para o setor privado. O uso desse indicador se baseia no fato de que os sistemas financeiros que alocam um maior volume de crédito para o setor privado tendem a ser mais eficientes no processo de seleção e monitoramento do que aqueles que direcionam uma parcela maior de seus recursos para empresas públicas.

Portanto, obteve-se duas *proxies* para o desenvolvimento do sistema financeiro (Fdev), a partir da mediana dos dados em cada subperíodo, de modo que serão realizadas duas estimativas em cada análise, considerando *Privy* e LLY de cada vez, evitando, assim, problemas de multicolinearidade.

Fatas e Mihov (2001), Galí (1994) e Karras e Song (1996) estudam a influência da política fiscal sobre a volatilidade dos ciclos de negócios. Especificamente Fatas e Mihov (2001) argumentam que as discussões acerca da condução da política macroeconômica tanto nos EUA quanto na União Europeia têm se baseado no pressuposto de que a política fiscal é importante para suavizar as flutuações do ciclo econômico. Os autores apresentam evidências de que existe uma forte correlação negativa entre o tamanho do governo e a volatilidade dos ciclos de negócios e que esta relação é mantida mesmo controlando o viés de endogeneidade.

Galí (1994) investiga a relação entre o tamanho do governo e a estabilidade macroeconômica por meio de um modelo de ciclos reais dos negócios (RBC) e confronta as previsões do modelo com evidências baseadas em dados do pós-guerra correspondentes a 22 países da OCDE. Mais precisamente o autor busca identificar se o governo é capaz de alterar a intensidade do ciclo econômico, quando os choques tecnológicos são a fonte das flutuações, ao aumentar sua atuação na economia. Os achados empíricos do estudo indicam uma relação significativa entre

variáveis fiscais e medidas de variabilidade do PIB. O imposto de renda exerce um impacto positivo sobre a volatilidade, enquanto que a medida dos gastos do governo influencia negativamente a volatilidade cíclica, indicando ser um componente estabilizador. No entanto, o sinal e a magnitude do efeito detectado empiricamente quase sempre divergiram das previsões do modelo RBC.

Karras e Song (1996) investigam as fontes de volatilidade do produto usando dados anuais de uma amostra de vinte e quatro países da OCDE para o período de 1960 a 1990, dividido em subperíodos de 1960-1973 e 1974-1990. Os resultados indicaram que a participação do consumo do governo no PIB exerce um impacto negativo e estatisticamente significativo na volatilidade do produto, sugerindo que as compras governamentais podem exercer uma influência estabilizadora na economia, no entanto esse resultado não se mantém no subperíodo posterior (1974-1990).

Corroborando com os estudos citados acima, Romer e Romer (2017) defendem que a redução do campo de atuação da política macroeconômica influencia diretamente na capacidade das economias se recuperarem de momentos recessivos. Em estudo para uma importante amostra de países, esses autores concluíram que as consequências negativas de uma crise financeira aumentam significativamente quando um país inicia o período de crise sem espaço de política fiscal e/ou monetária.

Com base nesses estudos, a variável gastos do governo (Gov) foi incluída como mais um controle nas estimações, buscando identificar se a política fiscal atua como um fator estabilizante. Esta variável diz respeito à mediana da razão entre os gastos com consumo do governo e o PIB em cada subperíodo da amostra.

Baxter e Kouparitsas (2005) investigam os motivos pelos quais os ciclos de negócios estão correlacionados entre os países por meio de um conjunto de dados com mais de 100 países, desenvolvidos e em desenvolvimento. A suposição inicial é a de que o comércio afeta os ciclos de negócios, seja negativamente, por meio de maior especialização setorial, o que limitaria a correlação entre os ciclos pelo fato de as perturbações primárias serem específicas de cada setor; seja positivamente, com o comércio atuando como um canal para a transmissão de choques que afetam todas as indústrias, de modo que o aumento do comércio levaria ao aumento da correlação dos ciclos de negócios. Os resultados deste estudo indicaram que quanto maior o comércio bilateral entre dois países maior a correlação de ciclo de negócios entre eles.

Di Giovanni e Levchenko (2009) buscam compreender a natureza da relação entre a abertura comercial e a volatilidade macroeconômica, para tanto testam três hipóteses: i) a abertura comercial está associada a mudanças na volatilidade de setores individuais; ii) uma maior abertura comercial muda o movimento entre setores dentro da economia, ou seja, quando um setor é muito aberto, pode depender mais de choques globais e menos do ciclo doméstico; e iii) o comércio é acompanhado por mudanças no padrão de especialização, se o comércio levar a uma estrutura de produção menos diversificada, a volatilidade agregada aumentará e vice-versa.

Os resultados apontam para três principais conclusões: setores cuja abertura comercial é maior são mais voláteis; abertura em um setor é acompanhado por uma correlação menor entre o crescimento naquele setor e o crescimento agregado, efeito que leva, tudo o mais constante, a uma redução na volatilidade agregada, e, por fim, países cuja abertura comercial é maior, exibem maior especialização, que funciona como um canal para criar mais volatilidade. Esses três efeitos somados implicam que a mudança do percentil 25 para o percentil 75 na abertura comercial está associada a um aumento na volatilidade agregada de cerca de 17,3% da variância agregada média observada nos dados (Di GIOVANNI; LEVCHENKO, 2009).

Bejan (2006), utilizando um conjunto de dados de 111 países, de 1950 a 2000, também investiga a relação entre abertura comercial e volatilidade cíclica e encontra resultados que corroboram com os já expostos anteriormente: a correlação entre abertura e volatilidade tende a ser positiva, embora nos seus resultados não tenha sido sempre significativa. A autora observa que esta correlação exibe padrões diferentes quando se compara países em desenvolvimento e desenvolvidos e que se tornou mais fraca com o passar do tempo. Para os países menos desenvolvidos mais abertura tende a aumentar a volatilidade, enquanto que para os países desenvolvidos, a abertura comercial suaviza a volatilidade da produção.

Considerando os resultados encontrados pela literatura que relaciona comércio internacional e ciclos, a variável abertura comercial (*Openness*) foi incluída como mais um controle nas estimativas. Esta variável foi construída com base em Baxter e Kouparitsas (2005), a partir da mediana da soma das importações e exportações líquidas de cada país em relação ao PIB em cada subperíodo.

Os trabalhos de Romer (1999), Hu (2003), Mishkin (2011) e Romer (2012) auxiliam na compreensão acerca da relação entre inflação e ciclo de negócios, de modo que a inflação média dos países também foi utilizada como uma das variáveis de controle das estimações.

Romer (2012) argumenta que os anos entre 1984 e 2007, na grande maioria dos países desenvolvidos e principalmente nos EUA, foram marcados por uma queda acentuada na volatilidade da produção, baixas e estáveis taxas de desemprego e crescimento sustentado do produto. As possíveis razões da ocorrência dessas mais de duas décadas de estabilidade vão desde sorte à mudança na estrutura da economia. Contudo, é também muito associada à forma como a política monetária passou a ser conduzida, resultando em taxas de inflação baixas e estáveis. Este período ficou conhecido na literatura econômica como a Grande Moderação.

De acordo com Mishkin (2011) e Romer (1999), ao longo dos anos da Grande moderação, a política econômica passou a ser conduzida de forma mais harmônica e responsável, baseada em contribuições de economistas de várias vertentes culminando no que ficou conhecido como Novo Consenso Macroeconômico. De modo que as ferramentas baseadas neste novo consenso foram adotadas pela grande maioria dos bancos centrais ao redor do mundo.

Romer (1999) argumenta que esta forma de conduzir a política macroeconômica foi um dos principais fatores responsáveis pelo controle da inflação no período, fato que teria influenciado diretamente a estabilidade vivenciada pela economia americana após 1985. A adoção de metas de inflação e o entendimento de que o nível geral de preços deve ser mantido baixo e estável, reduziram a ocorrência de inflação severa e, portanto, a política econômica não teve que gerar surtos de recessão para controlá-la. A autora destaca por fim que

[...]na última década, usamos essas ferramentas para neutralizar choques e não criamos novos. Enquanto a política continuar a cometer poucos erros com relação à superexpansão, as recessões induzidas pela política para controlar a inflação devem continuar sendo raras (Romer, 1999, p. 32).

Hu (2003), em estudo para 66 países durante um período de 20 anos, entre 1980 e 2000, analisa os efeitos das metas de inflação no desempenho da inflação e da produção e no trade-off entre a inflação e volatilidade do produto. Seus resultados apontam que a meta de inflação desempenha um papel na melhoria do nível e da volatilidade da inflação e do produto e que existe uma relação evidente e positiva entre a inflação e a volatilidade do produto. Por conta desta literatura, a taxa média de inflação de cada país durante o referido período (Inf) foi incluída como mais um controle nas estimativas.

Duarte, Restuccia e Waddle, (2007) e Gumus, e Taşpinar (2015), abordam a relação entre taxa de câmbio e ciclos de negócios. O primeiro estudo apresenta evidências empíricas sobre a relação do ciclo de negócios entre taxas de câmbio e agregados macroeconômicos para um conjunto de dados trimestrais sobre agregados macroeconômicos reais e taxas de câmbio reais

e nominais para 36 países. Seus resultados indicam que a volatilidade das taxas de câmbio é muito maior nas economias em desenvolvimento do que nos países desenvolvidos. E que a substancial volatilidade das taxas de câmbio nos países em desenvolvimento está relacionada à maior volatilidade da produção, consumo e investimento nesses países (DUARTE; RESTUCCIA; WADDLE, 2007).

Gumus, e Taşpınar (2015) analisam o papel da volatilidade taxa de câmbio real na indução de flutuações do ciclo de negócios em mercados emergentes por meio de empréstimos em moeda estrangeira. A intuição é a de que quando os passivos em moeda estrangeira de uma economia excedem seus ativos em moeda estrangeira, eleva o valor relativo das obrigações, dificultando o pagamento dos empréstimos pelos países. Os resultados deste estudo mostram que as flutuações da taxa de câmbio real têm um efeito considerável na volatilidade da produção nos mercados emergentes quando a dívida é denominada em unidades estrangeiras. A volatilidade da produção aumenta em 6,9% e 22% quando a parcela da dívida em moeda estrangeira aumenta de 0 para 50% e 100%, respectivamente.

Considerando esta literatura, a variável volatilidade da taxa de câmbio (Exc) foi incluída como mais um controle nas estimativas, utilizando o desvio padrão da taxa de câmbio oficial (LCU por US\$) de cada país nos cinco subperíodos da amostra.

A última variável de controle inserida no modelo diz respeito à volatilidade do resíduo de Solow (Solow). De acordo com a teoria dos Ciclos Econômicos Reais os choques tecnológicos atuam como determinantes das flutuações na atividade econômica (STADLER; 1994; LONG; PLOSSER 1983).

