



INSTITUTO
UNIVERSITÁRIO
DE LISBOA

A sustentabilidade financeira do sistema de segurança social português e o seu impacto na poupança privada

Diogo Tito Fernandes Duarte

Mestrado em Economia Monetária e Financeira

Orientadora:

Doutora Sofia Vale, Professora Associada

Departamento de Economia, I.B.S., Instituto Universitário de Lisboa

Setembro, 2024



CIÉNCIAS SOCIAIS
E HUMANAS

Departamento Economia Política

A sustentabilidade financeira do sistema de segurança social português e o seu impacto na poupança privada

Diogo Tito Fernandes Duarte

Mestrado em Economia Monetária e Financeira

Orientadora:

Doutora Sofia Vale, Professora Associada

Departamento de Economia, I.B.S., Instituto Universitário de Lisboa

Setembro, 2024

Agradecimentos

Começo por expressar a minha profunda gratidão a todos que, de várias formas, tornaram possível a realização desta dissertação.

Em primeiro lugar, agradeço à minha família pelo apoio incondicional, não só durante este período de investigação, mas em todas as etapas da minha vida académica. A compreensão e o incentivo que sempre me demonstraram foram fundamentais para superar os desafios e alcançar os meus objetivos.

Em segundo lugar, agradeço à minha orientadora, Professora Sofia Vale, pela sua orientação constante e sabedoria, essenciais em cada etapa deste trabalho.

Em terceiro lugar, agradeço aos meus amigos e colegas, que partilharam comigo as alegrias e os desafios deste percurso académico.

O presente trabalho é o resultado de um esforço conjunto, ao qual orgulho-me em partilhar com aqueles que fizeram parte desta jornada.

Obrigado.

Resumo

A investigação do impacto do sistema de segurança social português na poupança privada é uma questão central para a economia monetária e financeira, dada a importância da poupança para a estabilidade e crescimento económico do país. Baseando-se nos modelos teóricos desenvolvidos por *Martin Feldstein* (1974), adaptados ao contexto português, o presente estudo utiliza uma série temporal trimestral de forma a analisar a relação entre estas duas variáveis. A metodologia empregue baseia-se no modelo VAR, em testes de diagnóstico e em uma análise de impulso-resposta, assegurando-se assim a fiabilidade dos resultados.

Os resultados obtidos revelam que o impacto direto do sistema de segurança social na poupança privada em Portugal não é significativo, sugerindo que a influência da segurança social nos comportamentos de poupança é mais complexa do que aquela que se previa. Estes resultados desafiam algumas conclusões da literatura internacional, verificando-se a necessidade de um entendimento mais alargado destas dinâmicas no contexto português. Além disso, a investigação sublinha alguns possíveis motivos pelos quais obteve-se este resultado.

Este trabalho contribui para o debate académico e oferece informações valiosas para a realidade portuguesa, visto que o sistema de segurança social é tema complexo que não afeta o consumo e que por sua vez não afeta a poupança. A investigação também sugere a necessidade de futuras pesquisas de forma a explorar os mecanismos por de trás destes resultados.

Palavras-Chave: Segurança Social e Pensões Públicas, Modelos de Ciclo de Vida e Poupança, Poupança Doméstica, Econometria Financeira, Modelo VAR.

Classificação JEL: H55; D15; D14; C58

Abstract

The investigation of the impact of the portuguese social security system on private savings, a central issue for the monetary and financial economy, given the importance of savings for the country's stability and economic growth. Based on the theoretical models developed by Martin Feldstein and adapted to the portuguese context, the present study uses a quarterly time series in order to analyze the relationship between these two variables. The methodology used is based on the VAR model, diagnostic tests and an impulse-response analysis, thus ensuring the reliability of the results.

The results obtained reveal that the direct impact of the social security system on private savings in Portugal is not significant, suggesting that the influence of social security on savings behaviors is more complex than expected. These results challenge some conclusions from international literature, demonstrating the need for a broader understanding of these dynamics in the portuguese context. Furthermore, the research highlights some possible reasons for obtaining this result.

This work contributes to the academic debate and offers valuable information for the portuguese reality, given that the social security system is a complex issue that does not affect consumption and which in turn does not affect savings. The research also suggests the need for future research to explore the mechanisms behind these results.

Keywords: Social Security and Public Pensions, Life Cycle Models and Saving, Household Saving, Financial Econometrics, VAR model

JEL Classification: H55; D15; D14; C58

Índice

| | |
|---|-------------|
| <i>Agradecimentos</i> | <i>i</i> |
| <i>Resumo</i> | <i>iii</i> |
| <i>Abstract</i> | <i>v</i> |
| <i>Índice</i> | <i>vii</i> |
| <i>Índice de tabelas</i> | <i>viii</i> |
| <i>Índice de figuras</i> | <i>ix</i> |
| <i>Glossário de Siglas</i> | <i>xi</i> |
| 1. <i>Introdução</i> | 1 |
| 2. <i>Enquadramento Teórico e Revisão de Literatura</i> | 5 |
| a. Sistema de Segurança Social..... | 5 |
| b. Sistema de Segurança Social portuguesa | 10 |
| c. Poupança | 10 |
| 3. <i>Metodologia e dados</i> | 17 |
| a. Periodicidade e fonte das variáveis | 18 |
| b. Estatísticas descritivas..... | 20 |
| c. Distribuição das variáveis | 21 |
| d. Estacionariedade..... | 22 |
| e. Logaritmo da riqueza do sistema de segurança social..... | 24 |
| f. Modelo econométrico..... | 26 |
| 4. <i>Resultados empíricos</i> | 29 |
| a. Estimação do modelo | 29 |
| b. Testes de diagnóstico..... | 30 |
| c. Análise de Impulso-Resposta | 33 |
| d. Decomposição da variância do erro de previsão | 37 |
| e. Causalidade à <i>Granger</i> | 39 |
| f. Discussão de resultados..... | 40 |
| 5. <i>Conclusão</i> | 43 |
| <i>Bibliografia</i> | 47 |
| <i>Anexos</i> | 51 |
| Anexo A – Sumário das variáveis..... | 51 |
| Anexo B – Distribuição e teste de <i>Kurtosis</i> | 53 |
| Anexo C – Representação gráfica e teste ADF | 55 |
| Anexo D – Modelo econométrico VAR | 57 |

Índice de tabelas

| | |
|--|----|
| Tabela 1 - Sumário das variáveis | 20 |
| Tabela 2 - Sumário das estatísticas descritivas | 21 |
| Tabela 3 - Teste ADF à variável consumo | 23 |
| Tabela 4 - Teste ADF às primeiras diferenças da variável consumo | 23 |
| Tabela 5 - Teste ADF à variável logaritmo do rendimento disponível dos particulares | 23 |
| Tabela 6 - Teste ADF à variável riqueza <i>per capita</i> | 23 |
| Tabela 7 - Teste ADF à variável logaritmo da riqueza do sistema de segurança social..... | 24 |
| Tabela 8 - Critérios de informação | 27 |
| Tabela 9 - Aplicação do modelo VAR com um lag ótimo de 4..... | 29 |
| Tabela 10 - Estimação dos coeficientes do modelo VAR | 30 |
| Tabela 11 - Teste de <i>Lagrange-Multiplier</i> aos resíduos do modelo VAR estimado | 31 |
| Tabela 12 - Teste de <i>Ljung-Box</i> aos resíduos do modelo VAR estimado..... | 31 |
| Tabela 13 - Teste de <i>Breusch-Pagan/Cook-Weisberg</i> | 31 |
| Tabela 14 - Teste <i>White</i> | 32 |
| Tabela 15 - Estimação do VIF para cada variável | 32 |
| Tabela 16 - Estabilidade do modelo VAR estimado | 33 |
| Tabela 17 - Tabela numérica do Impulso-Resposta da variável “diff_LDI” sobre o Consumo..... | 34 |
| Tabela 18 - Tabela numérica do Impulso-Resposta da variável “diff2_Wealth” sobre o Consumo | 35 |
| Tabela 19 - Tabela numérica do Impulso-Resposta da variável “diff_LSSW” sobre o Consumo..... | 36 |
| Tabela 20 - Tabela numérica do FEDV da variável “diff_LDI” sobre o Consumo | 37 |
| Tabela 21 - Tabela numérica do FEDV da variável “diff2_Wealth” sobre o Consumo..... | 38 |
| Tabela 22 - Tabela numérica do FEDV da variável “diff_LSSW” sobre o Consumo | 39 |
| Tabela 23 - Representação numérica da causalidade à <i>Granger</i> | 40 |

Índice de figuras

| | |
|--|----|
| Figura 1 - Representação gráfica da variável logaritmo da riqueza do sistema de segurança social ... | 24 |
| Figura 2 - Representação gráfica do Impulso-Resposta da variável “diff_LDI” sobre o Consumo..... | 34 |
| Figura 3 - Representação gráfica do Impulso-Resposta da variável “diff2_Wealth” sobre o Consumo | 35 |
| Figura 4 - Representação gráfica do Impulso-Resposta da variável “diff_LSSW” sobre o Consumo. 36 | |
| Figura 5 - Representação gráfica do FEDV da variável “diff_LDI” sobre o Consumo | 37 |
| Figura 6 - Representação gráfica do FEDV da variável “diff2_Wealth” sobre o Consumo..... | 38 |
| Figura 7 - Representação gráfica do FEDV da variável “diff_LSSW” sobre o Consumo | 39 |
| Figura 8 - Sumário da variável consumo..... | 51 |
| Figura 9 - Representação gráfica da distribuição da variável consumo | 51 |
| Figura 10 - Sumário da variável logaritmo do rendimento disponível dos particulares..... | 52 |
| Figura 11 - Sumário da variável riqueza <i>per capita</i> | 52 |
| Figura 12 - Sumário da variável logaritmo da riqueza do sistema de segurança social | 52 |
| Figura 13 - Teste de <i>Kurtosis</i> à variável consumo | 53 |
| Figura 14 - Representação gráfica da distribuição da variável logaritmo do rendimento disponível dos particulares | 53 |
| Figura 15 - Teste de <i>Kurtosis</i> à variável logaritmo do rendimento disponível dos particulares | 53 |
| Figura 16 - Representação gráfica da distribuição da variável riqueza <i>per capita</i> | 54 |
| Figura 17 - Teste de <i>Kurtosis</i> à variável riqueza <i>per capita</i> | 54 |
| Figura 18 - Representação gráfica da distribuição da variável logaritmo da riqueza do sistema de segurança social..... | 54 |
| Figura 19 - Teste de <i>Kurtosis</i> à variável logaritmo da riqueza do sistema de segurança social | 55 |
| Figura 20 - Representação gráfica da variável consumo | 55 |
| Figura 21 - Representação gráfica das primeiras diferenças da variável consumo | 55 |
| Figura 22 - Representação gráfica da variável logaritmo do rendimento disponível dos particulares. | 56 |
| Figura 23 - Representação gráfica da variável riqueza <i>per capita</i> | 56 |
| Figura 24 - Função de autocorrelação (FAC) e Função de autocorrelação parcial (FACP) | 57 |
| Figura 25 - Recessão incluindo todos os <i>lags</i> | 58 |

Glossário de Siglas

| | |
|-------------|---|
| ADF | <i>Augmented Dickey–Fuller</i> |
| AIC | <i>Akaike Information Criterion</i> |
| EUA | Estados Unidos da América |
| FAC | Função de autocorrelação |
| FACP | Função de autocorrelação parcial |
| FEDV | <i>Forecast Error Variance Decomposition</i> |
| FPE | <i>Final Prediction Error</i> |
| HQIC | <i>Hannan–Quinn Information Criterion</i> |
| INE | Instituto Nacional de Estatística |
| IPC | Índice de Preços no Consumidor |
| IRF | <i>Impulse Response Functions</i> |
| OCDE | Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico |
| OLS | <i>Ordinary Least Squares</i> |
| PAYG | <i>Pay-as-you-go</i> |
| PIB | Produto Interno Bruto |
| SBIC | <i>Schwarz Bayesian Information Criterion</i> |
| UE | União Europeia |
| VAR | <i>Vector Autoregressive Model</i> |
| VECM | <i>Vector Error Correction Model</i> |
| VIF | <i>Variance Inflation Factor</i> |

1. Introdução

A presente dissertação pretende investigar qual é o impacto do sistema de segurança social na poupança dos portugueses, sendo que os sistemas de segurança social desempenham um papel fundamental na proteção financeira dos agentes económicos, especialmente durante a idade de reforma, influenciando diretamente o comportamento das famílias. Compreender como este sistema impacta a poupança dos portugueses é essencial para avaliar a sua eficácia e sustentabilidade a longo prazo. Ao adotar uma abordagem trimestral e ao incluir um número significativo de observações, esta dissertação proporciona uma visão única e aprofundada sobre o tema em Portugal.

É de extrema importância académica e prática estudar este tema, pois a poupança privada desempenha um papel crucial na estabilidade económica e no desenvolvimento financeiro de um país. O sistema de segurança social, por sua vez, é um dos pilares fundamentais do bem-estar social, assegurando rendimentos para a população idosa e outros grupos vulneráveis. No entanto, verificar se este sistema influencia a capacidade e a disposição dos agentes económicos para poupar é um tema que requer uma análise detalhada e fundamentada. A relação entre o sistema de segurança social e a poupança privada é complexa, visto que envolve aspetos como a confiança no sistema, as expectativas de rendimento futuro, o comportamento económico dos agentes económicos, entre outros.