Autores como Hall e Jones (1999), Backus, Kehoe e Kydland (1992) e Tiryaki (2008) representam esses choques tecnológicos pela volatilidade do resíduo de Solow. No presente trabalho esta variável foi construída com base nesses autores, definida a seguir:

(2)

$$R. \text{Solow}_{i,t} = (\text{Log } RPIB_{i,t} - \text{Log } RPIB_{i,t-1}) - (1 - \vartheta)(\text{Log } N_{i,t} - \text{Log } N_{i,t-1})$$

Onde $\text{Log } RPIB_{i,t}$ é o logaritmo do produto interno bruto em termos reais no país i na unidade de tempo t , $\text{Log } N_{i,t}$ é o logaritmo do número de trabalhadores empregados no país i na unidade de tempo t , e ϑ é a fração do capital sobre o produto ($\vartheta = 0.36$, por definição).

Backus, Kehoe e Kydland (1992) alertam que este método de estimativa dos choques tecnológicos não leva em consideração a possibilidade de que o resíduo esteja capturando mais

do que somente os choques tecnológicos, e esteja capturando também determinantes de produtividade e efeitos temporais. Além disso, o cálculo do residual de Solow se baseia em fortes suposições sobre o tipo de função de produção (Cobb-Douglas) e seus parâmetros, porém alguns países podem não ter uma função de produção do tipo Cobb-Douglas com retornos constantes de escala, por isso a interpretação do parâmetro do resíduo de Solow deve ser conduzida com cuidado.

De forma semelhante às demais variáveis, a variável volatilidade do resíduo de Solow (Solow) foi incluída como controle nas estimativas, depois de feito o cálculo descrito para todos os países entre 1996 e 2016 foi calculado o desvio padrão das informações em cada um dos cinco subperíodos. O resumo da forma como cada variável foi construída é apresentado na tabela a seguir.

Tabela 4 Resumo das variáveis de controle

Variável	Descrição	Unidade de Medida
δ_y	Volatilidade do componente cíclico do PIB	Desvio Padrão
δ_c	Volatilidade do componente cíclico do Consumo	Desvio Padrão
δ_i	Volatilidade do componente cíclico do Investimento	Desvio Padrão
<i>Old</i>	Percentual da população maior de 50 anos	Mediana
<i>Privy</i>	Percentual do volume de crédito interno ao setor privado (% PIB)	Mediana
<i>LLY</i>	Percentual de passivos líquidos do sistema financeiro (% PIB)	
<i>Gov</i>	Gastos com consumo do governo (% PIB)	Mediana
<i>Openness</i>	Soma das importações e exportações líquidas (% PIB)	Mediana
<i>Inf</i>	Inflação média	Média
<i>Exc</i>	Taxa de câmbio oficial (LCU por US\$)	Desvio Padrão
<i>Solow</i>	Resíduo de Solow	Desvio Padrão

4.3 PAINEL ESTÁTICO

Como mencionado anteriormente, a base de dados deste trabalho é composta de amostra contendo informações de 146 países ao longo de 21 anos. Os dados foram agrupados em subperíodos de forma a obter cinco observações para cada variável, ou seja (T=5). Desta maneira, o presente estudo tem caráter longitudinal, uma vez que se propõe analisar as variações nas características das mesmas unidades de *cross-section* (países) ao longo de um determinado período de tempo.

A análise de dados em painel implica alguns cuidados uma vez que “não podemos supor que as observações sejam independentemente distribuídas ao longo do tempo” (WOOLDRIDGE, 2011, p. 417). Podem existir fatores não observados que afetam a volatilidade do produto em cada país de maneira diferente, por questões que vão desde legislação à fatores culturais. Essa variação das características individuais pode ocorrer tanto entre os países quanto entre as observações temporais. Por este motivo, diferentes métodos de análise de dados em painel podem ser aplicados a fim de superar esta heterogeneidade não observada.

4.3.1 Modelos de Efeito Fixo e Aleatórios

Tiryaki (2017) afirma que os modelos de efeito fixo consideram a heterogeneidade não observada tanto em relação às unidades de *cross-section* quanto às unidades temporais. Existe algumas formas de estimar o modelo considerando efeitos fixos. Para este trabalho, no entanto, considerar-se-á, inicialmente, o método de transformação de efeitos fixos, por *within effects*. Este método elimina o efeito fixo estimando a regressão por MQO, utilizando variáveis ajustadas pela média de cada unidade de *cross-section*.

Considerando um modelo com uma única variável explicativa para cada i , temos:

$$y_{i,t} = \beta_1 x_{i,t} + \alpha_i + u_{i,t}, t = 1, 2, \dots, T. \quad (3)$$

Para cada i , é calculada a média dessa equação ao longo do tempo,

$$\bar{y}_i = \beta_1 \bar{x}_i + \alpha_i + \bar{u}_i, \quad (4)$$

Ao subtrair a equação 4 da equação 3, obtemos:

$$(y_{i,t} - \bar{y}_i) = \beta_1 (x_{i,t} - \bar{x}_i) + (u_{i,t} - \bar{u}_i), t = 1, 2, \dots, T, \quad (5)$$

A equação 5 representa o modelo de efeito fixo, sendo possível perceber que o efeito não observado α_i desapareceu. Os resultados desta estimação dirão em que grau o desvio da variável dependente em relação à sua média é explicado pelo desvio das variáveis explicativas em relação às suas respectivas médias.

De acordo com Wooldridge (2002), é possível utilizar efeitos fixos de país e efeitos fixos de tempo. Ou seja, para cada país i é considerado um efeito não observado α_i diferente, respeitando as diferenças entre eles. Contudo, para o caso de efeitos aleatórios, α_i não é um

parâmetro fixo, mas aleatório. Sendo α_i não correlacionado com cada variável explicativa em todos os períodos de tempo, usar uma transformação para eliminá-lo resultará em estimadores não eficientes.

Para compreender melhor o modelo de efeitos aleatórios Wooldridge (2002) sugere partir da mesma equação bivariada:

$$y_{i,t} = \beta_1 x_{i,t} + \alpha_i + u_{i,t}, t = 1, 2, \dots, T. \quad (6)$$

A equação 6 torna-se um modelo de efeitos aleatórios ao se considerar que α_i é não-correlacionado com cada variável explicativa. Ou seja, $Cov(x_{i,t,j}, \alpha_i) = 0, t = 1, 2, \dots, T$ e $j = 1, 2, \dots, k$. No entanto, ainda que se assuma esta condição, α_i está presente no termo de erro da regressão, tornando-o composto ($v_{i,t} = \alpha_i + u_{i,t}$), de modo que é possível reescrever a equação 6 como:

$$y_{i,t} = \beta_1 x_{i,t} + v_{i,t}, t = 1, 2, \dots, T. \quad (7)$$

Como α_i é o erro idiossincrático em cada período de tempo, os erros são serialmente correlacionados ao longo do tempo, e, sob as hipóteses de efeitos aleatórios,

$$Corr(v_{it}, v_{is}) = \frac{\delta_\alpha^2}{(\delta_\alpha^2 + \delta_u^2)}, t \neq s \quad (8)$$

Onde $\delta_\alpha^2 = var(\alpha_i)$ e $\delta_u^2 = var(u_{it})$. Por esse motivo, a estimativa do modelo de efeitos aleatórios utiliza o método dos mínimos quadrados generalizados (MQG), pois este permite lidar com o problema de correlação serial.

De acordo com Wooldridge (2002) a transformação para MQG que elimina a correlação serial nos erros pode ser representada definindo:

$$\lambda = 1 - \left[\frac{\delta_u^2}{(\delta_u^2 + T\delta_\alpha^2)} \right]^{\frac{1}{2}}, \quad 0 < \lambda < 1 \quad (9)$$

A equação transformada resultará em,

(10)

$$(y_{i,t} - \lambda \bar{y}_i) = \beta_0(1 - \lambda) + \beta_1(x_{i,t} - \lambda \bar{x}_i) + (v_{i,t} - \lambda \bar{v}_i)$$

Deste modo, a diferença entre o estimador de efeitos fixos e aleatórios é que o primeiro subtrai as médias temporais da variável correspondente, enquanto que o segundo subtrai apenas uma fração desta média e esta fração dependerá de δ_u^2 , δ_a^2 e T .

4.3.2 Testes de especificação

Para decidir qual método utilizar, se o de efeitos fixos ou aleatórios, foi conduzido o teste de Hausman. Este teste parte do pressuposto de que, em ambos os métodos, as variáveis explicativas não são correlacionadas com o termo de erro, mas os efeitos não observáveis presentes no termo de erro podem estar correlacionados com os regressores. Quando isso ocorre, o método de Mínimos Quadrados Generalizados usado para estimar a regressão de efeitos aleatórios já não produz estimativas confiáveis, a estimação por efeitos fixos, por outro lado, consegue superar este problema via *within effects*, explicada anteriormente (TIRYAKI, 2017).

A hipótese nula do teste de Hausman é a de que os efeitos individuais não são correlacionados com as variáveis independentes. Se esta hipótese for aceita, o modelo de efeitos aleatórios deve ser escolhido pois o modelo de efeitos fixos, embora consistente, será ineficiente dada sua maior variância. Se esta hipótese nula for rejeitada, o modelo de efeitos fixos deve ser escolhido em detrimento ao de efeitos aleatórios (TIRYAKI, 2017).

Como mencionado, a estimativa do modelo de efeitos aleatórios utiliza MQG, método que corrige tanto eventuais problemas de heterocedasticidade quanto de autocorreção. Por esse motivo, quando o teste de Hausman indica o modelo de efeitos aleatórios, não é necessário verificar a ocorrência desses problemas. No entanto, quando a indicação é de efeitos fixos, é necessário testar possíveis erros de especificação, como presença de autocorrelação dos resíduos, presença de heterocedasticidade e dependência em *cross-section*⁹.

Neste trabalho, foi utilizado o teste de Wald, para verificar presença de heterocedasticidade. O teste de Wooldridge, busca detectar autocorrelação serial e o teste de Pesaran, identifica a

⁹ Este problema ocorre quando os resíduos de uma unidade de *cross section* são correlacionados com os resíduos das demais unidades (TIRYAKI, 2017).

presença de dependência em *cross-section*. Vale mencionar, no entanto, que a realização deste e demais testes de dependência em *cross-section* somente é possível em caso de painéis balanceados.

De acordo com Baum (2001), ainda que os erros sejam homocedásticos em cada unidade de *cross-section*, sua variação pode diferir entre as unidades, condição conhecida como heteroscedasticidade em grupo. Por este motivo, a estatística Wald modificada foi calculada para heteroscedasticidade em grupo nos resíduos do modelo de regressão de efeito fixo, segundo Greene (2000).

A hipótese nula deste teste é $\delta_i^2 = \delta^2, i = 1, \dots, N$ em que N é o número de unidades de *cross-section*. Seja $\hat{\delta}_i^2 = T_i^{-1} \sum_{t=1}^{T_i} e_{it}^2$ o estimador da variância do erro da i -ésima unidade de *cross-section*, é possível estimar $var[\hat{\delta}_i^2]$ definindo:

(11)

$$V_i = T_i^{-1}(T_i - 1)^{-1} \sum_{t=1}^{T_i} (e_{it}^2 - \hat{\delta}_i^2)^2$$

A estatística modificada de Wald é então dada por:

(12)

$$W = \sum_{i=1}^N \frac{(\hat{\delta}_i^2 - \delta^2)^2}{V_i}$$

No intuito de detectar autocorrelação serial nas estimações, foi conduzido o teste de Wooldridge, cuja hipótese nula é a ausência de autocorrelação. Com base em Tiriyaki (2017), este teste identifica a presença de autocorrelação utilizando os resíduos da estimativa da equação em primeiras diferenças.

Ou seja, considerando a seguinte regressão:

(13)

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 X_{it} + \beta_2 Z_i + u_i + u_{it}$$

Onde Y_{it} é a variável dependente em função das variáveis explicativas X_{it} e variáveis constantes no tempo Z_i e de efeitos individuais u_i . A regressão em primeiras diferenças eliminaria as variáveis constantes no tempo, por se tratar de *dummies*, bem como os efeitos individuais, de modo que teríamos:

(14)

$$(y_{i,t} - y_{i,t-1}) = \beta_1(x_{i,t} - x_{i,t-1}) + (u_{i,t} - u_{i,t-1})$$

De acordo com Wooldridge (2002) *apud* Tiryaki (2017), na ausência de autocorrelação serial, a correlação entre os resíduos em diferença e suas primeiras defasagens deve ser igual a -0,5, ou seja, $Corr(du_{it}, du_{it-1}) = -0,5$. O teste consiste então em estimar a regressão dos resíduos obtidos da regressão em diferenças como função de suas primeiras defasagens e testar se o coeficiente da diferença defasada é igual -0.5.

Em relação à verificação da dependência em *cross-section* foi conduzido o teste de Pesaran, que, segundo Tiryaki (2017), consiste num teste de Multiplicador de Lagrange ajustado, cuja estatística é a seguinte:

(15)

$$ML_{PUY} = \sqrt{\frac{2}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \frac{(T-K)\rho_{ij}^2 - uT_{ij}}{vT_{ij}}$$

Onde $uT_{ij} = E[(T-K)\rho_{ij}^2]$ e $vT_{ij} = Var[(T-K)\rho_{ij}^2]$. A hipótese nula do teste de Pesaran é a ausência de dependência em *cross-section*.

Na presença de algum desses erros de especificação, “é possível estimar o modelo de efeitos fixos utilizando MQG, derivando, desta forma, uma matriz de covariância robusta” (TIRYAKI, 2017, p. 334). Para este trabalho, o método escolhido para corrigir tais problemas foi o *panel corrected standard error* (PCSE) cuja estratégia se baseia em estimar um sistema de equações, calculando erros padrão robustos.

Embora esses testes e eventuais correções não sejam necessárias ao lidar com o modelo de efeitos aleatórios, quando o teste de Hausman indica sua utilização é necessário verificar se ele apresenta um melhor desempenho em relação MQO. Quando este foi o caso, o teste do multiplicador de Lagrange de Breusch Pagan foi utilizado, cuja hipótese nula é definida como $H_0: \delta_u^2 = \delta_\lambda^2 = 0$, ou seja, que os componentes da variância específica das unidades individuais ou temporais são zero. Se essa hipótese for rejeitada, o modelo de efeitos aleatórios é melhor em lidar com a heterogeneidade em relação ao MQO.

4.4 PAINEL DINÂMICO

A estimativa por meio de painel dinâmico se faz relevante pois, ao se explorar o comportamento temporal dos dados, é importante modelar a persistência no comportamento das variáveis e considerar os choques que tenham efeitos contínuos ao longo do tempo. Para analisar este comportamento foi incluída a variável dependente defasada como regressor, e então foi verificado se o impacto dos choques com efeitos contínuos cresce ou decresce ao longo do tempo.

(16)

$$y_{it} = \alpha y_{it-1} + \beta x_{it} + u_i + v_{it}$$

A análise realizada a partir de uma regressão como na equação 16 implica em um viés de endogeneidade, pois a variável dependente defasada estará correlacionada ao erro. Além disso, apesar de assumir a variável explicativa de interesse (*Old*) como exógena - tornando a análise de dados em painel estático suficiente para identificar a relação entre envelhecimento e volatilidade cíclica -, a maioria das variáveis de controle incluídas nas regressões são endógenas. No intuito de corrigir o viés de endogeneidade, as variáveis defasadas foram utilizadas instrumentos. A fim de garantir a eficiência das estimações, foi utilizado o Método de Momentos Generalizados (GMM).

Este método permite lidar com modelos sobreidentificados - quando o número de instrumentos é maior do que variáveis endógenas - utilizando-se de uma matriz de ponderação para derivar sua função objetivo. O intuito é encontrar um vetor de parâmetros que tornem nulas todas as condições de momento, ou seja, que a correlação entre a matriz de instrumentos e o erro seja zero. Especificamente para esta análise, foi utilizando o Sistema GMM (GMM-SYS) e GMM com uso de desvios ortogonais futuros (GMM-ORT).

De acordo com Tiryaki (2017), o GMM-SYS é um estimador proposto por Bundell e Bond (1998) cujo desempenho é melhor em relação ao GMM-DIF, proposto por Arellano e Bond (1991). O GMM-DIF estima o modelo em primeiras diferenças utilizando todas as defasagens em nível das variáveis endógenas como instrumentos para as variáveis em diferença. Considerando a equação 16, a estimativa em primeiras diferenças seria representada por:

$$(y_{i,t} - y_{i,t-1}) = \alpha(y_{i,t} - y_{i,t-2}) + \beta(x_{i,t} - x_{i,t-1}) + (v_{i,t} - v_{i,t-1})$$

Ou

(17)

$$\Delta y_{it} = \alpha \Delta y_{it-1} + \beta \Delta x_{it} + \Delta v_{it}$$

Considerando a equação 17, quando a dimensão temporal ($T=5$), como é o caso do presente trabalho, os instrumentos para Δy_{it-1} são Δy_{it-2} , Δy_{it-3} , Δy_{it-4} .

O GMM-SYS além disso, utiliza as variáveis em diferença defasadas como instrumentos para as variáveis em nível. Este estimador, no entanto, requer a estimativa de um novo conjunto de dados empilhados e uma nova matriz de instrumentos Z , de modo que a matriz transformada de instrumentos pode ser definida por:

$$Z^+ = \begin{pmatrix} W^* & 0 \\ 0 & W \end{pmatrix}$$

Onde W^* é uma submatriz composta pelas variáveis em níveis e W uma submatriz composta pelas variáveis em diferença. Para tanto, é necessário obedecer às seguintes condições de momento:

i) $E[y_{it-2}(\Delta v_{it})] = 0, t = 2 \dots, T$ e $E[x_{it-1}(\Delta v_{it})] = 0, t = 2 \dots, T$

ii) $E[\Delta y_{it-1}(\mu_i + v_{it})] = 0, t = 2 \dots, T$

e

iii) $E[\Delta x_{it-1}(\mu_i + v_{it})] = 0, t = 2 \dots, T$ se x_{it} é *endógena*

ou

iv) $E[\Delta x_{it}(\mu_i + v_{it})] = 0, t = 1 \dots, T$ se x_{it} é *exógena*

Em se tratando de um painel desbalanceado, Arellano e Bover (1995) *apud* Tiryaki (2017) sugerem o GMM com o uso de desvios ortogonais futuros (GMM-ORT).

Este procedimento consiste em subtrair a média de todas as observações futuras para todas as unidades de *cross-section*, fazendo com que a última observação temporal por unidade de *cross-section* seja perdida (em vez da primeira, como no GMM-DIF). Com essa transformação, obtém-se uma nova série de erro da equação estimada, com a variância equalizada. Essa diferenciação “para frente” elimina o efeito individual em *cross-section* e permite utilizar as variáveis defasadas em níveis como instrumentos (ARELLANO; BOVER, 1995 *apud* TIRYAKI, 2017 p.354).

Este estimador também envolve a estimativa de um novo conjunto de dados empilhados e uma nova matriz de instrumentos Z . Aqui, as novas matrizes de variáveis explicativas e da variável dependente para cada unidade de *cross-section* podem ser assim definidas:

$$x_i^+ = \begin{pmatrix} x_i^* \\ x_i \end{pmatrix} \text{ e } y_i^+ = \begin{pmatrix} y_i^* \\ y_i \end{pmatrix}$$

Onde x_i^* e x_i^* são os valores das variáveis originais em primeiras diferenças e x_i e y_i os dados originais em níveis.

4.4.1 Testes de Especificação

No intuito de verificar se os instrumentos utilizados no modelo contribuem com os resultados, utilizou-se o teste de Hansen, cuja hipótese nula é de que os instrumentos são informativos. Além deste, o teste proposto por Arellano e Bond (1991) *apud* Tabak, Craveiro e Cajueiro (2010) também foi utilizado. De acordo com os autores, a correlação serial dos resíduos na equação em diferença pode ser tolerada por conta da própria construção do modelo. Contudo, para que o modelo seja bem especificado, os resíduos em diferença não devem exibir correlação serial de segunda ordem. A hipótese nula deste teste é a ausência de autocorrelação de segunda ordem.

O teste de Arellano e Bond (AR teste (2)) também é utilizado para determinar o número de defasagens ótimo a ser empregado. De acordo com Tabak, Craveiro e Cajueiro (2010) quando o AR teste (2) indica correlação de segunda ordem é necessário utilizar as defasagens anteriores ao lag 2, para o caso do GMM-SYS, e posteriores ao lag 4, para o caso do GMM-ORT, como instrumentos. Inicialmente as estimações foram realizadas utilizando todas as defasagens, esse número foi alterado conforme os resultados do AR teste (2) apresentando-se apenas os resultados com as devidas correções. Para corrigir outros possíveis problemas decorrentes de significativo número de defasagens, utilizou-se a opção de “instrumentos colapsados” que combina instrumentos em conjuntos menores, proposto por Roodman (2009) *apud* Tabak, Craveiro e Cajueiro (2010).

Arellano e Bond (1991) *apud* Tabak, Craveiro e Cajueiro (2010) observam ainda que o modelo gera resultados mais robustos quando estimado em “dois passos”, possibilitando corrigir problemas como autocorrelação, heterocedasticidade e correlação serial, de modo que todas as estimações seguiram esta orientação.

Por fim, vale mencionar que Bond, Hoeffler e Temple (2001) e Roodman (2009) indicam uma maneira simples de identificar possíveis vieses no painel dinâmico. De acordo com eles, em uma estimativa por MQO de um modelo AR (1) o parâmetro da variável dependente defasada utilizada como regressor é tendencioso para cima na presença de efeitos individuais específicos, ao passo que na estimativa de efeitos fixos o valor deste parâmetro é tendencioso para baixo.