A importância académica desta questão reside no facto de que a poupança privada é uma variável essencial para o crescimento económico, a acumulação de capital e a estabilidade financeira. Compreender o impacto do sistema de segurança social na poupança pode fornecer informações valiosas para economistas, decisores políticos e académicos. Este conhecimento é fundamental para desenhar políticas mais eficazes que promovam a sustentabilidade financeira do sistema de segurança social sem comprometer a capacidade de poupança das famílias. Além disso, ao investigar esta relação em Portugal, um país com um sistema de segurança social bem estabelecido, mas com desafios económicos específicos, a dissertação contribui para a literatura existente através de múltiplas formas e com análises contextualizadas.

Esta investigação pode ajudar a esclarecer se de facto as políticas de segurança social afetam ou não o comportamento económico. Esta compreensão é crucial num contexto em que muitos países, incluindo Portugal, enfrentam pressões demográficas e económicas que ameaçam a sustentabilidade dos seus sistemas. Estudar esta relação fornece uma base empírica para avaliar o equilíbrio entre a proteção social e a promoção da poupança privada, ajudando-se a identificar estratégias que possam fortalecer ambos os aspetos.

A questão científica central desta dissertação é verificar “Qual é o impacto do sistema de segurança social português sobre a poupança privada?”, durante o terceiro trimestre do ano de 2001 e o terceiro trimestre do ano de 2022. Os trabalhos de *Martin Feldstein* foram fundamentais para a análise do impacto do sistema de segurança social na poupança privada. Estes fornecem a base teórica e empírica para a investigação, extraíndo-se a equação que ajuda a estimar o respetivo impacto. As contribuições

de *Feldstein* ajudaram a compreender os mecanismos através dos quais a segurança social pode influenciar a acumulação de capital e o comportamento de poupança dos agentes económicos. Ao longo dos anos verifica-se que existe aprovações e contestações científicas ao que *Feldstein* desenvolveu, nomeadamente nos Estados Unidos da América.

A *life cycle theory* desempenha um papel fundamental na relação entre o consumo e a poupança, sendo que para diversos autores esta teoria é uma das principais razões pela qual a poupança agregada privada sofre um impacto negativo dos sistemas de segurança social. Contudo, não é a única razão, visto que para outros pode-se justificar este impacto através das altas taxas de substituição do salário na idade de reforma. Todavia, verifica-se que existe resultados opostos, justificados pelo *recognition effect* ou pelo facto de os agentes económicos considerarem a poupança como complementar aos benefícios auferidos pelos sistemas de segurança social. Não obstante, existe estudos que não conseguem apresentar uma relação entre ambas as dimensões.

A metodologia adotada basou-se na aplicação de uma abordagem quantitativa para estimar o impacto do sistema de segurança social português na poupança, durante o terceiro trimestre do ano de 2001 e o terceiro trimestre do ano de 2022. A equação que se irá utilizar para verificar este impacto, foi desenvolvida por *Feldstein*, adaptada para o contexto português e para uma periodicidade trimestral, considerando-se quatro variáveis: o consumo, o rendimento disponível, a riqueza privada e a riqueza do sistema de segurança social. Tal como a equação estimada, a riqueza do sistema de segurança social é uma variável que se irá estimar, diferenciando-se da literatura existente por adotar uma abordagem trimestral. O modelo econométrico *Vector Autoregressive*, incluiu testes de diagnóstico e análises de impulso-resposta, de decomposição da variância do erro de previsão e de causalidade à *granger*, de forma a garantir a estabilidade dos resultados e a validade das conclusões extraídas.

Os resultados obtidos revelaram que o sistema de segurança social português não tem impacto na poupança dos agentes económicos portugueses. Especificamente, os testes econométricos indicaram que, apesar de existir uma relação coletiva entre as variáveis, o efeito direto do sistema de segurança social na poupança não existe, ao contrário de estudos anteriores, contudo em contextos diferentes. O presente resultado poderá indicar múltiplos aspetos, desde os agentes económicos deterem confiança no sistema de segurança social português, a baixa literacia financeira, e/ou a existência de baixos rendimentos.

A dissertação contribui para a literatura existente de vários formas, sendo realizada no contexto português, com um intervalo de tempo inferior ao normalmente utilizado, com um maior número de observações e com a estimação da variável riqueza do sistema de segurança social, permitindo-se compreender de forma mais aprofundada e detalhada este tema.

A presente dissertação inicia-se com a introdução à dissertação no primeiro capítulo, seguindo-se para o segundo capítulo denominado por enquadramento teórico e revisão de literatura, que se subdivide em três subcapítulos, o sistema de segurança social, o sistema de segurança social português e a poupança. No terceiro capítulo têm-se a metodologia e os dados utilizados no desenvolvimento da

dissertação, em que consequentemente analisa-se o modelo econométrico e as respetivas variáveis. Prossegue-se para o quarto capítulo discutindo os resultados empíricos alcançados. Termina-se com o quinto capítulo que conclui a dissertação, destacando-se os principais aspetos da mesma.

2. Enquadramento Teórico e Revisão de Literatura

a. Sistema de Segurança Social

O regime de pensões dos diversos sistemas de segurança social, tem vindo a desenvolver-se de forma mais rápida em termos académicos desde o início de século XXI, tanto na área da economia pública, como na política pública (Docquier & Paddison, 2003; Mertens, 2017). Isto deveu-se principalmente a dois fatores. O primeiro, em função de um aumento generalizado dos gastos com estes sistemas e a sua relevância no Produto Interno Bruto (PIB) dos países (Sabelhaus & Henriques Volz, 2020). Como por exemplo, o sistema de segurança social norte americano, em 2003 representou cerca de 37% dos gastos do governo, tendo um peso total de cerca de 7% do PIB do país, significando assim ser uma componente bastantes significativa nos Estados Unidos da América (EUA) (Feldstein, 2005). O segundo, a transformação de uma estrutura etária mais jovem, para uma mais envelhecida, sendo esta a principal razão para o aumento dos custos com pensões/benefícios fornecidos pelos sistemas de segurança social, sobretudo nos países mais desenvolvidos. Estes dois motivos, já trazem e continuarão a trazer, instabilidade no mercado do trabalho, aumentos dos gastos públicos, diminuição das taxas de poupança, entre outros (Docquier & Paddison, 2003). Como referido anteriormente, o existente envelhecimento populacional fará com que esta rubrica se torne mais significativa com o passar dos anos, sendo essencial estudá-la e reformulá-la sempre que necessário (Feldstein, 2005).

Os sistemas de segurança social desempenham um papel crucial ao combater os riscos económicos e sociais que os agentes económicos enfrentam no dia a dia (Kaplan, et al., 2023). O estudo sobre estes sistemas permite identificar os seus efeitos em várias variáveis macroeconómicas, permite compreender os mecanismos de transmissão das políticas fiscais, permite perceber eventuais reformas estruturais, entre outros (Mozayeni, 2019; Gechert, et al., 2021; Kaplan, et al., 2023). A estruturação de um sistema de segurança social é importante para ajudar a prever e a compreender o comportamento da poupança e de outras variáveis macroeconómicas de um país (Gebeşoğlu, et al., 2023). O mau desempenho destes sistemas provoca consequências negativas para a *performance* económica e financeira de um país, desde a má distribuição dos rendimentos, a ineficiência de justiça social, a cargas fiscais mais agressivas, entre outros (Feldstein, 2005; Sabelhaus & Henriques Volz, 2020).

Na União Europeia (UE), as políticas sociais representam um papel fundamental na melhoria da qualidade de vida dos cidadãos, sendo significativamente relevante nos orçamentos dos estados-membros da UE (Galasso & Profeta, 2002; Docquier & Paddison, 2003; Korzeniowska, 2021; Gechert, et al., 2021). Embora, os estados-membros apresentem níveis de desenvolvimento semelhantes, existem grandes diferenças nas suas políticas sociais, que se devem maioritariamente a fatores culturais, linguísticos e institucionais. Visto que vivemos numa era de globalização, os fatores culturais tendem a alterar-se ao longo dos tempos, influenciando como as diversas políticas sociais afetam os agentes económicos (Kaplan, et al., 2023). Os fatores institucionais, afetam a população através de diversas vias,

tais como o nível de desenvolvimento dos mercados financeiros, o funcionamento dos sistemas de pensões e o fiscal, entre outros (Korzeniowska, 2021).

A eficiência e a comparabilidade das políticas sociais europeias têm vindo a ser amplamente refutado em debates políticos e teóricos, tanto no âmbito do envelhecimento populacional, como nas políticas desenvolvidas que cumpram com as normas europeias, como também no contexto da crise económica. Dito isto, são identificados quatro modelos de despesa social nos países europeus: o modelo escandinavo; o modelo continental; o modelo anglo-saxónico; e o modelo mediterrânico, sendo que as diferenças entre eles se devem aos fatores descritos anteriormente. Portugal encontra-se no modelo mediterrânico, juntamente com Espanha, Grécia e Itália, onde é constado que este modelo tem vindo a aumentar a despesa social em relação ao PIB, sendo que entre o ano 2000 e 2011 ocorreu um aumento de 35%. O modelo mediterrânico tem uma característica de menor despesa social em comparação com o modelo escandinavo e continental, permitindo assim uma maior reconciliação entre trabalho e a família, no entanto, menor presença feminina no mercado de trabalho (Antonelli & Bonis, 2018). Contudo, as políticas sociais de qualquer um dos modelos dividem-se em três principais objetivos: combater a exclusão social; reduzir a concentração de riqueza; e a manutenção de um padrão de vida normal entre todos. No entanto, observa-se que a coordenação das políticas sociais é um processo moroso e complicado, em que por vezes as entidades responsáveis não conseguem atingir todos os objetivos propostos, independentemente do modelo adotado, contudo é verificado que a maioria dos países tem um melhor desempenho no objetivo de reduzir a exclusão social (Antonelli & Bonis, 2018; Korzeniowska, 2021). O modelo de despesa que tende a obter melhores resultados é o escandinavo, visto que o montante de despesa social despendido é significativamente superior aos outros modelos, sobretudo em comparação com o modelo anglo-saxónico e o mediterrânico (Antonelli & Bonis, 2018).

Os programas de segurança social são totalmente diferentes dos programas privados de seguro social, no entanto, ambos diminuem o risco de não ter uma pensão no futuro ou de não auferir qualquer tipo de rendimento se o agente económico ficar desempregado. Os programas privados não são obrigatórios e tendem a funcionar como um seguro, enquanto os programas de segurança social tendem a ter carácter obrigatório através do pagamento de uma contribuição (Feldstein, 2005).

Nos EUA os programas de segurança social não têm carácter de distribuição de rendimento, ou seja, todos os beneficiários de qualquer um dos programas do sistema de segurança social, são agentes económicos que em momentos anteriores contribuíram para o sistema, podendo obter benefícios posteriormente. Não obstante, existe uma certa parte destes programas que beneficiam agentes económicos que não teriam direito a usufruir destes, contudo estes representam uma pequena porção. A razão pela qual o sistema de segurança social dos EUA não é um esquema que reparte os rendimentos, é porque os que mais contribuem para o sistema são os que mais dele beneficiam, visto que normalmente têm por exemplo uma esperança de vida maior (Feldstein, 2005). Nos EUA os cuidados médicos na sua maioria são providenciados através de seguros privados e não através do sistema de segurança social. Estes seguros por vezes não são facilmente acessíveis para os agentes económicos que se encontram

financeiramente mais debilitados e por isso as classes que mais contribuem para o sistema, são as que conseguem pagar os seguros e com isso tendem a ser as que conseguem atingir idades mais avançadas, que consequentemente usufruem de benefícios por mais tempo. *Coronado, et al.* (2000) citado em (Feldstein, 2005), demostrou que o coeficiente de *Gini* não se alterou quando relacionou as contribuições que os agentes económicos pagam e os apoios/benefícios que recebem.

Em todos os modelos de despesas sociais é constatado que a segurança social é sempre financiada pelas contribuições que os agentes económicos pagam. No entanto, muitos sistemas de segurança social à volta do mundo apresentam-se desequilibrados financeiramente, verificando-se que são necessárias outras fontes de financiamento para suportar os seus orçamentos, como por exemplo tendo acesso a outras fontes de receitas dos governos (Korzeniowska, 2021).

Vários estudos demonstram que os sistemas de segurança social podem afetar significativamente a oferta no mercado de trabalho, sobretudo nos países desenvolvidos. A Coreia do Sul é um dos membros da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico (OCDE) que enfrenta as maiores taxas de envelhecimento populacional e as mais baixas taxas de fertilidade, tendo dificuldade em sustentar o seu sistema de pensões. Neste país, a população empregada tende a trabalhar até idades mais avançadas para assegurar estabilidade financeira na idade de reforma, verificando-se que em 2016 a idade média de saída do mercado de trabalho se situava nos 72 anos. A maior longevidade no mercado de trabalho acarreta outras consequências sociais, visto que os jovens do país poderão não ter oportunidades para entrarem no mercado de trabalho, não conseguindo contribuir para o sistema de segurança social (Jun, 2020).

Esta consequência, normalmente gera uma maior pressão nos sistemas de segurança social, podendo afetar negativamente os apoios sociais prestados e aumentando consequentemente o risco de pobreza. No entanto, constata-se que se não houver incentivos à reforma, a população mais envelhecida irá resistir no mercado de trabalho, prejudicando a entrada dos mais jovens no mesmo (Jun, 2020). Ainda assim, o adiamento da entrada da população na reforma, faz diminuir os gastos públicos com os sistemas e diminuir a taxa de poupança privada, já que os agentes económicos irão beneficiar durante menos tempo de uma pensão (Garcia, et al., 2019). Desta forma, é importante que existam políticas públicas eficientes para estabilizar o financiamento dos sistemas de segurança social, diminuindo consequentemente o risco de pobreza (Galasso & Profeta, 2002; Jun, 2020).