Desta forma, espera-se que uma estimativa consistente deste parâmetro utilizando GMM fique entre o valor do parâmetro obtido pelo MQO e o valor obtido pela estimativa utilizando efeitos fixos.

5 RESULTADOS

Uma ampla literatura tem investigado ao longo dos anos os fatores que determinam os ciclos econômicos. O presente trabalho busca contribuir com essa literatura no sentido de investigar se o envelhecimento populacional constitui um desses fatores. Este capítulo tem como objetivo analisar empiricamente se o perfil etário da população, que está passando por um processo de mudança dado o aumento da razão de dependência dos idosos em todo o mundo, é um fator que influencia significativamente os ciclos de negócios. Por meio da metodologia de dados em painel estático e dinâmico, foi verificado o impacto do envelhecimento populacional na volatilidade cíclica do produto para uma amostra de 146 países. Como análise complementar, foi avaliado também a influência do envelhecimento populacional na volatilidade do consumo e do investimento.

5.1 RESULTADOS - PAINEL ESTÁTICO

Para a análise de dados em painel estático, as equações estimadas têm o seguinte formato:

$$(18)$$

$$\delta_{m_{i,t}} = \beta_{1_{i,t}} + \beta_2 Old_{i,t} + \beta_3 Fdev_{i,t} + \beta_4 Gov_{i,t} + \beta_5 Openess_{i,t} + \beta_6 Inf_{i,t} + \beta_7 Exc_{i,t} + \beta_8 Solow_{i,t} + \alpha_i + \varepsilon_{i,t}$$

Onde $\delta_{m_{i,t}}$ é igual a volatilidade do componente do ciclo de negócios da série do produto, consumo ou investimento, do país i no período t ; $Old_{i,t}$ diz respeito à parcela da população com mais de cinquenta anos no país i no período t . $Fdev_{i,t}$ é igual a *Privy* ou LLY, e juntamente com $Gov_{i,t}$, $Openess_{i,t}$, $Inf_{i,t}$, $Exc_{i,t}$, $Solow_{i,t}$ representam as variáveis de controle da regressão. Por fim, α_i representa os efeitos fixos não observáveis e $\varepsilon_{i,t}$ o erro.

5.1.1 Volatilidade do Produto

Observando a tabela 4 é possível perceber que a hipótese nula do teste de Hausman foi rejeitada na estimação que incorpora a variável *Privy* aos regressores como *proxy* para indicador de desenvolvimento financeiro. É possível verificar ainda na tabela dos testes que a hipótese nula de ausência de heterocedasticidade do teste de Wald também foi rejeitada, assim como as hipóteses nulas dos testes de Wooldridge, ausência de autocorrelação serial, e do teste de Pesaran, ausência de dependência em *cross-section*. Por este motivo, nas estimativas

apresentadas na tabela 4, onde $Fdev=Privy$, consta os resultados do modelo de efeitos fixos corrigindo os problemas de especificações mencionados por meio do método *panel corrected standard error* (PCSE).

Tabela 5 – Testes de Especificação

Testes	Fdev= <i>Privy</i>		Fdev=LLY	
	Est.	P. valor	Est.	P. valor
Hausman test	13.27	0.0390	5.74	0.4524
Wald Test	1.1e+05	0.0000		
Wooldridge Test	9.835	0.0021		
Pesaran's Test	8.161	0.0000		
Breusch Pagan Test			11.52	0.0003

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações

Na estimação que incorpora a variável LLY aos regressores como *proxy* para indicador de desenvolvimento financeiro, o teste de Hausman indicou ser o modelo de efeitos aleatórios a melhor escolha a ser feita. Por este motivo, aplicou-se o teste Breusch e Pagan, e, ao rejeitar a hipótese nula, concluiu-se que o modelo de efeitos aleatórios é melhor em lidar com a heterogeneidade não observada do que o MQO.

Tabela 6 - Variável dependente - Volatilidade do Produto

Estimação				
δy	Fdev= <i>Privy</i>		Fdev=LLY	
	Coef.	P. valor	Coef.	P. valor
<i>Old</i>	.000258***	0.000	.0002745***	0.000
Fdev	-4.45e-06	0.776	-8.83e-06	0.649
Gov	-8.46e-08	0.203	-9.41e-08	0.702
<i>Openness</i>	2.94e-06	0.820	2.01e-06	0.888
Inf	-1.22e-07	0.470	-1.07e-07	0.278
Exc	1.20e-06	0.345	1.15e-06	0.512
Solow	.6900436***	0.000	.6924425***	0.000
Constante	.0016801*	0.084	.0016882	0.353
<hr/>				
N° Obs	730		730	
U. <i>Cross-section</i>	146		146	
R ²	0.5807		W – 0.5323 B- 0.7029 O - 0.5926	

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações

Nota: FDEV = indicador de desenvolvimento financeiro.

*, **, *** indicam o nível de significância de 10%, 5% e 1%.

Os resultados indicam um efeito positivo e estatisticamente significativo ao nível de confiança de 1% para a variável *Old*. Ou seja, o aumento do número de pessoas idosas em relação ao total da população, para a amostra de países analisada, influencia positivamente na volatilidade cíclica do produto dessas economias, corroborando com a hipótese deste trabalho. É possível

compreender a magnitude deste efeito tomando o país que possui a volatilidade do produto média em relação a amostra (Eslovênia). Considerando um aumento de 10% na variável *Old*, a volatilidade do produto aumentaria em aproximadamente 0,0010. Vale mencionar que, ao longo do período analisado, a proporção de pessoas idosas no país de volatilidade média aumentou em mais que o triplo do considerado nesse exemplo.

Este resultado encontra suporte na literatura empírica analisada até aqui. Como mencionado, a envelhecimento afeta a volatilidade cíclica por meio de alguns canais, o principal dele é o canal do mercado de trabalho, pois, à medida que o número de trabalhadores idosos aumenta, maior a volatilidade das horas trabalhadas, e, por conseguinte, a volatilidade do produto (GOMME *et al.*, 2005; JAIMOVICH; SIU, 2008).

O aumento do envelhecimento reduz o campo de atuação da política macroeconômica quanto a sua função estabilizadora - o envelhecimento acarreta maiores pressões fiscais sobre os sistemas públicos de seguridade social, reduzindo o espaço de política, ao passo que a resposta dos indivíduos às taxas de juros se modifica de acordo com o ciclo de vida, com o consumo dos idosos respondendo menos a incentivos via taxa de juros. Ao reduzir o espaço de política, o envelhecimento aumenta a volatilidade dos ciclos econômicos (AUERBACH, 2012; WONG, 2015; ROMER; ROMER, 2017);

A literatura indica ainda que o envelhecimento exerce impacto positivo sobre a volatilidade cíclica pois pressiona a inflação, provoca a queda nas taxas reais de juros - reduzindo o espaço de atuação da política monetária - e influencia na aversão ao risco, o que pode aumentar a volatilidade cíclica ao estreitar os laços entre os balanços patrimoniais privados e públicos, aumentando a probabilidade de propagação de crises entre os setores da economia (BAKSHI; CHEN, 1994; ANG; MADDALONI, 2005; IMAM, 2013; (CARRILLO; EMRAN, 2012; YOON; KIM; LEE, 2014; JUSELIUS; TAKÁTS, 2018).

As variáveis de controle de desenvolvimento financeiro, gastos do governo e abertura econômica apresentam sinais consistentes com achados anteriores da literatura, a inflação média e volatilidade da taxa de câmbio não mostraram um padrão consistente, contudo nenhum dos seus parâmetros foi estatisticamente significativo. A volatilidade do resíduo de Solow é positivamente relacionada com a volatilidade do produto e este resultado é estatisticamente significativo ao nível de confiança de 1%. Salienta-se, contudo, que o resíduo de Solow pode estar capturando não apenas choques tecnológicos, mas também outros determinantes da

produtividade¹⁰, de modo que este resultado não implica necessariamente uma evidência robusta para a teoria dos Ciclos Reais de Negócios.

Os resultados do modelo de efeitos aleatórios se mantiveram muito próximos aos resultados descritos anteriormente, corroborando com a hipótese deste trabalho de que o envelhecimento é positivamente relacionado com a volatilidade cíclica do produto. Entre as variáveis de controle, o parâmetro do resíduo de Solow foi o único estatisticamente significativo, e manteve a relação positiva com a volatilidade cíclica do produto.

5.1.2 Volatilidade do Consumo

Observando a tabela 7 é possível perceber que hipótese nula do teste de Hausman foi rejeitada, optou-se, portanto, pelo modelo de efeitos fixos tanto na estimação que incorpora a variável *Privy* quanto a variável *LLY* aos regressores. A tabela 7 também nos mostra que, em ambas as estimações, a hipótese nula dos testes de Wald (ausência de heterocedasticidade) e Wooldridge (ausência de autocorrelação serial) também foram rejeitadas. Nesta regressão, cuja variável dependente é a volatilidade do consumo, o teste de Pesaran não pode ser realizado pois trata-se de um painel desbalanceado, dada a ausência de informações sobre consumo para algumas unidades de *cross-section* da amostra. Por conta disto, as estimativas apresentadas na tabela 8 dizem respeito ao modelo de efeitos fixos corrigindo heterocedasticidade e autocorrelação por meio do método *panel corrected standard error* (PCSE).

Tabela 7– Testes de Especificação

Testes	Fdev= <i>Privy</i>		Fdev= <i>LLY</i>	
	Est.	P. valor	Est.	P. valor
Hausman Test	89.56	0.0000	76.67	0.0000
Wald Test	9.5e+32	0.0000	1.6e+33	0.0000
Wooldridge Test	27.278	0.0000	26.936	0.0000

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações

Os resultados em ambas as estimações são muito similares e indicam um efeito negativo e estatisticamente significativo ao nível de confiança de 1% para a variável *Old*. Ou seja, o aumento do número de pessoas idosas em relação ao total da população diminui a volatilidade cíclica do consumo nessas economias. Considerando o país que apresenta a volatilidade do

¹⁰ Mais informações em Ferreira da Silva (2002).

consumo média (Grécia), um aumento de 10% na proporção de pessoas idosas, diminuiria a volatilidade do consumo em aproximadamente -0,000783. Os trabalhos de Aiyar, Ebeke e Shao (2016) e Wong (2015) podem ajudar a compreender este resultado.

Tabela 8 - Variável Dependente: Volatilidade do Consumo

Estimações				
δc	Fdev=Privy		Fdev=LLY	
	Coef.	P. valor	Coef.	P. valor
<i>Old</i>	-.0002302**	0.022	-.0002388***	0.006
Fdev	-.0000903***	0.003	-.0001208***	0.000
Gov	.0000859	0.589	.0000417	0.791
<i>Openness</i>	.0000529	0.248	.0000734	0.158
Inf	6.73e-07***	0.000	6.64e-07***	0.000
Exc	-3.69e-06	0.145	-3.71e-06	0.146
Solow	.6000479***	0.000	.5811135***	0.000
Cons	.0179927***	0.006	.0196608***	0.002
OBS	628		628	
U. <i>Cross-Section</i>	135		135	
R ²	0.3078			

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações

Nota: FDEV = indicador de desenvolvimento financeiro.

*, **, *** indicam o nível de significância de 10%, 5% e 1%.

Aiyar, Ebeke e Shao (2016), destacam que o aumento do envelhecimento populacional acarreta uma transformação estrutural da economia, pois o padrão de consumo é diferente para uma população mais jovem em relação a uma população mais idosa. Os autores mencionam o fato de que bens como energia, manutenção de casas, serviços de saúde e lazer tendem a se tornar mais relevantes à medida que a população envelhece. Ao passo que a composição do lado da oferta da economia muda em conjunto, com o setor de serviços crescendo em relação à fabricação.

Wong (2015) identifica em seu estudo que a resposta do consumo dos jovens a mudanças na taxa de juros é consideravelmente maior que a dos idosos, correspondendo a grande parcela da resposta agregada. Enquanto o consumo total de jovens aumenta em média 2,4 por cento ao longo do ano, o consumo de pessoas idosas aumenta apenas 0,4% em resposta a uma queda nas taxas de juros. Desta maneira, os resultados encontrados aqui encontram embasamento na literatura que relaciona padrões de consumo e envelhecimento.

Os demais resultados seguem similares nas duas estimações, as variáveis de controle desenvolvimento financeiro, e inflação média apresentam sinais consistentes com achados

anteriores da literatura (FERREIRA DA SILVA, 2002). Em ambos os casos estes resultados são estatisticamente significativos ao nível de confiança de 1%, ou seja, um aumento na proporção dos passivos líquidos dos países em relação ao PIB (LLY), bem como do crédito interno ao setor privado (*Privy*), reduz a volatilidade do consumo. Ao passo que um aumento na inflação média aumenta a volatilidade do consumo.

Os parâmetros para os gastos do governo, abertura econômica e volatilidade da taxa de câmbio não apresentaram valores estatisticamente significativos. A volatilidade do resíduo de Solow se manteve positivamente relacionada com a volatilidade cíclica do consumo e este resultado é estatisticamente significativo ao nível de confiança de 1%.

5.1.3 Volatilidade do Investimento

Observando a tabela 9 é possível perceber a hipótese nula do teste de Hausman, tanto na estimação que incorpora a variável *Privy* quanto a variável LLY aos regressores, foi rejeitada, portanto, optou-se pelo modelo de efeitos fixos. Na tabela 9, em ambas as estimações, foram rejeitadas também as hipóteses nulas dos testes de Wald (ausência de heterocedasticidade) e Wooldridge (ausência de autocorrelação serial). Nesta regressão, cuja variável dependente é a volatilidade do investimento, o teste de Pesaran não pode ser realizado pois trata-se de um painel desbalanceado, dada a ausência de informações sobre investimento para alguns países da amostra. Por conta disto, as estimativas apresentadas na tabela 10 dizem respeito ao modelo de efeitos fixos corrigindo heterocedasticidade e autocorrelação por meio do método *panel corrected standard error* (PCSE).

Tabela 9 – Testes de Especificação

Testes	Fdev= <i>Privy</i>		Fdev=LLY	
	Est.	P. valor	Est.	P. valor
Hausman Test	21.36	0.0007	26.69	0.0001
Wald Test	8.6e+32	0.0000	1.5e+33	0.0000
Wooldridge Test	6.699	0.0108	7.127	0.0086

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações

Ambas as estimações apresentam resultados similares e indicam um efeito negativo e estatisticamente significativo ao nível de confiança de 1% para a variável *Old*. Ou seja, o aumento do número de pessoas idosas em relação ao total da população, para a amostra de

países analisada, diminui a volatilidade cíclica do investimento nessas economias. Considerando o país que apresenta a volatilidade do investimento média (Bulgaria), um aumento de 10% na proporção de pessoas idosas, diminuiria a volatilidade do investimento em aproximadamente -0,0055. Os trabalhos de Juselius e Takáts (2018), Sudo e Takizuka (2018) e Boersch-Supan e outros (2006) ajudam a compreender este resultado via trajetória da taxa de poupança.

Tabela 10 - Variável Dependente: Volatilidade do Investimento

Estimações				
δ_i	Fdev=Privy		Fdev=LLY	
	Coef.	P. valor	Coef.	P. valor
<i>Old</i>	-.0014699***	0.000	-.0013563***	0.000
Fdev	.0000726	0.458	.0000331	0.715
Gov	.0009852*	0.054	.0009951*	0.054
<i>Openness</i>	-.0000191	0.750	-.0000175	0.781
Inf	7.04e-07	0.434	7.05e-07	0.433
Exc	-2.19e-06	0.729	-2.05e-06	0.750
Solow	1.394828***	0.000	1.388086***	0.000
Constante	.0687445***	0.000	.0682072***	0.000
OBS	614		614	
U. <i>Cross-Section</i>	132		132	
R ²	0.2676		0.2670	

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações

Nota: FDEV = indicador de desenvolvimento financeiro.

*, **, *** indicam o nível de significância de 10%, 5% e 1%.

Juselius e Takáts (2018) e Sudo e Takizuka (2018) argumentam que o aumento da taxa dependência e o aumento da longevidade têm efeito oposto sobre a poupança. Ao mesmo tempo que os indivíduos passam a utilizar mais os recursos poupados à medida que envelhecem, reduzindo a poupança, o aumento da expectativa de vida incentiva o aumento da poupança, influenciando negativamente a volatilidade do investimento.

Boersch-Supan e outros (2006) partem do pressuposto de que o processo de envelhecimento populacional está ocorrendo em todo o globo, em nível mais ou menos avançado a depender do país. Por conta disso, a ocorrência de reformas da previdência será inevitável para a sustentabilidade das contas públicas, o que de fato já vem ocorrendo em muitos países. Na ocorrência de reformas sistemáticas, o aumento do número de fundos de pensão refletirá de forma importante nos fluxos de capital entre as nações. O aumento do fluxo de capital

internacional, via envelhecimento populacional, poderá refletir na queda da volatilidade do investimento.

Entre as variáveis de controle, apenas gastos do governo e resíduo de Solow apresentaram resultados estatisticamente significantes. Um aumento nos gastos do governo exerce um impacto positivo na volatilidade do investimento, sendo este um resultado estatisticamente significativo a 10% de confiança. A volatilidade do resíduo de Solow se manteve positivamente relacionada com a volatilidade cíclica do consumo e este resultado é estatisticamente significativo ao nível de confiança de 1%.

Por fim, vale salientar que as mesmas equações foram estimadas considerando efeitos fixos de tempo, contudo, os resultados não sofreram modificações significativas, por isso não foram incluídos no trabalho.

Para interpretar a relevância dos resultados obtidos nas estimações de dados em painel estático (efeitos fixos e aleatórios) utilizou-se a abordagem feita por Acemoglu e outros (2003). Este autor utiliza uma estratégia conservadora, porém viável, para lidar com a inclusão de variáveis endógenas entre os regressores. Ignorando o problema de erro de medição, e tratando as variáveis de controle como exógenas, seus coeficientes serão tipicamente tendenciosos para cima, aumentando a probabilidade de encontrar um resultado relevante para estas variáveis, enquanto que os coeficientes das variáveis exógenas serão tendenciosos para baixo, diminuindo a probabilidade de encontrar um resultado estatisticamente significativo para estas variáveis.

Na análise de painel estático, no entanto, quase todas as estimativas mostraram resultados estatisticamente significativos ao nível de confiança de 1% para *Old* e o resíduo de Solow (exógenas) e uma influência mais limitada e menos robusta das demais variáveis de controle (endógenas). Baseado nessa estratégia, os parâmetros podem ser interpretados com maior segurança, e, ao assumir a exogeneidade de *Old*, é possível considerar que o resultado encontrado subestima o seu impacto na volatilidade cíclica.

5.5 RESULTADOS – PAINEL DINÂMICO

A estimativa por meio de painel dinâmico se faz relevante pois, ao explorar o comportamento temporal dos dados, é importante modelar a persistência no comportamento das variáveis e considerar os choques que tenham efeitos contínuos ao longo do tempo.

Para a análise de dados em painel dinâmico, as equações estimadas têm o seguinte formato:

(19)

$$\delta_{m_{i,t}} = \beta_{0_{i,t}} + \beta_1 \delta_{m_{i,t-1}} + \beta_2 Old_{i,t} + \beta_3 Fdev_{i,t} + \beta_4 Gov_{i,t} + \beta_5 Openess_{i,t} + \beta_6 Inf_{i,t} + \beta_7 Exc_{i,t} + \beta_8 Solow_{i,t} + n_t + \varepsilon_{i,t}$$

Onde $\delta_{m_{i,t}}$ é igual à volatilidade do ciclo de negócios da série do produto, consumo ou investimento do país i no período t ; $\delta_{m_{i,t-1}}$ é a variável dependente defasada; $Old_{i,t}$ diz respeito à parcela da população com mais de cinquenta anos do país i no período t . $Fdev_{i,t}$ é igual a $Privy$ ou LLY , e juntamente com $Gov_{i,t}$, $Openess_{i,t}$, $Inf_{i,t}$, $Exc_{i,t}$, $Solow_{i,t}$ representam as variáveis de controle da regressão. n_t são variáveis *dummies* que representam choques e alterações dinâmicas no tempo e $\varepsilon_{i,t}$ é o erro.

Em relação as estimações do painel dinâmico, utilizando o Método de Momentos Generalizado, as regressões foram estimadas inicialmente considerando todas as defasagens disponíveis como instrumentos. No entanto, nas estimações em que a volatilidade do produto é a variável dependente o AR teste (2) indicou correlação de segunda ordem. Por conta disto, foi realizada a correção sugerida por Tabak, Craveiro e Cajueiro (2010) utilizando as defasagens anteriores ao lag 2 como instrumentos, por se tratar de um painel balanceado cujo método aplicado foi o GMM-SYS. Para as demais estimações, no entanto, todas as defasagens foram utilizadas como instrumentos. Deste modo, na tabela 11 é apresentada a versão robusta dos resultados, bem como os resultados dos testes de especificação após a correção.