Mais constata-se que um aumento nas pensões, gera uma maior segurança financeira aos agentes económicos de um país, no entanto, tende a destabilizar os sistemas de segurança social (Jun, 2020). Como por exemplo, em Portugal as pensões são atualizadas a partir do dia 1 de janeiro de cada ano, tendo em conta o PIB e Índice de Preços no Consumidor (IPC) registados no ano anterior. Em qualquer que seja o cenário do valor do crescimento real do PIB, as pensões são sempre atualizadas de acordo o IPC, mais/menos uma determinada percentagem que depende do PIB registado. Ora, se os sistemas têm de fazer aumentos anuais de acordo com a inflação e se existir cada vez menos pessoas a contribuir para

o pagamento das pensões, isto poderá criar instabilidade nos sistemas de segurança social (Assembleia da República, 2006).

Os sistemas de segurança social um pouco por todo o mundo enfrentarão desafios relacionados com a sua sustentabilidade, a medida que verificam um rápido aumento dos custos com pensões, devido a uma população fortemente envelhecida (Feldstein, 2001; Gustman & Steinmeier, 2015; Lagoa & Barradas, 2019). Os países europeus, para além dos desafios normais que os sistemas de segurança social estão a enfrentar, encontram uma outra adversidade, visto que na UE os cidadãos podem trabalhar dentro de qualquer país pertença a mesma (Feldstein, 2001).

Dentro da UE, os vários países têm políticas sociais e sistemas de segurança social distintos, regidas por cada governo. No entanto, existem algumas características idênticas, como o seu financiamento – através da cobrança de impostos – e os benefícios recebidos pelos agentes económicos que tendem a depender do número de anos de trabalho, da média salarial, entre outros (Feldstein, 2001).

Os sistemas de segurança social que utilizam o método *pay-as-you-go* (PAYG), são sistemas normalmente associados aos governos de cada país (Galasso & Profeta, 2002; Bloom, et al., 2007). Nestes sistemas são usados os impostos recebidos hoje para financiar as pensões hoje, ou seja, existe uma transferência de recursos dos mais jovens para os agentes económicos mais envelhecidos (Feldstein, 2001; Galasso & Profeta, 2002; Docquier & Paddison, 2003; Bloom, et al., 2007). A grande parte dos países desenvolvidos seguem este modelo, incluindo os da UE, cuja prática aumentou no decurso das últimas décadas (Galasso & Profeta, 2002). Visto que a população está a envelhecer, os impostos arrecadados por parte dos sistemas de segurança social precisariam de aumentar, sendo que na maioria dos países da UE estes teriam de aumentar em cerca de 50% (Feldstein, 2001; Baptista, 2023).

É de referir que os sistemas que adotam o modelo PAYG, podem não incentivar à poupança privada dos agentes económicos para os anos de reforma (Kemnitz & Wigger, 2000; Docquier & Paddison, 2003). É constatado que um país que adote este modelo, poderá apresentar um crescimento económico mais lento, visto que este crescimento está fortemente correlacionado com o investimento, que por sua vez está dependente da poupança, que diminui por não existirem incentivos para poupar. Ainda assim, se um sistema adotar este modelo poderá obter crescimento económico mais acelerado, se e só se houver um crescimento do capital humano de acordo com Lucas (1988) citado em Kemnitz & Wigger (2000) e (Docquier & Paddison, 2003). O principal motivo deste crescimento, é devido ao facto de que existe a transferência de conhecimentos de geração em geração, levando a uma maior produtividade, ou seja, visto que já são utilizados conhecimentos anteriormente desenvolvidos, é possível evoluir ainda mais qualquer competência (Kemnitz & Wigger, 2000; Docquier & Paddison, 2003).

Como referido anteriormente a UE enfrenta um problema maior, visto que um agente económico pode pertencer a um país, mas trabalhar em dois ou mais países (dentro da UE) e reformar-se em um deles. Os sistemas europeus não estão preparados para tais mudanças, não sendo fácil calcular a pensão de um agente económico que durante a sua vida ativa paga impostos em diversos países da UE (Feldstein, 2001). Contudo, existem vários modelos que teoricamente conseguem ultrapassar este

problema que a UE enfrenta e alguns destes também conseguem ser alternativas teoricamente viáveis para os sistemas de segurança social financeiramente desequilibrados.

Uma das opções, poderá ser o sistema misto designado “*A Notional Defined Contribution System*”, que consiste na transferência das contribuições do agente económico para o sistema de segurança social que ele irá começar a contribuir, sempre que mude de residência dentro da UE. Como exemplo, consideremos um português que trabalha durante 10 anos em Portugal e fez as suas contribuições para o sistema de segurança social português e ao fim desses 10 anos se muda para outro país europeu. O que irá acontecer é que as contribuições para o sistema português irão ser transferidas para o país para o qual se mudou, procedimento que continua até ao país em que se reformar (Feldstein, 2001). Contudo, esta solução pode apresentar várias restrições administrativas e económicas (Feldstein, 2001; Feldstein, 2005).

Alguns dos países da OCDE já dispuseram aos seus agentes económicos incentivos à poupança de longo prazo, através de sistemas de pensões privados, sendo que estes sistemas também podem ser uma solução para os modelos anteriormente referidos. Os sistemas de pensão privada apoiados pelos governos poderão ter impactos positivos na poupança no longo prazo, que porventura terão efeitos no crescimento económico e na redução das despesas. Estes sistemas tendem a ser voluntários, ou seja, os agentes económicos normalmente é que decidem qual é a porção do seu rendimento que vai sustentar a pensão futura, no entanto, alguns países apresentam alguns requisitos obrigatórios (Gebeşoğlu, et al., 2023).

Posto isto, verifica-se que é importante haver reformas estruturais nos sistemas de segurança social para assegurar a sua sustentabilidade financeira, através da implementação de sistemas mistos ou privados (Feldstein, 2001; Galasso & Profeta, 2002; Feldstein, 2005; Feldstein, 2005). Uma nota importante a ter em consideração é que em todo o tipo de modelos mistos, uma componente que se encontra sempre presente é a continuação do modelo PAYG, sendo que a(s) outra(s) componente(s) são diferentes, variando de modelo para modelo (Galasso & Profeta, 2002). Também se constata um maior interesse pelos estudos dos sistemas totalmente privados ou mistos nos últimos anos, em comparação com os outros modelos mais tradicionais (Gebeşoğlu, et al., 2023).

Já diversos países apresentam sistemas de segurança social mistos, como é o caso da Suécia, da China, da Austrália, do Chile, entre outros e até os EUA teve este plano em discussão durante a governação do Presidente Clinton e Bush (Feldstein, 2005; Feldstein, 2005).

Alguns sistemas de segurança social estão a beira do precipício se não mudarem as diretrizes adotadas. As políticas que podem ser adotadas divergem de governo para governo, desde do corte dos benefícios dispendidos, até ao cenário oposto que faz expandir ainda mais os prêmios que os agentes económicos recebem e consequentemente os sistemas de segurança social (Slavov, et al., 2018).

b. Sistema de Segurança Social portuguesa

A segurança social portuguesa é um sistema que garante a uniformidade de oportunidades a todos os cidadãos, como os seus respetivos direitos. Esta instituição promove o bem-estar e a coesão social para todos os cidadãos que atuam profissionalmente ou residam em Portugal. Tem como objetivos assegurar o direito à segurança social, proporcionar melhores condições sociais, garantir a proteção social e promover equidade (Segurança Social, s.d.).

Esta instituição foi criada em 1919, intitulada como sistema de seguros sociais obrigatórios, onde era constituída maioritariamente pelos trabalhadores por conta de outrem com rendimentos inferiores a um determinado montante. Em 1935 com a implementação de vários diplomas, conseguiram assegurar um sistema estruturado, no entanto, só em 1962 e através de uma reforma estrutural, o sistema evolui para a proteção social relacionada com a maternidade e os encargos familiares (Segurança Social, s.d.).

Após o 25 de abril, a segurança social passou a ser um direito universal para os portugueses sendo estabelecido no artigo 63º da constituição da República Portuguesa, onde foi inserido neste sistema a pensão social, que abrangeu toda população com idade superior aos 65 anos e a população inválida. Em 1984, é aprovada a primeira lei de bases da segurança social, onde foi criado o subsídio de desemprego, reduzida a taxa de contribuição para pessoas com deficiência, reformulado os subsídios à doença, regulamentado e definido a proteção na maternidade e na paternidade, inserido a taxa social única, estabelecido a pensão unificada, entre outras mais (Segurança Social, s.d.).

Nos anos 90, verificou-se uma contínua evolução referente aos apoios sociais que foram referidos anteriormente e um maior desenvolvimento na sustentabilidade financeira do sistema, através da criação do Fundo de Estabilização Financeira da Segurança Social, da deliberação da taxa contributiva global (34.75%), entre outras. Por fim, é a partir do século XXI, é instaurado a segunda lei de bases do sistema de solidariedade e segurança social, onde continua-se a verificar a evolução dos apoios sociais, tendo em conta a realidade dos anos 2000 e seguintes (Segurança Social, s.d.).

c. Poupança

Um país com um mercado financeiro desenvolvido consegue fornecer a sua população um maior conhecimento sobre os instrumentos financeiros e normalmente os agentes económicos apresentam uma maior utilização dos mesmos, ou seja, maior literacia financeira. A maior utilização de instrumentos financeiros gera uma maior poupança junto os agentes económicos, diminuindo a propensão para pedir ajudas sociais (Mertens, 2017; Korzeniowska, 2021).

A poupança é determinada pela diferença entre o rendimento e consumo, ou seja, o excedente que os diversos agentes económicos dispõem após o consumo de uma parte do seu rendimento. Em termos macroeconómicos numa economia fechada ao exterior, podemos verificar que o rendimento é igual ao valor de produção, ou seja, a soma entre o consumo e o investimento, em que podemos afirmar que a poupança é igual ao investimento (Keynes, 2010). A poupança é um dos elementos fundamentais para

crescimento económico, uma vez que cria investimento e consequentemente crescimento económico e assim sucessivamente (Garcia, et al., 2019).

Os países que apresentam taxas de poupança elevadas, tendem a ter uma maior intensidade de capital, melhores condições de vida e maior produtividade. Entre 1960 e 1974, a média da poupança bruta de 21 países da OCDE era de 25% do produto interno bruto. Durante esse período, constatou-se que o Japão tinha uma poupança média bruta de 37.2%, enquanto o Reino Unido e EUA obtiveram uma média de 18.4% e 18.6%, respetivamente. Os sistemas de segurança social tiveram um enorme impacto nos países industrializados, tendo em conta que os benefícios provenientes dos mesmos era a principal fonte de financiamento do consumo dos agentes económicos reformados, sobretudo nos EUA (Feldstein, 1979).

O *life cycle theory*, na sua versão mais simples, diz que os agentes económicos alteram o seu consumo consoante o valor descontado para o presente da sua riqueza, ou seja, independentemente da forma que este recebe mais uma unidade monetária, seja através da valorização da casa, seja rendimento ou outros, o seu consumo ir-se-á alterar da mesma forma (Levin, 1998). No entanto, de acordo com *behavioral life-cycle model* desenvolvido por Shefrin e Thaler (1988), os ativos que constituem a riqueza dos agentes económicos têm efeitos variados sobre o consumo dos mesmos (Levin, 1998).

No modelo tradicional de *Harrod-Modigliani* (1970) a introdução de um sistema de pensões fará reduzir a poupança privada, ou seja, o valor presente das contribuições que um agente económico irá receber no futuro tende a aumentar o consumo hoje, diminuindo consequentemente a poupança (Feldstein, 1979; Levin, 1998; Slavov, et al., 2018). Se existir um sistema de pensões, o consumo dos agentes económicos irá aumentar, porque o modelo *life cycle theory of saving* pressupõem que os agentes económicos durante a vida ativa apenas irão poupar o suficiente para garantir um certo nível de consumo na idade de reforma. Portanto, visto que os agentes económicos sabem que irão receber um determinado montante de unidade monetárias na idade de reforma por parte dos sistemas de segurança social, então irão diminuir a sua poupança hoje porque para manter um determinado nível consumo na reforma será preciso poupar menos hoje (Streb & Lehmann-Hasemeyer, 2018). De acordo com o modelo *life cycle theory of saving*, alguns dos programas sociais provenientes dos sistemas de segurança social fazem diminuir a poupança agregada privada (Feldstein, 1979; Feldstein, 1980; Streb & Lehmann-Hasemeyer, 2018).

Para Feldstein (1979), o sistema de segurança social dos EUA fez diminuir a poupança privada e dessa forma a poupança agregada. Como exemplo, o autor afirma que em 1972 a riqueza da segurança social era de 1,85 triliões de dólares americanos e a estimação do coeficiente entre esta variável e o consumo era de 0,024, significando que o consumo aumentou em 44,4 biliões de dólares americanos, diminuindo consequentemente a poupança (Feldstein, 1979). Ainda de acordo com Feldstein (1980), reestimando a equação do modelo desenvolvido anteriormente por (Feldstein, 1979), chegou às mesmas conclusões, tendo adicionado cinco anos na amostra de dados. Ou seja, em diversos estudos e em diversos anos de observação, é constatado que o sistema de segurança social dos EUA fez diminuir a

poupança privada (Feldstein, 1979; Barro, et al., 1979; Feldstein, 1980; Feldstein, 1980; Slavov, et al., 2018).