Tabela 11 Resultados Painel Dinâmico

Estimações	Var. Dependente= Volatilidade do Produto (δ_y)				Var. Dependente= Volatilidade do Consumo (δ_c)				Var. Dependente= Volatilidade do Investimento (δ_i)			
	Fdev=Privy		Fdev=LLY		Fdev=Privy		Fdev=LLY		Fdev=Privy		Fdev=LLY	
	Coef.	P. valor	Coef.	P. valor	Coef.	P. valor	Coef.	P. valor	Coef.	P. valor	Coef.	P. valor
δ_{L1}	.1257952	0.593	.1415088	0.518	.13667	0.376	.2592705	0.174	.1566513	0.426	.0991888	0.589
<i>Old</i>	.0005615	0.118	.0003823	0.112	.001324	0.820	.0095867	0.480	.0031001	0.766	-.0050534	0.633
Fdev	-.000026	0.891	.0001036	0.487	.0000367	0.957	-.0021691	0.110	-.0001406	0.920	.0015525	0.479
Gov	-2.60e-07	0.102	-2.34e-07***	0.000	-.0076296	0.179	-.0030045	0.556	.0140825	0.290	.0093185	0.440
<i>Openness</i>	-.0002627	0.178	-.0003134*	0.039	.0001801	0.760	.0000397	0.911	-.0000113	0.991	.0001873	0.819
Inf	-1.39e-07	0.952	1.55e-09	0.999	-1.73e-06	0.507	-1.50e-06	0.676	9.18e-07	0.932	4.31e-06	0.544
Exc	-1.84e-06	0.505	-2.32e-06	0.350	8.04e-06	0.344	7.67e-06	0.470	-3.25e-06	0.874	2.55e-06	0.880
Solow	.8767884***	0.000	.8755495***	0.000	.782289	0.164	1.181664**	0.047	2.683708*	0.095	2.167055	0.128
Constante	.0133997	0.357	.0132417	0.175	-	-	-	-	-	-	-	-
n_1	(omitted)		(omitted)		(omitted)		(omitted)		(omitted)		(omitted)	
n_2	-.0031506	0.164	-.0019833	0.410	.0083754	0.810	-.0004228	0.993	.0125675	0.826	.0024105	0.955
n_3	.0042512*	0.096	.0050669	0.123	.0023929	0.911	.0010705	0.975	.0326988	0.467	.0219324	0.564
n_4	-.0008772	0.756	-.000423	0.871	-.0025397	0.853	-.0029523	0.883	-.0009026	0.971	-.0022625	0.923
OBS	584		584		358		358		350		350	
U. Cross-section	146		146		128		128		126		126	
Testes	Est.	P. valor	Est.	P. valor	Est.	P. valor	Est.	P. valor	Est.	P. valor	Est.	P. valor
Hansen test	6.47	0.774	5.12	0.883	7.53	0.755	7.08	0.793	18.96	0.062	18.21	0.077
(AR test (1))	-3.07	0.002	-3.03	0.002	-1.55	0.120	-1.65	0.099	-0.54	0.589	-0.96	0.339
(AR test (2))	-1.55	0.121	-1.55	0.121	0.59	0.555	0.27	0.789	-1.42	0.156	-1.53	0.126

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações

Nota: Fdev = indicador de desenvolvimento financeiro.

*, **, *** indicam o nível de significância de 10%, 5% e 1%.

A tabela 11 mostra os resultados das estimações do painel dinâmico. De modo geral é possível perceber que os resultados foram sensíveis à metodologia utilizada. O efeito da variável *Old* sobre a volatilidade do produto se manteve positivo. O sinal de β_2 considerando a volatilidade do consumo e do investimento como variáveis dependentes divergiu na maioria das estimações. Em todas elas a significância estatística não se manteve. Além disso, o parâmetro da variável dependente defasada em todas as estimações também não apresentou significância estatística, ou seja, não mostrou persistência na volatilidade. Essa ausência de persistência é mais um indicativo de que a análise do painel dinâmico provavelmente não é a estratégia empírica mais indicada para verificar a relação entre envelhecimento e volatilidade dos ciclos.

Entre as variáveis de controle, o resíduo de solow mantém seu efeito positivo e estatisticamente significativo na maioria das especificações. Considerando a estimação onde a volatilidade do produto é a variável dependente e LLY é utilizada como *proxy* do desenvolvimento financeiro, os gastos do governo exercem impacto positivo e estatisticamente significativo ao nível de confiança de 1%.

Como análise complementar, foi investigado se o β da variável dependente defasada usada como regressor permaneceu entre β do MQO e o β do modelo de efeitos fixos, método indicado por Bond, Hoeffler e Temple (2001) para verificar possíveis vieses na estimativa do painel dinâmico. Na estimativa utilizando *Privy* como *proxy* para Fdev o $\beta\delta y_{i,t-1}$ do GMM se manteve acima do $\beta\delta y_{i,t-1}$ do MQO, indicando um possível viés nesta estimativa. Para a estimação da volatilidade do consumo e do investimento, no entanto, o β da variável dependente defasada usada como regressor permaneceu entre β do MQO e o β do modelo de efeitos fixos¹¹

5.6 ANÁLISE DE ROBUSTEZ

Como exercício adicional de robustez, realizou-se as mesmas estimações utilizando uma amostra maior de países. Aqui, no entanto, faltam informações para um número maior de unidades de *cross-section*, tornando o painel desbalanceado não só pela ausência de informações para consumo e investimento, mas para quase todas as variáveis de controle. Nessas estimações, a variável Fdev corresponde somente a variável *Privy*, pois a inclusão da variável LLY gerou problema de singularidade.

¹¹ As tabelas com estes resultados se encontram no apêndice B.

De acordo com as estimações, cujos resultados se encontram no apêndice C, os principais achados parecem se manter. No painel estático, quando analisada a volatilidade do produto, a significância estatística diminuiu, mas o efeito permanece positivo e estatisticamente significativo ao nível de confiança de 10% para a variável *Old*, indicando que o aumento do número de pessoas idosas em relação ao total da população, mesmo para a amostra de 172 países, influencia positivamente na volatilidade cíclica do produto dessas economias.

Quando analisada a volatilidade do consumo, os resultados também se mantiveram, indicando um efeito negativo e estatisticamente significativo ao nível de confiança de 1% para a variável *Old*, ou seja, um aumento do número de pessoas idosas em relação ao total da população, mesmo para a amostra de 172 países, diminui a volatilidade cíclica do consumo nessas economias. Vale observar ainda, que para esta amostra, o parâmetro da variável *Openness* se mostrou positivo e significativo ao nível de confiança de 10%, indicando que maior abertura econômica aumenta a volatilidade do consumo.

Ao passo que, ao analisar a volatilidade do investimento, os resultados também se mantiveram, indicando que à medida que a população envelhece a volatilidade do investimento tende a diminuir. No painel dinâmico, assim como na primeira amostra de países, os parâmetros da variável de interesse não se mostraram estatisticamente significativos em nenhuma das estimações, embora os sinais dos parâmetros tenham se mantido os mesmos do painel estático.

Considerando a abordagem feita por Acemoglu e outros (2003), uma vez que a variável demográfica (*Old*) é considerada exógena, os resultados encontrados nos modelos de Efeitos Fixos e Aleatórios provavelmente estão subestimando seu impacto sobre a volatilidade do produto, do consumo e do investimento.

6 CONCLUSÃO

O processo de transição demográfica está ocorrendo em todo o mundo, de forma mais ou menos acentuada de acordo com o país ou região demográfica analisados. O primeiro capítulo mostrou que a tendência é a de que esse processo se aprofunde nas próximas décadas, com as taxas de dependência dos idosos ultrapassando a dos jovens e com o aumento da participação dos idosos no mercado de trabalho. Tal fenômeno acarretará mudanças importantes na forma de pensar e conduzir a economia, impondo desafios aos governantes e *policymakers*. Uma das possíveis implicações do envelhecimento para a macroeconomia é a sua influência na volatilidade dos ciclos de negócios, relação esta que foi analisada ao longo do trabalho.

Os possíveis canais pelos quais a demografia pode influenciar a volatilidade cíclica são apontados pela literatura que analisa o mercado de trabalho, a política macroeconômica, as expectativas dos agentes e as decisões de consumo e poupança. À medida que a força de trabalho envelhece dois principais movimentos podem ocorrer, diminuição da produtividade e aumento da volatilidade de horas trabalhadas, afetando diretamente as flutuações econômicas. O campo de atuação da política macroeconômica quanto a sua função estabilizadora, tanto a fiscal quanto a monetária, tende a ficar mais restrito à medida que a população envelhece. O envelhecimento da população acarreta maiores pressões fiscais sobre os sistemas públicos de seguridade social, reduzindo o espaço de política, ao passo que a resposta dos indivíduos às taxas de juros se modifica de acordo com o ciclo de vida, com o consumo dos idosos respondendo menos a incentivos via taxa de juros.

A formação das expectativas de preço também parece ser influenciada pelo estágio do ciclo de vida em que os indivíduos se encontram, com uma probabilidade maior de que os idosos esperem preços mais altos no futuro. A inflação pode ser afetada pelo envelhecimento via o canal da poupança, dado que a redução da poupança das coortes mais idosas tenderia a pressionar a inflação, algo que poderia ser mitigado com o aumento da longevidade. Além destes, a literatura discute a influência da demografia nos ciclos via aumento do fluxo de capitais entre países - à medida que sistemáticas reformas da previdência comecem a ocorrer no mundo - e o canal do mercado de capitais, dado que idosos tendem a ser mais avessos ao risco, fazendo-os migrar para investimentos menos arriscados, influenciando diretamente nos prêmios de risco entre os países.

Com base nessas considerações, a hipótese desta pesquisa foi a de que o envelhecimento populacional aumenta a volatilidade dos ciclos de negócios. Para testá-la, foi utilizada a

metodologia de dados em painel estático e dinâmico em uma amostra de 146 países. Como análise complementar, também foi analisada a influência do envelhecimento populacional na volatilidade do consumo e do investimento.

Os resultados indicaram que o aumento do número de pessoas idosas em relação ao total da população aumenta a volatilidade cíclica do produto e reduz a volatilidade do consumo e do investimento. Embora estes achados tenham sido sensíveis à metodologia proposta, atribuiu-se mais robustez aos resultados do modelo estático, tanto pelo fato da variável explicativa de interesse (*Old*) ter sido considerada exógena, quando pelo fato de que, na análise dinâmica, o parâmetro da variável dependente defasada não apresentou significância estatística, ou seja, não mostrou persistência na volatilidade. Como exercício de robustez, as mesmas estimações foram realizadas, utilizando uma amostra maior de países. Embora se tratando de um painel desbalanceado em quase todas as variáveis de controle, os resultados das estimações se mantiveram bem alinhados com os achados da amostra principal.

Os resultados divergentes para o impacto do envelhecimento na volatilidade do produto, consumo e investimento podem ser atribuídos ao fato de que o envelhecimento afeta a volatilidade através de alguns canais, muitas vezes em direções opostas. Por exemplo, o fato de pessoas idosas possuírem hábitos de consumo mais estáveis que os jovens pode reduzir a volatilidade do consumo. Contudo, tal estabilidade nos hábitos do consumo pode significar que pessoas idosas não respondem à incentivos via queda nas taxas de juros, reduzindo a efetividade da política monetária e aumentando a volatilidade da produção agregada.

Outro exemplo diz respeito ao canal do mercado financeiro. O fato de o envelhecimento tornar as pessoas mais avessas ao risco faz aumentar a demanda por ativos mais seguros. O aumento da demanda por títulos da dívida estreita os laços entre famílias (setor privado) e governo (setor público), na ocorrência de uma crise, a conexão entre os balanços patrimoniais privados e públicos aumenta a probabilidade de propagação entre os setores da economia. De modo que o aumento da demanda de títulos públicos como reflexo do envelhecimento aumentaria a volatilidade da produção agregada. Por outro lado, o aumento da demanda por ativos de empresas que alocam uma maior parcela de recursos próprios em seus projetos, também considerados ativos mais seguros, pode reduzir a volatilidade do investimento.

De modo geral, portanto, os resultados apontaram para uma aparente relação positiva entre o processo do envelhecimento populacional na volatilidade cíclica das economias, embora a influência do envelhecimento sobre a volatilidade de componentes do PIB como consumo e

investimento aparente ser negativa. Dado o contexto global de envelhecimento populacional, estes resultados podem contribuir para o desenvolvimento deste tema ainda pouco estudado, além de colaborar com o desenvolvimento da literatura empírica em macroeconomia, fornecendo evidências que auxiliem na condução de políticas econômicas que amenizam os efeitos adversos do envelhecimento.

Como agenda de pesquisas futuras, pretende-se analisar a variável demográfica desagregada por sexo e nível de escolaridade, além disso, pretende-se analisar os dados levando em consideração o momento temporal do processo de transição demográfica de cada país. Outra consideração a ser feita em estudos futuros diz respeito à diferença na expectativa de vida da população de determinados países. No primeiro capítulo foi possível perceber que a expectativa de vida de países africanos tende a ser pelo menos dez anos menor do que a de países desenvolvidos, de modo que pode ser relevante considerar esta diferença em análises internacionais.

REFERÊNCIAS

- ACEMOGLU, D.; JOHNSON, S.; ROBINSON, J.; THAICHAROEN, Y. Institutional causes, macroeconomic symptoms: volatility, crises and growth. **Journal of Monetary Economics**, v. 50, p. 49-123, 2003.
- 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).
- ANG, A.; MADDALONI, A. Do Demographic Changes Affect Risk Premiums? Evidence from International Data. **Journal of Business**, v. 78, n.1, p. 341-380, 2005.
- AUERBACH, A, J. **Societal Aging: Implications for Fiscal Policy**. Bank of Japan: Institute for Monetary and Economic Studies., 2012. (IMES Discussion Paper Series 12-e-12).
- BACKUS, D.K.; KEHOE, P.J.; KYDLAND, F.E. International real business cycles. **Journal of Political Economy**, v. 100, p. 745-775, 1992.
- BAKSHI, G.; CHEN, Z. Baby Boom, Population Aging, and Capital Markets. **The Journal of Business** (Chicago), 1994, v. 67 n. 2, p. 165-202. 1994.
- BANCO MUNDIAL. **Global Financial Development**. Washington, DC: The World Bank, 2018
- _____. **Population Estimates and Projections**. Washington, DC: The World Bank, 2018.
- _____. **World Development Indicators**. Washington, DC: The World Bank, 2018
- BAUM, C. F. Residual diagnostics for cross-section time series regression models. **The Stata Journal**. v. 1, n. 1, p. 101-404, 2012.
- BAXTER, M.; KOUPARITSAS, M. Determinants of Business Cycle Comovement: A Robust Analysis. **Journal of Monetary Economics**. v. 52, n. 1, p. 113-157, 2005.
- BEJAN, M. **Trade openness and output volatility**. Germany: University Library of Munich., 2006. (MPRA Paper 2759).
- BERNANKE, B.; GERTLER, M., Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations, **American Economic Review**, v. 79, n. 1, p. 14-31, 1989.
- BOND, S.; HOEFFLER, A.; TEMPLE, J. **GMM Estimation of Empirical Growth Models**. England: University of Oxford - Economics Group., 2001. (Economics Papers W21).
- BÖRSCH-SUPAN, A.; LUDWIG, A.; WINTER, J. Ageing, Pension Reform and Capital Flows: A Multi-Country Simulation Model. **Economica, London School of Economics and Political Science**. v. 73, n. 292, p. 625-658, 2006
- BRAGA, B. P. M. As mudanças demográficas e os ciclos econômicos: o caso brasileiro. Dissertação de mestrado. Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2013.

- CARRILLO, P.; EMRAN, M. S. Public Information and Inflation Expectations: Microeconometric Evidence from a Natural Experiment. **Review of Economics and Statistics**. v. 94, n. 4, p. 860-877, 2012.
- CLARK, K.; SUMMERS L. Demographic Differences in Cyclical Employment Variation. **Journal of Human Resources**. v. 6, p. 61-79, 1981.
- DENIZER C. A.; IYIGUN M. F.; ANN O. Finance and Macroeconomic Volatility, **The B.E. Journal of Macroeconomics**. v. 2, n. 1, p. 1-32, 2002.
- Di GIOVANNI, J.; LEVCHENKO, A. Trade openness and volatility. **Review of Economics and Statistics**. v. 91, p. 558–85, 2009.
- DUARTE, M.; RESTUCCIA, D.; WADDLE, A. Exchange Rates and Business Cycles Across Countries. **FRB Richmond Economic Quarterly**. v. 93, n. 1, p. 57-76, 2007.
- EGGERTSSON, G. B.; LANCASTRE M.; SUMMERS L. H. **Aging, Output per capita and Secular Stagnation**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2018. (NBER Working Paper n° 24902).
- FATAS, A.; MIHOV, B. Government size and automatic stabilizers: international and intranational evidence. **Journal of International Economics**. v. 55, n. 1, p. 3-28, 2001.
- FERREIRA Da SILVA, G. The impact of financial system development on business cycles volatility: cross-country evidence. **Journal of Macroeconomics**, v. 24, p. 233-253, 2002.
- FUJITA, S.; FUJIWARA, I. **Declining Trends in the Real Interest Rate and Inflation: Role of Aging**. Tokyo: Research Institute of Economy, 2015. (Discussion papers n° 15140).
- FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL. **International financial statistics yearbook**. Washington, DC: International Monetary Fund, 2018.
- GALÍ, J. Government Size and Macroeconomic Stability. **European Economic Review**. v. 38, p. 117-132, 1994.
- GOMME, P.; ROGERSON, R.; RUPERT, P.; WRIGHT, R. The Business Cycle and the Life Cycle. **NBER Macroeconomics Annual**. v. 19, p. 415-61, 2004.
- GORDON, R. J. **Why Has Economic Growth Slowed When Innovation Appears to be Accelerating?** Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2018. (Working Paper Series, n. 24554)
- GREENE, W. **Econometric Analysis**. Upper Saddle River, NJ: Prentice–Hall, 2000.
- GUMUS, I.; TAŞPINAR, Z, T. Real exchange rate volatility and business cycles in emerging market economies, **Economics Letters**, v. 134(C), p. 127-129, 2015.
- HAHN, C. H.; PARK, C. Demographic Transition, Human Capital Accumulation, and Economic Growth Some Evidence from Cross-Country and Korean Microdata. **National Bureau of Economic Research**, v. 19, p. 93 – 124, 2010.

HALL, R.; JONES, C. Why Do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker Than Others? **The Quarterly Journal of Economics**, v. 114, n. 1, p. 83–116, 1999.

HEER, B.; ROHRBACHER, 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.

HU, Y. **Empirical Investigations of Inflation Targeting**. Georgetown University: Department of Economics, 2003. (IIE Working Papers Series n. 03-6).

IBGE. **Indicadores Sociais Mínimos**. Disponível em: <<https://ww2.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/condicaoodevida/indicadoresminimos/connceitos.shtm>>. Acesso em: 12 nov. 2018.

ILOSTAT. **Labour force participation rate by sex and age**: Estimates and Projections. Disponível em: <<https://www.ilo.org/global/statistics-and-databases/lang--en/index.htm>> Acesso em: 14 out. de 2018.

IMAM, P. Demographic Shift and the Financial Sector Stability: The Case of Japan. **Journal of Population Ageing**, v. 6, n. 1, p. 1-35, 2013.

JAIMOVICH, N.; SIU, H. E. The Young, the Old, and the Restless: Demographics and Business Cycle Volatility. **American Economic Review**, v. 99 n. 3, p. 804-26, 2009.

JUSELIUS, M.; TAKÁTS, E. **The enduring link between demography and inflation**. Bank of Finland, 2018. (Research Discussion Papers 8/2018).

KARRAS, G.; SONG, F. Sources of business-cycle volatility: An exploratory study on a sample of OECD countries. **Journal of Macroeconomics**. v. 18, p. 621-637, 1996.

KING, R.; LEVINE, R. Finance and growth: Schumpeter might be right. **Quarterly Journal of Economics**, v. 108, p. 717-737, 1993.

KLUGE, F. The Fiscal Impact of Population Aging in Germany. **Public Finance Review**. v. 41, p. 37-63, 2013.

LEEPER, E. M.; WALKER, T. B. Fiscal Limits in Advanced Economies. **Economic Papers: A journal of applied economics and policy**, v. 30 n. 1, p. 33-47, 2011.

LONG, J, B.; PLOSSER, C, I. Real Business Cycles. **Journal of political Economy**, v. 91, n. 1, p. 39-69, 1983.

LUGAUER, S. Demographic Change and the Great Moderation in an Overlapping Generations Model with Matching Frictions. **Macroeconomic Dynamics**, v. 14, p. 1-26, 2011.

LUGAUER, S.; REDMOND, M. The age distribution and business cycle volatility: International evidence, **Economics Letters**, v. 117, n. 3, p. 694-696, 2012.

MISHKIN F. S. **Monetary Policy Strategy: Lessons from the Crisis**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2011. (NBER Working Papers n. 16755)

OECDSTAT. **Average usual weekly hours worked on the main job**. Labour Force Statistics. Disponível em: <<https://stats.oecd.org/>>. Acesso em: 22 out. 2018.

ROODMAN, D. How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. **Stata Journal**, v. 9, n. 1, p. 86-136, 2009.

ROMER, C. Changes in Business Cycles: Evidence and Explanations. **The Journal of Economic Perspectives**, v. 13, n. 2, p. 23-44, 1999.

ROMER, C.; ROMER, D. **Why Some Times are Different: Macroeconomic Policy and the Aftermath of Financial Crises**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2017. (NBER Working Papers 23931).

ROMER, D. **Advanced Macroeconomics**. New York: McGraw Hill, 2012.

STADLER, G. Real Business Cycles. **Journal of Economic Literature**, v. 32, p. 1750-1783, 1994.

STOCK, J.; WATSON, M. **Disentangling the Channels of the 2007–2009 Recession**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2012. (NBER Working Paper No. 18094).

SUDO, N.; TAKIZUKA, Y. **Population Aging and the Real Interest Rate in the Last and Next 50 Years - A Tale Told by an Overlapping Generations Model**. Tokyo: Bank of Japan, 2018. (Working Paper Series, n.18-e-1).