Como referido anteriormente, se a poupança é igual ao investimento, sempre que ocorre uma diminuição da poupança, o investimento diminui, que consequentemente reduz o crescimento económico (Busch & Wüger, 1981; Keynes, 2010). Segundo este pressuposto, o investimento de uma economia é restringido à poupança agregada, ou seja, se o sistema da segurança social e as suas políticas afetarem negativamente a poupança agregada, iremos observar uma diminuição no crescimento económico de um país (Busch & Wüger, 1981). Na Alemanha, entre 1970 e 2018, ocorreram choques positivos no consumo privado devido a mudanças legislativas do sistema de segurança social (Gechert, et al., 2021). Verificou-se que, quanto maior forem os benefícios que os agentes económicos esperam vir a receber no futuro, mais o seu consumo aumenta no presente, impulsionando positivamente o PIB, mas apenas no curto prazo (Gechert, et al., 2021), e se seguirmos a lógica de que a poupança é igual a diferença entre o rendimento e o consumo, isto traduzir-se-á numa poupança mais reduzida.

Para Barro et al. (1979) e Slavov et al. (2018), altas taxas de substituição do salário na idade de reforma, diminuem os motivos para que os agentes económicos poupem durante a sua vida ativa. Assim, nos EUA, um agente económico que se reforme aos 65 anos com um salário médio ao longo da sua vida ativa, receberá da segurança social um benefício que pode representar cerca de 80% do seu salário médio. Outro facto constado é que são as famílias de baixos e médios-baixos rendimentos que tendem a contribuir menos para os sistemas de segurança social e as que geram menos poupança. Já em relação às classes média-alta e alta, as que mais contribuem, são também as que mais pouparam, visto que a taxa de substituição do seu salário é inferior ao dos agregados de classes mais baixas. De acordo com Barro et al. (1979), a principal causa pela qual é associado uma influência negativa dos sistemas de segurança social à poupança privada, deve-se essencialmente aos sistemas que utilizam o método PAYG, porque o modelo do *life cycle* utilizado é restrito. Isto deve-se ao facto de que os agentes económicos ao verificarem que irão receber uma pensão na idade de reforma, diminuem a sua poupança na idade anterior à sua reforma. Contudo, só possível chegar a esta conclusão porque é constado que um Governo que adote o método PAYG, detém o monopólio das transferências de recursos monetários entre as várias gerações (Barro, et al., 1979).

Contudo, de acordo com Cagan e Katona (1965) citado em Streb & Lehmann-Hasemeyer (2018), os benefícios que os agentes económicos esperam vir a receber não são substitutos em relação à poupança privada, mas sim complementares. Existem estudos que apontam para resultados opostos, afirmando que existe uma correlação positiva entre os sistemas de segurança social e a poupança privada (Barro & MacDonald, 1979; Busch & Wüger, 1981; Mozayeni, 2019). Alguns destes, consideram que ao apresentar os sistemas de segurança social à população, irá ocorrer o *recognition effect* o que resultará no facto de que agentes económicos ficarão mais motivados em poupar hoje, devido as necessidades financeiras que possivelmente terão na idade de reforma (Busch & Wüger, 1981; Streb & Lehmann-Hasemeyer, 2018).

Ainda é constado que poderá não ocorrer nenhum efeito na poupança privada, como é o caso de um estudo que conclui que entre 1983 e 2012 a riqueza do sistema de pensões público português não teve nenhum efeito na poupança privada (Garcia, et al., 2019).

Esposito (1978) citado em (Barro, et al., 1979) ao introduzir algumas mudanças em um dos modelos desenvolvido por (Feldstein, 1974), permitiu chegar conclusão de que de facto os resultados obtidos por (Feldstein, 1974) não eram rigorosos, o que poderá significar que a poupança não sofre efeitos negativos por parte dos sistemas de segurança social. *Rocher e Stierle* (2015) citado em (Mozayeni, 2019), a razão pela qual a poupança dos agentes económicos varia, depende da cultura e da economia do país, constando-se assim que este pensamento leva a questionar o modelo do *life cycle*, que para muitos autores encontra-se incompleto.

No entanto, mesmo que a poupança possa não ter sofrido efeitos negativos no passado referentes aos benefícios pagos pelos sistemas de segurança social, não significa que no futuro não venha a sofrer. A população está a tornar-se mais envelhecida nos países mais desenvolvidos, gerando um aumento dos custos dos sistemas de segurança social com o pagamento de benefícios/pensões, diminuindo a taxa de substituição do salário na pensão. Este aspeto poderá influenciar a poupança negativamente no futuro, afetando a população, que à partida terá de permanecer na vida ativa durante mais anos, que porventura fará com que exista uma diminuição da sua taxa de poupança ao longo da sua vida ativa (Barro, et al., 1979).

Para *Feldstein* (1979), os sistemas de segurança social não reservam ativos de forma a cumprirem com as suas obrigações futuras, ou seja, ao contrário dos sistemas de pensões privados – que fazem os agentes económicos pagarem hoje um determinado montante (ativos), para que no futuro estes possam usufruir desses mesmos ativos – os sistemas públicos utilizam os ativos recebidos hoje e os distribuem aos atuais reformados/beneficiários. Este aspeto de não haver uma poupança dos ativos recebidos hoje, faz reduzir a poupança privada hoje, porém em termos de longo prazo não conseguimos retirar esta mesma conclusão (Feldstein, 1979).

Os efeitos dos sistemas de segurança social na poupança privada podem ser modificados para apresentar efeitos positivos ou negativos, sendo sempre afetado pelos parâmetros a estimar escolhidos (Barro & MacDonald, 1979; Barro, et al., 1979). Como exemplo, e de acordo com *Barro & MacDonald* (1979) e *Barro et al.* (1979), foram obtidos resultados opostos usando dados de corte transversais e séries temporais, para os mesmo anos e países em estudo.

Não existe unanimidade no impacto que os sistemas de segurança social têm na poupança privada, visto que existem autores que concluem que este é negativo, outros que é positivo e outros que afirmam que esse impacto não é estatisticamente significativo, mesmo apresentando alguma influência negativa (Barro, et al., 1979; Feldstein, 1980; Busch & Wüger, 1981; Slavov, et al., 2018; Garcia, et al., 2019; Mozayeni, 2019; Gebeşoğlu, et al., 2023). O resultado obtido é sempre afetado pela qualidade dos dados utilizados na análise, a forma como se definem as variáveis no modelo de estudo, quantas e quais as variáveis escolhidas, entre outros (Barro, et al., 1979; Busch & Wüger, 1981; Gebeşoğlu, et al., 2023).

Como exemplo, uma das variáveis de difícil estimação é o valor dos benefícios que os agentes económicos irão receber no futuro descontados para o presente, que normalmente é denominado pela riqueza da segurança social (Barro, et al., 1979; Feldstein, 1980; Sabelhaus & Henriques Volz, 2020). Esta variável tende a variar ao longo dos anos, podendo ser considerada como uma poupança pública que os agentes económicos detêm, porque caso os sistemas de segurança social não utilizem todas as contribuições cobradas, isso gerará uma poupança para os sistemas que consequentemente ajudará a sustentar os futuros pensionistas (Sabelhaus & Henriques Volz, 2020).

Vários estudos reformularam um dos primeiros estudos que (Feldstein, 1979) desenvolveu, sendo que alguns desses adicionaram outras variáveis ao modelo, resultando em estimações diferentes, em que algumas corroboraram a conclusão encontrada primeiramente e outras não (Barro, et al., 1979). Uma das razões ao qual levaram a conclusões diferentes, foi a adição de novas variáveis ao modelo anteriormente desenvolvido por (Feldstein, 1974), como por exemplo o excedente governamental, a oferta monetária M2, entre outras (Barro, et al., 1979). *Feldstein* (1979) e *Barro, et al.* (1979) explica as razões de não ser incluídas algumas das variáveis adicionais mencionadas anteriormente, no entanto, mesmo havendo sua adição existe alguns estudos que relevam resultados semelhantes aos de *Feldstein* (1979) encontrou, de que o sistema de segurança social reduz a poupança privada. Contudo, para *Feldstein* (1980) e *Busch & Wüger* (1981), só é possível obter uma resposta a este impacto através da investigação empírica.

É de referir que existem dois problemas na análise de séries temporais sobre este tema. O primeiro referente à variável riqueza da segurança social, onde existe dificuldade em calculá-la e a determiná-la porque poderá não representar perfeitamente a realidade. Contudo, é concluído que esta tende a captar as variações gerais e significativas do sistema de segurança social (Barro, et al., 1979). O segundo é referente à multicolinearidade que poderá existir entre as variáveis que (Feldstein, 1979) utiliza para estimar o efeito da segurança social na poupança privada, sendo estas o consumo, o rendimento disponível, a riqueza da segurança social, a riqueza privada e os lucros retidos pelas empresas. A multicolinearidade poderá ocorrer devido ao facto que as variáveis mais importantes para este estudo tendem a estar fortemente interligadas entre si, dificultando a estimação dos respetivos coeficientes. É constatado que as pequenas amostra e/ou amostras com variáveis adicionais que não deveriam pertencer à equação de estudo, dificultam ainda mais a estimação correta dos coeficientes (Barro, et al., 1979).

Como exemplo, *Feldstein* (1979) constatou que sem a variável taxa de desemprego, o coeficiente do consumo era de 0,021, no entanto, se adicionasse a variável desemprego já obtinha um coeficiente de 0,010, em que o coeficiente da taxa de desemprego era de 1,17. Ora, isso representa que ao adicionar a taxa de desemprego no modelo existe demasiada correlação entre ambas as variáveis (Feldstein, 1979; Barro, et al., 1979).

Como já referido anteriormente, a demografia de um país também pode influenciar a sustentabilidade financeira dos sistemas de segurança social e consequentemente a taxa de poupança agregada, através de diversos aspectos demográficos, desde migrações, a esperança de vida, as mudanças estruturais familiares, entre outros (Bloom, et al., 2007; Mozayeni, 2019).

A esperança média de vida é um fator muito importante na determinação das taxas de poupanças, como na sustentabilidade financeira dos sistemas de segurança social. Para *Bloom, et al.* (2007), a influência da esperança média de vida na taxa de poupança de um país é explicada através de quatro mecanismos, sendo estes: o crescente aumento de doença em idades mais avançadas que impede os agentes económicos de uma vida mais longínqua; os juros compostos e crescimentos salariais que permitem que os agentes económicos aumentem a sua riqueza; mercados imperfeitos que diminuem o prémio obtido na remuneração das poupanças; beneficiar de um sistema de segurança social que pode diminuir a vida ativa dos agentes económicos (Bloom, et al., 2007).

A geração *baby-boom* é a geração que mais fez aumentar a população reformada nas últimas décadas, fazendo com que as políticas sociais estejam cada vez mais centradas nos sistemas de segurança social, sobretudo nos países europeus (van der Klaauw & Wolpin, 2008). O envelhecimento populacional afeta a sustentabilidade financeira dos sistemas de segurança social (Feldstein, 2001; Jun, 2020), através de uma diminuição dos impostos cobrados aos agentes económicos, através das contribuições para a segurança social e através de um menor consumo da população reformada, ocorrendo assim uma diminuição na arrecadação de impostos por parte dos governos, que consequentemente reduz as receitas dos mesmos e as fontes de financiamento dos sistemas de segurança social (Prammer, 2019).

Em países que verificam aumentos na esperança média de vida, tende a ocorrer um aumento de anos em idade de reforma, influenciando as taxas de poupança. Todavia, os benefícios oferecidos pelos sistemas de segurança social dos demais países, não conseguem ser suficientes, levando a população a aumentar a sua taxa de poupança ao longo da sua vida (Bloom, et al., 2007).

Embora exista uma correlação entre a esperança média de vida e as taxas de poupança, esta correlação irá depender do sistema de segurança social em vigor no país em análise. Ao pré-estabelecer uma idade para ser elegível à reforma e ao aumentar da esperança média de vida, tende a ocorrer um aumento das taxas de poupança na idade ativa, visto que os agentes económicos tendem a ter uma vida mais longínqua após a vida ativa, financiando à priori essa vida através do aumento da taxa de poupança. No entanto, para países onde não existe a implementação de medidas sociais que estabelecem uma idade elegível à reforma, o aumento da esperança média de vida, leva a que a população tenda a ter uma vida ativa maior, e uma menor taxa de poupança (Bloom, et al., 2007).

As taxas de poupança são afetadas de forma diferenciada dependendo do modelo de sistema de segurança social adotado, das políticas sociais, da esperança média de vida, entre outros. Sendo que na maioria dos países desenvolvidos, se verifica um forte envelhecimento populacional, a sustentabilidade financeira dos respetivos sistemas de segurança social será de extrema importância para apoiar os agentes económicos durante a sua vida ativa e a idade de reforma. Tanto a poupança pública, como a privada serão fundamentais para suportar este custo que deverá crescer ao longo dos próximos anos.

3. Metodologia e dados

Com o presente capítulo pretende-se apresentar e caracterizar a equação econométrica que ajudará a responder à questão de investigação “Qual é o impacto do sistema de segurança social português sobre a poupança privada?”. As observações utilizadas neste estudo terão uma frequência trimestral, em que o período compreendido será entre o terceiro trimestre do ano de 2001 e terceiro trimestre do ano de 2022, totalizando 85 observações. Primeiramente será apresentada a equação que ajudará a responder à pergunta de investigação, seguindo-se da descrição da periodicidade e fonte das variáveis utilizadas, consecutivamente as estatísticas descritivas das principais variáveis, a representação gráfica da sua evolução ao longo do tempo de estudo, finalizando-se com uma sucinta descrição de uma das variáveis que foi estimada, o modelo econométrico utilizado e uma breve conclusão.

A equação primeiramente desenvolvida por *Feldstein* (1974) é a seguinte:

$$C_t = \alpha + \beta_1 YD_t + \beta_2 RE_t + \gamma_1 W_{t-1} + \gamma_2 SSW_t \quad (1)$$

No modelo original desenvolvido por *Feldstein* (1974) a variável dependente é consumo no momento t que é representada por (C_t), em que as quatro variáveis independentes são: o rendimento disponível dos particulares no momento t (Y_t); os lucros retidos pelas empresas no momento t (RE_t); a riqueza no momento $t-1$ (W_{t-1}); e a riqueza do sistema de segurança social no momento t (SSW_t). Posteriormente vários investigadores adicionaram diversas variáveis a esta equação, como por exemplo o rendimento disponível dos particulares no momento $t-1$ (YD_{t-1})¹, a taxa de desemprego no momento t (RU_t); o agregado monetário M2 no momento t ($M2_t$), entre outras (Feldstein, 1979; Barro, et al., 1979).

A equação que irá ser utilizada para responder à pergunta de investigação será:

$$C_t = \alpha + \beta_1 YD_t + \beta_2 W_{t-1} + \beta_3 SSW_t \quad (2)$$

Esta equação foi usada quando *Feldstein* (1979) reformulou o estudo em relação ao efeito do sistema de segurança norte americano sobre a poupança. É de referir, que não será utilizada a variável que representa os lucros retidos pelas empresas no momento t (RE_t), devido a dois aspetos. O primeiro porque, de acordo com *Feldstein* (1974), esta variável é inadequada devido à depreciação económica, visto que os lucros retidos pelas empresas normalmente numa perspetiva de longo prazo tendem a ser utilizados para substituição de ativos, afetando diversas várias macroeconómicas. O segundo deve-se ao facto de que esta variável não é medida pelas entidades estatísticas, sendo utilizada como uma *proxy*, visto que a sua obtenção é através de várias variáveis que também não se encontram disponíveis para Portugal, como por exemplo os lucros não distribuídos totais por trimestre. Também não será utilizada a variável rendimento disponível dos particulares no momento $t-1$ (YD_{t-1}), para evitar-se correlação e multicolinearidade entre as variáveis que poderá existir.

¹ *Feldstein* (1979) posteriormente identifica o rendimento disponível no momento t como YD_t . Será utilizada esta identificação no presente trabalho.

Antes de avançar para a análise das variáveis que se encontram na equação (2), deixa-se uma nota sobre α e β_j ($j \geq 1$), os parâmetros do modelo, também conhecidos por coeficientes da regressão. Estes representam a relação existente entre a variáveis independentes e a variável dependente (Curto, 2021).

a. Periodicidade e fonte das variáveis

Nesta subseção, analisa-se os dados e identificam-se as fontes das variáveis que se encontram na equação (2) e outras variáveis que ajudam a estimar duas das variáveis identificadas na equação mencionada, sendo estas o logaritmo do rendimento disponível dos particulares a preços constantes e o logaritmo da riqueza do sistema de segurança social.

O consumo é a variável dependente da equação (2) representada por C_t , em que se utilizará o consumo final das famílias em percentagem do produto interno bruto para o período compreendido entre o terceiro trimestre do ano de 2001 e o terceiro trimestre do ano de 2022. Obteve-se estes dados através do website do *Eurostat* com frequência trimestral, onde já se encontram sazonalmente ajustados, em que a unidade de medida é em percentagem (Eurostat, s.d.). É possível obter-se estes dados desde o primeiro trimestre do ano de 1978 até ao último trimestre do ano de 2023.

Seguidamente passa-se para a variável representada na equação por YD_t , sendo esta o logaritmo do rendimento disponível dos particulares no momento t, com frequência trimestral a preços constantes. Antes de se avançar para a periodicidade e fonte desta variável, refere-se que foi escolhido utilizar o logaritmo desta variável devido a três fatores. O primeiro deve-se ao facto de que esta variável se encontrar representada em milhões de euros, um número muito alto para se analisar. O segundo refere-se ao facto que ao aplicar-se a logaritmação da variável é possível estabilizar a variância e diminuir a assimetria. Por fim, menciona-se que a interpretação dos resultados será mais fácil de analisar, após a aplicação do logaritmo sobre a variável rendimento disponível dos particulares a preços constantes.

Através do website do Banco de Portugal obteve-se a variável denominada por rendimento disponível dos particulares com frequência trimestral a preços correntes em milhões de euros, onde já se encontra ajustada sazonalmente (Banco de Portugal, s.d.). Esta variável encontra-se disponível desde o primeiro trimestre do ano de 1977 até ao último trimestre do ano de 2022, contudo serão apenas utilizados os dados compreendidos no período em estudo. Para utilizar a proxy do logaritmo do rendimento disponível dos particulares a preços constantes, são necessários os dados para o deflator do despesa - PIB. Obteve-se o deflator também através do Banco de Portugal, onde se encontra disponível desde o primeiro trimestre do ano de 1995 até ao segundo trimestre do ano de 2023 (Banco de Portugal, s.d.). O deflator também se encontra corrigido de sazonalidade, com frequência trimestral, medido em percentagem. Após se obter ambas as variáveis, divide-se o rendimento disponível dos particulares de um determinado trimestre pela observação do deflator para aquele respetivo trimestre, obtendo-se assim o rendimento disponível dos particulares a preços constantes. Para finalizar, estima-se o logaritmo desta variável.

Prossegue-se para a variável riqueza que se encontra presente na equação (2), sendo esta designada por W_{t-1} . Obteve-se esta variável através do *website* do Banco Central Europeu, tendo a denominação de “Reavaliações e outras variações da riqueza financeira líquida das famílias, *per capita*, Portugal, Trimestral” (Banco Central Europeu, s.d.). Esta variável apresenta-se com frequência trimestral e encontra-se disponível desde o primeiro trimestre do ano de 2000 até ao terceiro trimestre do ano de 2023, contudo apenas se irão utilizar as observações compreendidas no tempo de estudo anteriormente mencionado. A unidade de medida desta variável é em euros.

A última variável é o logaritmo da riqueza do sistema de segurança social designada na equação (2) por SSW_t . Esta variável é estimada através de diversas variáveis sendo medida em euros. A execução orçamental da segurança social – despesas com pensões é uma das variáveis utilizadas para estimar esta *proxy*, obtendo-se no *website* do Banco de Portugal, encontrando-se disponível desde agosto do ano de 2001 até ao último mês do ano de 2023. Esta variável tem frequência mensal e é medida em euros, contudo irá ser apenas utilizado as observações compreendidas no período em análise (Banco de Portugal, s.d.).

Outra variável necessária para estimar o logaritmo da riqueza do sistema de segurança social é o rendimento disponível dos particulares sendo esta já mencionada anteriormente. A variável população residente também é necessária para se calcular o rendimento disponível dos particulares *per capita* a preços contantes, sendo utilizado dois indicadores de dados ao longo do período de estudo, em que se obteve através de duas fontes: o Banco de Portugal e o Instituto Nacional de Estatística (INE). A principal justificação para tal escolha é que apenas se encontram disponíveis dados trimestrais para esta variável a partir do primeiro trimestre do ano de 2011. Desta forma, desde o primeiro período de estudo utilizado até ao último trimestre do ano de 2010, usa-se dados obtidos no INE com frequência anual, e desde o primeiro trimestre do ano de 2011 até à última observação, usa-se dados obtidos no Banco de Portugal com frequência trimestral (Banco de Portugal, s.d.) (Instituto Nacional de Estatística, s.d.).

Ainda para a estimação do logaritmo da riqueza do sistema de segurança social, é essencial a taxa de rendibilidade de obrigações do Tesouro com taxa fixa e prazo residual de 10 anos e a taxa de inflação, denominadas ao longo dos capítulos por taxa de obrigações nominal e taxa de inflação, respetivamente. Ambas foram obtidas através do Banco de Portugal e detêm uma frequência mensal, sendo medidas em percentagem (Banco de Portugal, s.d.). Por fim, requer-se a variável que representa a probabilidade de sobrevivência de um indivíduo com x anos de vida, atingir y anos de vida, que se obteve no INE com frequência mensal.

Posteriormente explica-se a transformação de cada variável e como estas ajudam a estimar a variável principal na equação (2), logaritmo da riqueza do sistema de segurança social. Desta forma, segue-se para a análise descritiva das principais variáveis da equação (2).

Por fim, apresenta-se uma tabela resumo de tudo o que mencionado nesta subsecção, como pode-se verificar na tabela 1 abaixo.

Tabela 1 - Sumário das variáveis

| Variável | Fonte | Unidade | Ínicio | Fim | Obs. |
|--|-----------------------|------------------|---------|---------|------|
| Consumo | <i>Eurostat</i> | Percentagem | 3Q-2001 | 3Q-2022 | 85 |
| Logaritmo do rendimento disponível | Banco de Portugal | Milhões de euros | 3Q-2001 | 3Q-2022 | 85 |
| Riqueza | Banco Central Europeu | Euros | 3Q-2001 | 3Q-2022 | 85 |
| Logaritmo da riqueza do sistema de seg. social | Multiple sources | Euros | 3Q-2001 | 3Q-2022 | 85 |

Fonte: Elaboração própria

b. Estatísticas descritivas

Neste ponto analisam-se as principais estatísticas descritivas das variáveis apresentadas na equação (2), começando pelo consumo, C_t . Com recurso ao programa estatístico STATA obtiveram-se algumas medidas de estatística descritiva para esta variável. Mais informa-se, que será este programa que irá suportar todo o estudo econométrico.

As estatísticas descritivas da variável consumo apresentam-se na figura 8 em anexo. Através destas, é possível verificar que a média do consumo final das famílias ao longo do período em estudo é de aproximadamente 66% do PIB, em que o seu mínimo foi atingido no primeiro trimestre do ano de 2021 com o valor de aproximadamente 62% e o seu máximo no terceiro trimestre do ano de 2022 com o valor de aproximadamente 70%. Observando a figura 8 em anexo, verifica-se que a variância e o desvio padrão desta variável são baixos, concluindo que os dados se encontram próximos da média. A curtose permite aferir a “intensidade das observações em torno dos valores centrais e nas caudas (abas) da distribuição” (Curto, 2021), em que o valor de 2,35 informa que a distribuição das observações é leptocúrtica, significando que se encontram mais observações nas abas do que a distribuição normal, como podemos verificar na figura 9 em anexo. Contudo, na próxima subseção do capítulo realiza-se o teste de *Kurtosis* para ajudar a identificar se as variáveis seguem uma distribuição normal ou não. Na eventualidade de alguma não ter uma distribuição normal, explica-se o processo de à transformar normais.

Seguidamente passa-se para a análise da primeira variável independente na equação (2), o logaritmo do rendimento disponível dos particulares a preços constantes, representado por YD_t na equação (2). Como constata-se na figura 10 em anexo, a média logarítmica da variável é de 24,21, o desvio padrão e a variância de sendo de aproximadamente 0 ambos, demonstrando-se assim que os valores se encontram próximos da média logarítmica ao longo do período em estudo. O máximo e mínimo situam-se perto um do outro de 24,28 e 24,14, respectivamente, demonstrando-se a pouca variação que existe. O valor de curto para esta variável é de 2,26, o que poderá significar que esta variável segue uma distribuição normal, embora não perfeita.

As estatísticas descritivas da variável riqueza *per capita* são apresentadas na figura 11 que se encontra em anexo, podendo extrair que a média desta variável é de aproximadamente 325 euros *per capita*, em que através do desvio padrão e da variância se verifica que existe uma grande volatilidade

na variável. Como é de esperar, o máximo e o mínimo são distantes, 1.562,06 euros e –1.053,83 euros, respetivamente. O valor de curtose para esta variável é de aproximadamente 2,67.

Por fim, apresenta-se as estatísticas do logaritmo da riqueza do sistema de segurança social através da figura 12 em anexo, ao qual conclui-se que a média logarítmica é de aproximadamente 24,61 e o seu máximo e mínimo é cerca de 25,72 e 23,18, respetivamente. Como aplicou-se o logaritmo a esta variável, verifica-se que o desvio padrão e a variância são baixos, 0,46 e 0,21 respetivamente. A curtose da variável é de 3,41, podendo concluir-se que à partida esta variável poderá ser normalmente distribuída.

Através desta subsecção foi possível compreender-se as principais métricas estatísticas de cada uma das variáveis utilizadas na equação (2), onde resumidamente constatou-se o seguinte:

Tabela 2 - Sumário das estatísticas descritivas

| Variável | Média | Max. | Min. | Curtose | Desvio Padrão | Variância |
|--|--------|----------|------------|---------|---------------|------------|
| Consumo | 0,66 | 0,70 | 0,62 | 2,35 | 0,02 | 0,00 |
| Logaritmo do rendimento disponível | 24,21 | 24,28 | 24,14 | 2,26 | 0,03 | 0,00 |
| Riqueza | 325,00 | 1 562,06 | - 1 053,83 | 2,67 | 581,99 | 338 714,40 |
| Logaritmo da riqueza do sistema de seg. social | 24,61 | 25,72 | 23,18 | 3,41 | 0,46 | 0,21 |

Fonte: Elaboração própria

c. Distribuição das variáveis

Após a apresentação das principais estatísticas descritivas, prossegue-se para próxima subsecção do capítulo metodologia e dados, de forma a compreender-se se as variáveis escolhidas na equação (2) seguem uma distribuição normal. Antes de se avançar para a análise das respetivas distribuições, é necessário referir-se que a aplicação do modelo econométrico escolhido, o *Vector Autoregressive Models* (VAR), não requer que estas variáveis tenham distribuição normal. Contudo, a normalidade dos resíduos é recomendada para se utilizar uma inferência estatística rigorosa e existe maior probabilidade de isso acontecer se a variável já detiver uma distribuição normal, porém não é garantido (Curto, 2019; Curto, 2021).