TABAK, B.; CRAVEIRO, G.; CAJUEIRO, D. **Eficiência Bancária e Inadimplência: testes de Causalidade**. Central Bank of Brazil: Research Department., 2010. (Working Papers Series 220).

TIRYAKI, G. F. A informalidade e as flutuações na atividade econômica. **Estud. Econ.**, São Paulo, v. 38, n. 1, p. 97-125. 2008.

_____. Análise de dados em painel. In: MALBOUISSON, Cláudia; TIRYAKI, Gisele F. (Orgs.). **Econometria na prática**. Salvador: Alta Books, 2017. cap. 7. p. 313-373.

UNITED NATIONS. **World Population Prospects: The 2017 Revision**. Department of Economic and Social Affairs, Population Division. Disponível em <<https://population.un.org/wpp/Download/Standard/Population/>>. Acesso em: 19 out. 2018.

WONG, A. **Population aging and the transmission of monetary policy to consumption**. Society for Economic Dynamics, 2016. (Meeting Papers n. 716)

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. Tradução de Rogério César de Souza e José Antônio Ferreira. São Paulo: Thomson Learning, 2002.

YOON, J.; KIM, E.; LEE, J. **Impact of Demographic Changes on Inflation and the Macroeconomy**. Washington D.C.: International Monetary Fund., 2014. (IMF Working Paper n. 14/210).

APÊNDICES

APÊNDICE A – Amostra de Países

Tabela A 1 - Amostra 1 – 146 Países

Albania	Comoros	Iran, Islamic Rep.	Niger	Switzerland	United Kingdom
Algeria	Congo, Rep.	Ireland	Nigeria	Tajikistan	United States
Angola	Costa Rica	Israel	Norway	Tanzania	Uruguay
Argentina	Cote d'Ivoire	Italy	Oman	Thailand	Vanuatu
Armenia	Croatia	Jamaica	Pakistan	Togo	Venezuela
Australia	Cyprus	Japan	Panama	Tonga	Vietnam
Austria	Czech Republic	Jordan	Papua New Guinea	Tunisia	Yemen, Rep.
Azerbaijan	Denmark	Kazakhstan	Paraguay	Trinidad and Tobago	Zambia
Bahamas, The	Dominican Republic	Kenya	Peru	Turkey	
Bahrain	Ecuador	Kuwait	Philippines	Uganda	
Bangladesh	Egypt, Arab Rep.	Kyrgyz Republic	Poland	Ukraine	
Belarus	El Salvador	Lebanon	Portugal	United Arab Emirates	
Belgium	Equatorial Guinea	Lesotho	Romania	United Kingdom	
Belize	Fiji	Lithuania	Russian Federation	United States	
Benin	Finland	Macao SAR, China	Rwanda	Uruguay	
Bhutan	France	Macedonia, FYR	Samoa	Vanuatu	
Bolivia	Gabon	Madagascar	Saudi Arabia	Venezuela, RB	
Bosnia and Herzegovina	Gambia, The	Malawi	Senegal	Vietnam	
Botswana	Georgia	Malaysia	Serbia	Yemen, Rep.	
Brazil	Germany	Mali	Sierra Leone	Zambia	
Brunei Darussalam	Ghana	Malta	Singapore	Switzerland	
Bulgaria	Greece	Mauritius	Slovenia	Tajikistan	
Burkina Faso	Guatemala	Mexico	South Africa	Tanzania	
Burundi	Guinea	Moldova	Spain	Thailand	
Cabo Verde	Guinea-Bissau	Mongolia	Sri Lanka	Togo	
Cambodia	Guyana	Morocco	St. Vincent and the Grenadines	Tonga	
Cameroon	Honduras	Mozambique	Sudan	Trinidad and Tobago	
Central African Republic	Hong Kong SAR, China	Myanmar	Suriname	Tunisia	
Chad	Hungary	Namibia	Swaziland	Turkey	
Chile	Iceland	Nepal	Sweden	Uganda	
China	India	Netherlands	Switzerland	Ukraine	
Colombia	Indonesia	Nicaragua	Tajikistan	United Arab Emirates	

Tabela A 2 – Países acrescentados à amostra 1 para exercício de robustez

Antigua and Barbuda	Luxembourg
Barbados	Maldives
Canada	Mauritania
Congo, Dem. Rep.	Micronesia
Estonia	Montenegro
Ethiopia	New Zealand
Grenada	Qatar
Iraq	Seychelles
Korea, Rep.	Slovak Republic
Lao PDR	Solomon Islands
Latvia	St. Lucia
Liberia	Timor-Leste
Libya	West Bank and Gaza

APÊNDICE B – Intervalo β Tabela B 1 - Intervalo do β – Volatilidade do Investimento

Variável	Privy		
	MQO	GMM	E. Fixo
β	.1336755	.1257952	.0122518
Variável	LLY		
	MQO	GMM	E. Fixo
β	.1303068	.1415088	.014225

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações

Tabela B 2 - Intervalo do β – Volatilidade do Consumo

Variável	Privy		
	MQO	GMM	E. Fixo
β	.4185	.13667	.036463
Variável	LLY		
	MQO	GMM	E. Fixo
β	411495	.2592705	.0404154

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações

Tabela B 3 - Intervalo do β – Volatilidade do Investimento

Variável	Privy		
	MQO	GMM	E. Fixo
β	.2933969	.1566513	-.1676697
Variável	LLY		
	MQO	GMM	E. Fixo
β	.2915226	.0991888	-.1604709

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações

APÊNDICE C – EXERCÍCIO DE ROBUSTEZ - AMOSTRA 2 - 173 PAÍSES

Tabela C - 1 Variável dependente - Volatilidade do Produto – Painel estático

Testes	Est.	P. valor
Hausman test	25.70	0.0003
Wald Test	3.5e+05	0.0000
Wooldridge Test	22.588	0.0000
Estimação		
δy	Coeficiente	P. valor
<i>Old</i>	.0002172*	0.065
Fdev	-.0000172	0.420
Gov	-1.18e-07	0.127
Openess	.0000171	0.143
Inf	-1.50e-07	0.327
Exc	8.89e-07	0.456
Solow	.6444315***	0.000
Constante	.0036205*	0.058
Resumo		
Nº Obs	804	
U. <i>Cross-section</i>	166	
R ²	0.6409	

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações

Nota: Fdev = indicador de desenvolvimento financeiro.

*, **, *** indicam o nível de significância de 10%, 5% e 1%.

Tabela C - 2 Variável dependente - volatilidade do consumo – Painel estático

Testes	Est.	P. valor
Hausman test	64.37	0.0000
Wald Test	6.6e+32	0.0000
Wooldridge Test	29.219	0.0000
Estimação		
δc	Coeficiente	P. valor
<i>Old</i>	-.0002955**	0.047
Fdev	-.0001103***	0.001
Gov	.0001287	0.489
Openess	.0000893*	0.061
Inf	7.07e-07***	0.000
Exc	2.90e-06	0.473
Solow	.4859663***	0.000
Constante	.0195736***	0.002
Resumo		
Nº Obs	684	
U. <i>Cross-section</i>	150	
R ²	0.2752	

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações

Nota: Fdev = indicador de desenvolvimento financeiro.

*, **, *** indicam o nível de significância de 10%, 5% e 1%.

Tabela C - 3 Variável dependente - volatilidade do investimento – Painel estático

Testes	Est.	P. valor
Hausman test	23.08	0.0008
Wald Test	2.1e+32	0.0000
Wooldridge Test	4.988	0.0272
Estimação		
δ_i	Coef.	P. valor
<i>Old</i>	-.0012248***	0.004
Fdev	.0000158	0.888
Gov	.000546	0.270
Openess	-7.00e-06	0.898
Inf	8.12e-07	0.364
Exc	3.83e-06	0.602
Solow	1.316.389***	0.000
Constante	.0758004***	0.000
Nº Obs		
	666	
U. Cross-section		
	146	
R ²		
	0.2775	

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações

Nota: Fdev = indicador de desenvolvimento financeiro.

*, **, *** indicam o nível de significância de 10%, 5% e 1%.

Tabela C - 4 Variável dependente - Volatilidade do Produto - Painel Dinâmico

δy	Coef.	P. valor
δy_{L1}	-.0386204	0.880
<i>Old</i>	.0031827	0.566
Fdev	.0009925	0.229
Gov	-1.04e-06	0.657
Openess	-9.26e-06	0.969
Inf	4.19e-07	0.679
Exc	-1.75e-06	0.824
Solow	.5029287**	0.015
d1	(omitted)	
d2	.0299903	0.432
d3	.0242307	0.349
d4	.0087591	0.471
OBS		
	479	
U. Cross-section		
	166	
lag		
	(1 4)	
Testes	Est.	P. valor
Hansen test	15.61	0.156
(AR test (1))	-0.34	0.737
(AR test (2))	-1.33	0.182

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações

Nota: Fdev = indicador de desenvolvimento financeiro.

*, **, *** indicam o nível de significância de 10%, 5% e 1%.

Tabela C - 5 Variável dependente - Volatilidade do Consumo - Painel Dinâmico

δc	Coef.	P. valor
δy_{L1}	.1674604	0.572
<i>Old</i>	-.0024072	0.742
Fdev	-.0001136	0.847
Gov	-.0058482	0.459
Openess	.0007423	0.239
Inf	-1.25e-06	0.853
Exc	.0000105	0.606
Solow	.6374037	0.644
d1	(omitted)	
d2	-.005564	0.875
d3	-.0106186	0.663
d4	-.0105558	0.505
OBS		
OBS	387	
U. Cross-section		
U. Cross-section	142	
lag		
lag	(1 4)	
Testes		
Testes	Est.	P. valor
Hansen test	7.83	0.728
(AR test (1))	-1.43	0.154
(AR test (2))	0.73	0.463

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações

Nota: Fdev = indicador de desenvolvimento financeiro.

*, **, *** indicam o nível de significância de 10%, 5% e 1%.

Tabela C - 6 Variável dependente - Volatilidade do Investimento - Painel Dinâmico

δi	Coef.	P. valor
δy_{L1}	.0147074	0.914
<i>Old</i>	-.0013629	0.887
Fdev	.0013651	0.234
Gov	-.0082815	0.543
Openess	.00087	0.216
Inf	-2.17e-06	0.825
Exc	5.09e-06	0.823
Solow	.4383775	0.702
d1	(omitted)	
d2	.0196827	0.727
d3	-.0031052	0.935
d4	.0267657	0.314
OBS		
OBS	377	
U. Cross-section		
U. Cross-section	139	
lag		
lag	(1 3)	
Testes		
Testes	Est.	P. valor
Hansen test	3.42	0.754
(AR test (1))	-1.40	0.161
(AR test (2))	-1.53	0.126

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações

Nota: Fdev = indicador de desenvolvimento financeiro.

*, **, *** indicam o nível de significância de 10%, 5% e 1%.