Seguindo-se a mesma estruturação de análise que as subsecções anteriores, demonstrasse que a variável consumo não tem uma distribuição normal como referido anteriormente. A curtose que se verifica de acordo com a figura 8 em anexo é de aproximadamente 2,35, e de acordo com a figura 9 em anexo extrai-se a conclusão de que à partida esta variável poderá não ter uma distribuição normal. Contudo, para confirmar se o que se observa é verdadeiro, realiza-se o teste de *Kurtosis* e constata-se que não se rejeita a hipótese nula a 5% de significância (figura 13 em anexo), informando que a variável consumo é normalmente distribuída ao contrário da conclusão que a representação gráfica estava a indicar.

A curtose aferida na figura 10 em anexo para a variável logaritmo do rendimento disponível é de cerca de 2,26, podendo significar que a variável não segue uma distribuição normal. Contudo e de acordo com representação gráfica da distribuição desta variável (figura 14 em anexo), verifica-se que esta

variável deverá ser normalmente distribuída. Para esclarecer-se esta questão, efetuou-se o teste de *Kurtosis* e constata-se que não se rejeita a hipótese nula a 5% de significância (figura 15 em anexo), definindo-se que esta variável é normalmente distribuída.

Em relação à variável riqueza *per capita*, esta apresenta uma curtose de aproximadamente 2,67 como se observa na figura 11 em anexo, podendo significar que a variável não segue uma distribuição normal. Contudo de acordo com a representação gráfica da distribuição desta variável e o teste de *Kurtosis* verifica-se que esta é normalmente distribuída, visto que não se rejeita a hipótese nula (figura 16 e 17 em anexo).

Por fim, analisa-se o logaritmo da riqueza do sistema de segurança social em que a sua curtose é de cerca de 3,41 (figura 12 em anexo), podendo concluir-se que à partida esta variável poderá ser normalmente distribuída. Como constata-se na figura 18 e 19 em anexo, chega-se à conclusão de que a variável segue uma distribuição normal, visto que não se rejeita a hipótese nula do teste de *Kurtosis*.

Nesta subseção conseguiu-se concluir que todas as variáveis são normalmente distribuídas, utilizando-se em algumas delas o logaritmo das mesma, pelas razões anteriormente apresentadas. Como referido no início desta subseção, estudos econométricos em que as variáveis detêm uma distribuição normal, permite uma maior rigorosidade na inferência estatística e resultados mais robustos.

d. Estacionariedade

Esta subseção, afere a estacionariedade das variáveis que serão incluídas no estudo econométrico. Antes de se avançar para a análise da estacionariedade, note-se que as séries temporais estacionárias detêm características como a média, a variância e autocorrelação constantes ao longo do tempo de estudo. Muitas séries temporais financeiras e económicas não são estacionárias, devido ao facto de que se encontram presentes tendências e quebras nas respetivas séries. A estacionariedade das variáveis permite uma maior consistência dos modelos aplicados, ter propriedades estatísticas estáveis, melhor previsão visto que os padrões de comportamento não se alteram ao longo do tempo e evitar relações espúrias. Refere-se ainda que muitos dos testes de hipóteses utilizados em modelos econométricos pressupõem que as séries temporais sejam estacionárias (Curto, 2019).

Nesta subsecção será analisada a representação gráfica de cada variável, de forma a verificar se existe alguma tendência e/ou quebra estrutural. Após isso, prossegue-se para o teste *Dickey-Fuller* aumentado (ADF) para confirmar se cada uma das variável é estacionária e por fim um breve resumo.

Dito isto, começa-se pela representação gráfica da variável consumo ao longo do tempo de estudo para verificar se existe alguma tendência. De acordo com a figura 20 em anexo, constata-se que poderá haver uma ligeira tendência crescente. Para se confirmar a estacionariedade da variável realiza-se o teste ADF em que não se rejeita a hipótese nula (tabela 3 abaixo), constatando-se que existe uma raiz unitária, ou seja, a variável consumo não é estacionária.

Tabela 3 - Teste ADF à variável consumo

| Statistic | Test statistic | 1% | 5% | 10% | p-value |
|-----------|----------------|-------|-------|-------|-------------|
| Value | -2,49 | -3,53 | -2,90 | -2,59 | 0,12 |

Fonte: Elaboração própria

Visto que a variável não é estacionária, realiza-se as primeiras diferenças da mesma, com o intuito de torná-la estacionária. Realizou-se essa transformação, ao qual obteve-se uma representação gráfica em que já não se constata nenhuma tendência (figura 21 em anexo). Ao efetuar-se novamente o teste ADF nas primeiras diferenças da variável consumo, confirma-se que já rejeitamos a hipótese nula, ou seja, esta já se encontra estacionária (tabela 4 abaixo).

Tabela 4 - Teste ADF às primeiras diferenças da variável consumo

| Statistic | Test statistic | 1% | 5% | 10% | p-value |
|-----------|----------------|-------|-------|-------|-------------|
| Value | -10,90 | -3,53 | -2,90 | -2,59 | 0,00 |

Fonte: Elaboração própria

Prossegue-se para análise de estacionariedade do logaritmo do rendimento disponível dos particulares, em que primeiramente se analisa se existe alguma tendência presente na representação gráfica desta variável ao longo do tempo de estudo. Como se observa na figura 22 em anexo poderá existir duas tendências crescentes e uma decrescente ao longo do tempo de estudo, em que na fase inicial observa-se uma tendência crescente, a meio do tempo de estudo uma tendência decrescente e por fim novamente uma tendência crescente. Contudo, ao realizar-se o teste ADF verifica-se que se rejeita a hipótese nula, ou seja, a variável não possui nenhuma raiz unitária, sendo estacionária (tabela 5 abaixo).

Tabela 5 - Teste ADF à variável logaritmo do rendimento disponível dos particulares

| Statistic | Test statistic | 1% | 5% | 10% | p-value |
|-----------|----------------|-------|-------|-------|-------------|
| Value | -3,35 | -3,53 | -2,90 | -2,59 | 0,01 |

Fonte: Elaboração própria

Ao analisar a representação gráfica da variável riqueza *per capita* (figura 23 em anexo), verifica-se que à partida é estacionária, visto que não se constata nenhuma tendência ao longo do período de estudo. Ao realizar o teste ADF, conclui-se que esta variável não possui nenhuma raiz unitária, sendo estacionária, tendo em conta que se rejeita a hipótese nula ($p\text{-value} < 0,05$) como se averigua na tabela 6 que se encontra abaixo.

Tabela 6 - Teste ADF à variável riqueza *per capita*

| Statistic | Test statistic | 1% | 5% | 10% | p-value |
|-----------|----------------|-------|-------|-------|-------------|
| Value | -3,03 | -3,53 | -2,90 | -2,59 | 0,03 |

Fonte: Elaboração própria

Por fim, analisa-se a variável logaritmo da riqueza do sistema de segurança social, em que se verifica uma possível tendência crescente na representação gráfica desta variável (figura 1 abaixo). Efetuou-se o teste ADF e conclui-se que se rejeita a hipótese nula, ou seja, esta variável não detém nenhuma raiz unitária, sendo estacionária (tabela 7 abaixo).

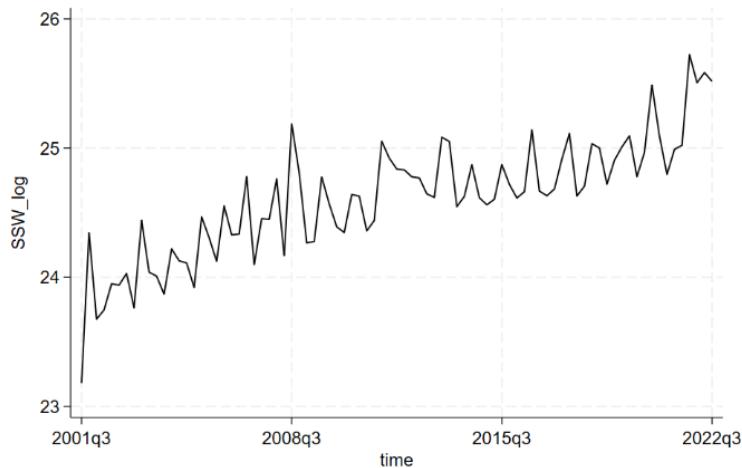


Figura 1 - Representação gráfica da variável logaritmo da riqueza do sistema de segurança social

Fonte: Elaboração própria

Tabela 7 - Teste ADF à variável logaritmo da riqueza do sistema de segurança social

| Statistic | Test statistic | 1% | 5% | 10% | p-value |
|-----------|----------------|-------|-------|-------|-------------|
| Value | -4,31 | -3,53 | -2,90 | -2,59 | 0,00 |

Fonte: Elaboração própria

Após esta análise conclui-se que todas as variáveis que irão ser utilizadas no estudo econométrico encontram-se estacionárias, podendo-se utilizar o modelo econométrico VAR². Nesta subsecção também foi possível observar-se a evolução temporal de cada uma das variáveis.

e. Logaritmo da riqueza do sistema de segurança social

Esta penúltima subsecção do capítulo metodologia e dados, irá explicar de forma sucinta como se obteve a variável logaritmo da riqueza do sistema de segurança social que será utilizada no estudo econométrico, a variável SSW_t .

A estimativa desta variável é através de uma equação desenvolvida por *Feldstein* (1974), em que antes de se avançar se deixam algumas notas sobre os dois principais conceitos definidos neste artigo. *Feldstein* (1974), introduz dois conceitos, a riqueza do sistema de segurança social bruta e a riqueza do sistema de segurança social líquida. A riqueza da segurança social bruta corresponde ao valor dos benefícios que os agentes económicos podem reclamar no momento t descontados para o presente e a riqueza da segurança social líquida representa a diferença entre o conceito anterior e o valor presente das contribuições/impostos que os agentes económicos têm a pagar à segurança social. Seguindo *Feldstein* (1974), e tendo em conta que se irá usar o logaritmo do rendimento disponível dos particulares, deve-se utilizar a riqueza de segurança social bruta. Esta variável é utilizada como uma *proxy*, visto que não se encontra medida por nenhuma entidade estatística. Posto isto, descreve-se o processo de estimativa desta variável.

² O modelo econométrico VAR exige que todas as variáveis utilizadas no estudo sejam estacionárias (Curto, 2019).

Primeiramente apresenta-se a equação desenvolvida por *Feldstein* (1974) para obter a estimação desta variável, sendo a seguinte:

$$A_{a,t} = b_{a,t} YD_t S_{a,65} [(1+g)/(1+d)]^{65-a} \times \sum_{n \geq 65} S_{65,n} [(1+g)/(1+d)]^{n-65} \quad (3)$$

$A_{a,t}$ representa a soma ponderada do valor da riqueza de segurança social bruta dos agentes económicos que estão cobertos pelo sistema de segurança social no momento t , sendo a estimação que se irá utilizar na equação (2) como SSW_t .

Feldstein (1974) considera que os agentes económicos com idade superior aos 100 anos não devem ser incluídos no cálculo, uma vez que há poucos indivíduos acima dessa idade, não sendo significativos para o estudo. Assim, a primeira adaptação feita à equação (3) foi inserir-se um limite dos 100 anos de idade, refletido no limite superior do somatório, como se pode observar na equação (4). Por questões de simplificação, assume-se o limite dos 100 anos de idade para não haver mais alterações na equação.

$$A_{a,t} = b_{a,t} YD_t S_{a,65} [(1+g)/(1+d)]^{65-a} \times \sum_{n \geq 65}^{100} S_{65,n} [(1+g)/(1+d)]^{n-65} \quad (4)$$

$b_{a,t}$ é a média entre o rácio do custo total de pensões e o rendimento disponível dos particulares *per capita* a preços constantes, sendo que este varia ao longo dos trimestres em estudo. As observações para o custo total de pensões foram obtidas através do Banco de Portugal “Execução orçamental da segurança social – despesas com pensões” com uma frequência trimestral (Banco de Portugal, s.d.). A variável YD_t é o rendimento disponível dos particulares a preços constantes no momento t , sendo já descrita anteriormente.

$S_{a,j}$ representa a probabilidade que um agente económico com “ x ” anos de idade tem de viver até pelo menos “ y ” anos de idade (*Feldstein*, 1974). Obteve-se esta variável através do INE, “Sobreviventes à idade exata $x - l$ (Metodologia 2007 – N.) por Sexo e Idade; Anual” (Instituto Nacional de Estatística, s.d.). Visto que esta variável apenas se apresenta com frequência anual, assume-se que a probabilidade de um agente económico com “ x ” anos de idade tem de viver até pelo menos “ y ” anos de idade no ano z é igual para todos os trimestres do ano z , em que z varia entre o ano de 2001 e de 2022.

A variável g é a taxa de crescimento do rendimento disponível dos particulares a preços constantes e d representa a taxa que será usada para descontar os respetivos valores para o presente. Para se obter-se d , obtiveram-se as taxas de rendibilidade de obrigações do tesouro com taxa fixa e prazo residual de 10 anos através do Banco de Portugal com frequência mensal (Banco de Portugal, s.d.). Visto que não se conseguiu obter observações com frequência trimestral, fez-se a média dos últimos três meses para cada trimestre em estudo. Posto isso, foi necessário transformar estas taxas nominais em taxas reais e para tal utilizou-se a taxa de inflação homóloga para o respetivo período que se extraiu do Banco de Portugal (Banco de Portugal, s.d.).

Por fim, refere-se ainda que o número 65 na equação representa a idade a que a população dos países em estudo se reforma, que se substituiu por 66, visto que a idade normal de acesso à pensão de velhice em 2022 foi de 66 anos (Trabalho, Solidariedade e Segurança Social, 2021).

$$A_{a,t} = b_{a,t} YD_t S_{a,66} [(1+g)/(1+d)]^{66-a} \times \sum_{n=66}^{100} S_{66,n} [(1+g)/(1+d)]^{n-66} \quad (5)$$

f. Modelo econométrico

Antes de se avançar para o capítulo dos resultados, refere-se nesta última subsecção do capítulo metodologia e dados, o modelo econométrico que será utilizado para compreender-se o impacto do sistema de segurança social português na poupança privada, sendo este o modelo VAR.

O modelo econométrico *Vector Autoregressive Models* analisa a relação entre múltiplas séries temporais, onde todas as variáveis têm de ser estacionárias. “Um modelo VAR com k séries temporais consiste em k equações, uma para cada variável, onde os regressores em todas as equações são os *lags* de todas as variáveis.” (Curto, 2019). Uma das principais críticas a estes modelos é que estes apenas conseguem captar as dependências de curto prazo. Por fim, informa-se que os parâmetros dos modelos VAR são estimados através do método *Ordinary Least Squares* (OLS) (Curto, 2019).

Visto que este estudo inclui diversas séries temporais, apenas dois modelos foram tomados em consideração para se utilizar, o modelo *Vector Autoregressive Models* (VAR) e o modelo *Vector Error Correction* (VECM). Como nesta análise foi possível tornar todas as variáveis estacionárias, é escolhido o modelo VAR a efetuar-se neste estudo econométrico.

Considerando que iremos utilizar as primeiras diferenças da variável consumo, é necessário adicionar um período de *lag* em todas as variáveis da equação (2), como se demonstra abaixo:

$$C_{t-1} = \alpha + \beta_1 YD_{t-1} + \beta_2 W_{t-2} + \beta_3 SSW_{t-1} \quad (6)$$

Posto isto, é necessário escolher-se a ordem do *lag* ρ de acordo com os critérios de informação que se irá utilizar, sendo o critério de informação *Akaike Information Criterion* (AIC), o critério de informação *Schwarz Bayesian Information Criterion* (SBIC) e o critério de informação *Hannan-Quinn Information Criterion* (HQIC).

Antes de avançar-se para a escolha do *lag* ótimo é importante referir que a escolha desse é baseia-se em critérios teóricos e empíricos. Em termos teóricos o uso de *lags* permite capturar as dinâmicas temporais entre as variáveis endógenas, garantindo que os efeitos passados sejam considerados no modelo (Curto, 2019). Em termos empíricos e de acordo com a tabela 8 abaixo, verifica-se que o *lag* ótimo é o terceiro, devido ao facto de que tem o menor HQIC, o segundo menor AIC e o segundo menor *Final Prediction Error* (FPE). Contudo, escolheu-se utilizar o quarto *lag*, devido ao facto de que se usasse o terceiro *lag* iria resultar em autocorrelação dos resíduos. Para ultrapassar-se este problema, é decidido utilizar-se o quarto *lag*, visto que também detêm menor AIC e FPE. Contudo, ao escolher-se o quarto *lag*, o modelo econométrico torna-se mais complexo, ao que pode se comprovar através do

resultado do SBIC que piora significativamente. Explica-se posteriormente a análise da autocorrelação dos resíduos na subsecção “teste de diagnóstico”.

Tabela 8 - Critérios de informação

| Lag | FPE | AIC | HQIC | SBIC |
|------------|------------|------------|-------------|-------------|
| 0 | 0,005 | 3,7609 | 3,8087 | 3,88* |
| 1 | 0,0004 | 3,5475 | 3,7862 | 4,143 |
| 2 | 0,0004 | 3,5085 | 3,9383 | 4,5804 |
| 3 | 0,0028 | 3,159 | 3,7798* | 4,7073 |
| 4 | 0,0003* | 3,08* | 3,8918 | 5,1048 |

Fonte: Elaboração própria

O presente estudo difere em várias componentes em relação ao modelo originalmente desenvolvido por *Feldstein* (1974), sendo uma delas a forma de estimação do mesmo. Segundo consta-se em *Feldstein* (1974), este utiliza uma estimação OLS simples sendo uma abordagem mais direta, onde a relação entre uma variável dependente e as variáveis independentes é estimada sem considerar a interdependência temporal entre as variáveis. Este método não captura a dinâmica temporal e as interações entre múltiplas variáveis económicas ao longo do tempo. Em contraste, o modelo VAR que se utiliza no presente estudo considera múltiplas variáveis endógenas, permitindo que cada variável seja uma função não apenas de seus próprios valores defasados, mas também dos valores defasados das outras variáveis. Isto oferece uma representação mais completa das interações e causalidades temporais, fornecendo uma análise mais detalhada das relações económicas entre as variáveis estudadas (Curto, 2019).

Neste capítulo de metodologia e dados foi possível analisar as variáveis que serão utilizadas para compreender o impacto do sistema de segurança social português na poupança privada. Começou-se por introduzir a equação que ajudará a responder à pergunta de investigação, seguindo-se para a identificação das respetivas variáveis, desde a sua periodicidade até a sua fonte. Posteriormente, apresentou-se as estatísticas descritivas e a respetiva distribuição de cada uma das variáveis, onde nestas duas subsecções foi possível entender como as variáveis têm evoluído ao longo do tempo de estudo. Avançou-se para análise da estacionariedade de todas as variáveis, ao qual apenas uma delas não o era, sendo que foi aplicado as primeiras diferenças para ultrapassar este problema. Sucedeu-se uma breve descrição da variável que foi estimada, logaritmo da riqueza do sistema de segurança social, e por fim a justificação e apresentação do modelo econométrico que irá ajudar a responder à pergunta de investigação.

4. Resultados empíricos

Por meio deste estudo será possível entender-se o comportamento dos agentes económicos portugueses perante os benefícios auferidos ou que irão auferir do sistema de segurança social português, e se estes benefícios são utilizados como substitutos ou complementares à poupança privada adquirida pelos mesmos ao longo dos seus anos de vida.

No presente capítulo pretende-se compreender e discutir qual é o impacto do sistema de segurança social português na poupança, através do modelo econométrico VAR.

a. Estimação do modelo

A estimação dos regressores deste tipo de modelos é através do OLS, como mencionado anteriormente. Ao analisar-se mais detalhadamente a tabela 9 abaixo, verifica-se que o R^2 da equação é de cerca de 28%, ou seja, o modelo VAR aplicado consegue explicar aproximadamente 28% das primeiras diferenças do consumo, indicando assim que poderá haver outras variáveis ao qual poderão ajudar a explicar ainda mais esta variável.

Tabela 9 - Aplicação do modelo VAR com um lag ótimo de 4

| Equation | Parms | RMSE | R-sq | chi2 | P>chi2 |
|--------------|-------|------|------|-------|--------|
| diff_Consump | 17 | 0,01 | 0,28 | 30,53 | 0,02 |

Fonte: Elaboração própria

Embora 28% não é um valor alto de explicação, pode-se através de estudos adicionais inserir outras variáveis independentes para verificar se existe uma melhoria no nível de explicação da variável dependente. Constatata-se ainda que, a estatística qui-quadrado é estatisticamente significativa ao nível de significância de 5%, significando de que as variáveis independentes escolhidas, coletivamente têm um efeito significativo na variável dependente.

Conclua-se que de acordo com a tabela 9 acima, o modelo VAR aplicado é adequado para capturar as relações dinâmicas entre a variável dependente e as variáveis independentes, sendo que segundo a estatística teste qui-quadrado o efeito coletivo das variáveis independentes é significativo a 5% de significância ($p\text{-value} \approx 0,02$).

Passa-se para análise da tabela 10 abaixo, onde se pode observar os respetivos coeficientes estimados através da aplicação do modelo VAR para cada uma das *lags* de cada variável.

Tabela 10 - Estimação dos coeficientes do modelo VAR

| Variable | Coefficient | Std. err. | z | P> z | [95% conf. interval] |
|--------------|-------------|-----------|--------|--------|-----------------------|
| Consumo L1.* | - 0,229745 | 0,115192 | - 1,99 | 0,046* | - .4555176 -.0039731 |
| Consumo L2. | - 0,049713 | 0,117755 | - 0,42 | 0,673 | - .280508 -.1810831 |
| Consumo L3.* | 0,236037 | 0,118111 | 2,00 | 0,046* | .0045432 -.4675132 |
| Consumo L4. | 0,072752 | 0,117587 | 0,62 | 0,536 | - .1577141 -.3032189 |
| LDI L1. | 0,015960 | 0,062666 | 0,25 | 0,799 | - .1068633 -.1387838 |
| LDI L2. | 0,002301 | 0,067980 | 0,03 | 0,973 | - .139364 -.1355374 |
| LDI L3. | - 0,028099 | 0,065466 | - 0,43 | 0,669 | - .1560407 -.1002192 |
| LDI L4. | - 0,008281 | 0,058552 | - 0,14 | 0,888 | - .1230398 -.1064786 |
| Riqueza L1.* | 0,000006 | 0,000003 | 1,83 | 0,068* | - .4,04e-07 -.0000115 |
| Riqueza L2. | - 0,000002 | 0,000003 | - 0,83 | 0,406 | - .8,38e-06 - 3,37e-6 |
| Riqueza L3.* | 0,000008 | 0,000003 | 2,25 | 0,024* | 9,90e-07 -.0000143 |
| Riqueza L4.* | 0,000006 | 0,000003 | 1,85 | 0,065* | - 3,68e-07 -.0000143 |
| LSSW L1. | 0,006195 | 0,004981 | 1,24 | 0,214 | - .0035677 -.0159568 |
| LSSW L2. | 0,007262 | 0,005552 | 1,31 | 0,190 | - .0036619 -.0181431 |
| LSSW L3. | 0,008310 | 0,005791 | 1,43 | 0,154 | - .0031391 -.0197591 |
| LSSW L4. | 0,001838 | 0,004848 | 0,38 | 0,705 | - .0076641 -.0113402 |
| Constante | 0,000173 | 0,001047 | 0,16 | 0,869 | - .001874 -.0022228 |

Fonte: Elaboração própria

Após a estimação do modelo, a equação denota-se da seguinte forma, assumindo-se que as primeiras diferenças da variável consumo é representado por C_t :

$$\begin{aligned}
 C_t = & 0,000173 - 0,229745C_{t-1} - 0,049713C_{t-2} + 0,236037C_{t-3} + \\
 & 0,072752C_{t-4} + 0,015960YD_{t-1} + 0,002301YD_{t-2} - 0,028091YD_{t-3} - \\
 & 0,008281YD_{t-4} + 0,000006W_{t-2} - 0,000002W_{t-3} + 0,000008W_{t-4} + \\
 & 0,000006W_{t-5} + 0,006195SSW_{t-1} + 0,007262SSW_{t-2} + 0,00038SSW_{t-3} + \\
 & 0,001838SSW_{t-4} + \epsilon_t
 \end{aligned} \tag{7}$$

Através da tabela 10 acima observa-se em termos individuais que existe dois *lags* das primeiras diferenças do consumo que são estatisticamente significativas a 5% de significância, um *lag* das segundas diferenças da riqueza que é estatisticamente significativo a 5% e que dois *lags* das segundas diferenças da riqueza que são estatisticamente significativas a 10%. As restantes *lags* de todas as variáveis, não são estatisticamente significativas, indicando que nas condições atuais do modelo, essas variáveis não têm nenhum efeito significativo na variável dependente. Contudo, identifica-se que os *lags* das segundas diferenças da riqueza *per capita* afetam marginalmente e positivamente a variável dependente.

Conclui-se assim esta subsecção, tendo identificado e interpretado econometricamente os resultados obtidos da estimação do modelo VAR com um *lag* ótimo de quatro. Verificou-se que as variáveis explicativas coletivamente são estatisticamente significativas a 5% de significância, sendo possível explicar aproximadamente 28% da variável dependente. Também pode-se constatar quais foram os *lags* que individualmente detêm um relação estatisticamente significativa com a variável dependente.

b. Testes de diagnóstico

Nesta subsecção ir-se-á realizar diversos testes de forma a diagnosticar se o modelo VAR aplicado é adequado e se os resultados obtidos não são distorcidos devido a autocorrelação dos resíduos, heterocedasticidade dos resíduos e a multicolinearidade, sendo ainda proposto testar a estabilidade do modelo. Esta subsecção irá primeiramente testar a autocorrelação dos resíduos através do teste de *Lagrange-multiplier*, do teste de *Ljung-Box* e a visualização da função de autocorrelação (FAC) e a

função de autocorrelação parcial (FACP); passando-se para o diagnóstico da heterocedasticidade dos resíduos através do teste de *Breusch-Pagan/Cook-Weisberg* e o teste *White*; seguindo-se para o diagnóstico da multicolinearidade através do *Variance Inflation Factor* (VIF); e por fim testar-se a estabilidade do modelo VAR estimado. Finaliza-se a subsecção com uma sucinta conclusão do que foi possível obter-se através destes testes.

Como referido começa-se por testar a autocorrelação dos resíduos do modelo anteriormente estimado. Para tal, efetua-se o teste de *Lagrange-multiplier* para testar este aspeto com recurso ao programa estatístico STATA. Obteve-se assim a tabela 11 abaixo, ao qual informa que para *lag* 1 e 2 rejeitamos a hipótese nula com um *p-value* $\approx 0,64$ e *p-value* $\approx 0,95$, respetivamente.

Tabela 11 - Teste de Lagrange-Multiplier aos resíduos do modelo VAR estimado

| lag | chi2 | df | Prob > chi2 |
|-----|---------|----|-------------|
| 1 | 13,4957 | 16 | 0,63623 |
| 2 | 7,8669 | 16 | 0,95273 |

Fonte: Elaboração própria

Significa assim, de que não existe evidência suficiente para afirmar que existe autocorrelação dos resíduos do modelo. Efetuou-se adicionalmente o teste de *Ljung-Box* e visualizou-se a FAC e FACP dos resíduos do modelo VAR estimado, como se pode observar na tabela 12 abaixo e na figura 24 em anexo, respetivamente. De acordo com o teste de *Ljung-Box* (tabela 12 abaixo), consegue-se confirmar a conclusão obtida anteriormente com o teste de *Lagrange-multiplier*, de que não existe evidência de autocorrelação dos resíduos.

Tabela 12 - Teste de Ljung-Box aos resíduos do modelo VAR estimado

| Statistic | Value |
|---------------------------|--------|
| Portmanteau (Q) statistic | 28,113 |
| Prob > chi2(38) | 0,8795 |

Fonte: Elaboração própria

Ainda ao observar-se a FAC e a FACP, obtém-se a mesma conclusão, como se pode constatar na figura 24 que se encontra em anexo. Conclui-se assim que não existe evidências de autocorrelação nos resíduos do modelo VAR estimado. Isto sugere, que o modelo estimado é apropriado e válido ao lidar com dependência temporal dos dados, reforçando assim a coerência dos testes de inferência realizados, como os testes de significância dos coeficientes.

Seguidamente, analisa-se a heterocedasticidade dos resíduos do modelo estimado através do teste de *Breusch-Pagan/Cook-Weisberg*. Como apresenta-se na tabela 13 abaixo obteve-se os resultados para este teste, e constata-se que temos presente neste modelo heterocedasticidade, visto que rejeitamos a hipótese nula, ou seja, este teste informa de que a variância dos resíduos varia ao longo do tempo de estudo e isso poderá afetar a eficiência dos estimadores.

Tabela 13 - Teste de Breusch-Pagan/Cook-Weisberg

| Statistic | Value |
|-------------|--------|
| chi2(1) | 15,18 |
| Prob > chi2 | 0,0001 |

Fonte: Elaboração própria

Contudo, realizou-se o teste *White* (tabela 14 abaixo) e este permito-nos aferir de que não existe heterocedasticidade no modelo VAR estimado, visto que não se rejeita a hipótese nula.

Tabela 14 - Teste White

| Statistic | Value |
|-------------|--------|
| chi2(79) | 80 |
| Prob > chi2 | 0,4474 |

Fonte: Elaboração própria

Posto isto e tendo em conta de que ambos os testes realizados demonstram resultados opostos, decidiu-se avançar com estudo, visto que por vezes os modelos não permitem cumprir com todos os requisitos, contudo irá se ter em consideração este aspeto nas interpretações económicas que resultarem deste estudo.

Passa-se para a análise da multicolinearidade existente no modelo, em que se utilizou o VIF para medir a multicolinearidade existente e para tal primeiramente, estimou-se cada equação individualmente para depois ser possível obter-se o VIF de cada variável explicativa. Efetuou-se a regressão e estimou-se cada uma das variáveis, como pode-se observar na figura 25 em anexo. Não se irá analisar a figura 25, visto que é possível obter os valores individualizados para se analisar a multicolinearidade de cada variável explicativa. Como observa-se na tabela 15 abaixo, os valores do VIF para todas as variáveis e *lags* apresentam-se abaixo de 5, sendo o valor mais alto de 3,78 para o segundo *lag* das primeiras diferenças do logaritmo da riqueza do sistema de segurança social e o valor mais baixo de 1,24 para o segundo *lag* das segundas diferenças da riqueza *per capita*, em que a média se situa nos 2,05. Posto isto, confirma-se que não existe multicolinearidade entre as variáveis independentes, visto que todos valores encontram-se abaixo de 5 na estimação do VIF, significando que os resultados da regressão não são distorcidos pela multicolinearidade.

Tabela 15 - Estimação do VIF para cada variável

| Variable | VIF | 1/VIF |
|--------------|------|-------|
| diff_LSSW | | |
| L3. | 3,78 | 0,26 |
| L2. | 3,34 | 0,30 |
| L4. | 2,94 | 0,34 |
| L1. | 2,69 | 0,37 |
| diff_LDI | | |
| L2. | 2,35 | 0,43 |
| L3. | 2,28 | 0,44 |
| L1. | 2,00 | 0,50 |
| L4. | 1,86 | 0,54 |
| diff2_Wealth | | |
| L3. | 1,57 | 0,64 |
| diff_Consump | | |
| L3. | 1,51 | 0,66 |
| L2. | 1,50 | 0,67 |
| diff2_Wealth | | |
| L4. | 1,49 | 0,67 |
| diff_Consump | | |
| L1. | 1,45 | 0,69 |
| L4. | 1,43 | 0,70 |
| diff2_Wealth | | |
| L1. | 1,31 | 0,76 |
| L2. | 1,24 | 0,81 |
| Mean VIF | 2,05 | |

Fonte: Elaboração própria

Antes de concluir-se esta subsecção do capítulo resultados empíricos, analisa-se a estabilidade do modelo VAR estimado. Pode-se verificar que todos os valores apresentados na tabela 16 abaixo são inferiores a 1, indicando assim, que o modelo estimado não apresenta instabilidades dinâmicas, ou seja, o sistema de equações VAR apresenta previsões fiáveis.

Tabela 16 - Estabilidade do modelo VAR estimado

| Eigenvalue | Modulus |
|------------|-------------|
| -.6385704 | 0,89 |
| -.6385704 | 0,89 |
| .6869822 | 0,89 |
| .6869822 | 0,89 |
| .03610765 | 0,86 |
| .03610765 | 0,86 |
| .6962212 | 0,70 |
| .6962212 | 0,70 |
| -.2849427 | 0,65 |
| -.2849427 | 0,65 |
| -.07080792 | 0,62 |
| -.07080792 | 0,62 |
| .5670319 | 0,57 |
| .1510848 | 0,15 |
| -.1193192 | 0,14 |
| -.1193192 | 0,14 |

Fonte: Elaboração própria

Nesta subsecção foram apresentados diversos testes diagnósticos para verificar-se a validade do modelo, testando-se a autocorrelação dos resíduos, a heterocedasticidade dos resíduos, a multicolinearidade e por fim a estabilidade do modelo VAR estimado. Verificou-se que não existe evidência de autocorrelação dos resíduos, visto que se realizou o teste de *Lagrange-multiplier* e o teste de *Ljung-Box*, confirmado-se com visualização da FAC e a FACP. Não se conseguiu obter uma resposta sobre heterocedasticidade dos resíduos do modelo, visto que se realizou o teste *Breusch-Pagan/Cook-Weisberg* o qual aponta para a existência de heterocedasticidade e o teste *White* o qual conclui o resultado oposto. Ainda foi possível verificar de que não existe multicolinearidade através do VIF e conclui-se a subsecção testando-se a estabilidade do modelo, não se encontrando evidência de instabilidade.

c. Análise de Impulso-Resposta

A subsecção que se segue visa a analisar o impulso-resposta (IRF) do modelo anteriormente estimado, observando-se a reação do consumo aos choques nas outras variáveis endógenas do modelo. Denote-se que a análise que mais interessa para o presente estudo é aquela que relaciona o logaritmo da riqueza do sistema de segurança social e o consumo, contudo e para uma análise mais completa, analisa-se todas as variáveis incluídas no modelo.

A análise de impulso-resposta irá decorrer sobre os próximos doze períodos, ou seja, durante os próximos doze trimestres (três anos), de forma a visualizar e analisar econometricamente os efeitos de curto e de médio prazo que as variáveis explicativas têm sobre o consumo. Tendo em conta que este o último período de análise é o terceiro trimestre do ano de 2022, significa que é possível observar-se qual

é a resposta do consumo a um choque individual das variáveis independentes até ao terceiro trimestre do ano de 2025.

Começa-se por analisar detalhadamente a figura 2 e a tabela 17 que se encontram abaixo, que representa o impacto de um choque nas primeiras diferenças da variável logaritmo do rendimento disponível dos particulares sobre o consumo durante os próximos doze trimestres. A diferença entre a figura 2 e a tabela 17, é de que na figura 2 é possível visualizar-se o impacto ao longo do tempo e na tabela 17 apresenta-se os respetivos valores. A linha preta que se encontra representada na figura 2 demonstra a resposta média da variável dependente a um choque na variável independente que está a ser analisada, sendo que estes valores são representados na tabela 17 por baixo da coluna “*irf*”. A área cinzenta na figura 2 representa o intervalo de confiança de 95% ao redor da resposta média e os respetivos valores numéricos de máximos e mínimos por cada período são representados na tabela 17, visualizando-se por baixo das colunas “*Upper*” e “*Lower*”, respetivamente³.

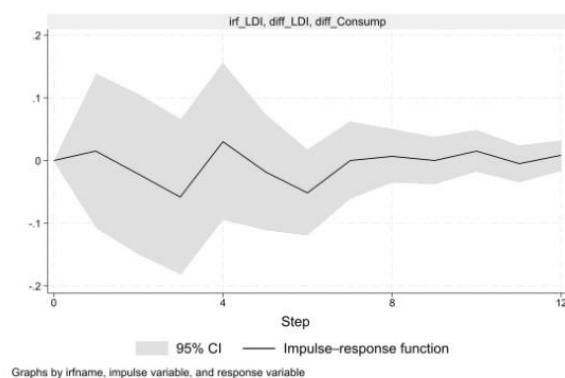


Figura 2 - Representação gráfica do Impulso-Resposta da variável “diff_LDI” sobre o Consumo

Fonte: Elaboração própria

Tabela 17 - Tabela numérica do Impulso-Resposta da variável “diff_LDI” sobre o Consumo

| Step | irf | Lower | Upper |
|------|-------|-------|-------|
| 0 | - | - | - |
| 1 | 0,02 | -0,11 | 0,14 |
| 2 | -0,02 | -0,15 | 0,11 |
| 3 | -0,06 | -0,18 | 0,07 |
| 4 | 0,03 | -0,09 | 0,16 |
| 5 | -0,08 | -0,11 | 0,07 |
| 6 | -0,05 | -0,12 | 0,02 |
| 7 | 0,00 | -0,06 | 0,06 |
| 8 | 0,01 | -0,03 | 0,05 |
| 9 | 0,01 | -0,04 | 0,05 |
| 10 | 0,01 | -0,02 | 0,05 |
| 11 | 0,01 | -0,02 | 0,05 |
| 12 | 0,01 | -0,02 | 0,03 |

Fonte: Elaboração própria

Através da figura e da tabela acima, verifica-se que não existe evidências estatísticas significativas de que os choques que ocorrem na variável logaritmo do rendimento disponível tenham um impacto consistente no consumo. O intervalo de confiança em todos os doze períodos que se está a analisar

³ Toda a análise referida neste parágrafo é transversal para os restantes análises de Impulso-Resposta.

incluem o valor zero, e consequentemente constata-se que não existe uma relação clara entre estas duas variáveis após o choque. Conclui-se assim, verificando-se de que não existirá um impacto significativo das primeiras diferenças da variável logaritmo do rendimento disponível sobre o consumo durante os três anos estudados, incluindo-se assim uma análise do curto e do médio prazo.

Na figura 3 e na tabela 18 que se encontram abaixo, verifica-se a resposta do consumo em relação a um choque das segundas diferenças da variável riqueza. Constata-se que ao longo dos doze períodos seguintes, o intervalo de confiança varia em torno do valor zero, significando de que um choque na riqueza não é estatisticamente significativa sobre a variável consumo. Em suma, constata-se de que tanto no curto, como no médio prazo um choque nas segundas diferenças da riqueza *per capita* não tem efeito sobre o consumo durante os próximos doze meses.

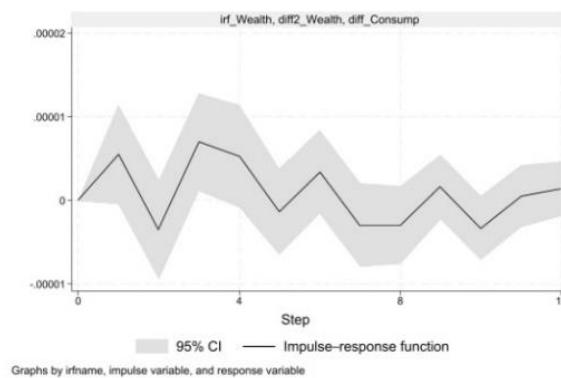


Figura 3 - Representação gráfica do Impulso-Resposta da variável “diff2_Wealth” sobre o Consumo

Fonte: Elaboração própria

Tabela 18 - Tabela numérica do Impulso-Resposta da variável “diff2_Wealth” sobre o Consumo

| Step | irf | Lower | Upper |
|------|----------|----------|---------|
| 0 | - | - | - |
| 1 | 5,5E-06 | -4,0E-07 | 1,1E-05 |
| 2 | -3,5E-06 | -9,4E-06 | 2,4E-06 |
| 3 | 7,0E-06 | 1,2E-06 | 1,3E-05 |
| 4 | 5,3E-06 | -8,0E-07 | 1,1E-05 |
| 5 | -1,3E-06 | -6,5E-06 | 3,8E-06 |
| 6 | 3,5E-06 | -1,5E-06 | 8,5E-06 |
| 7 | -2,9E-06 | 7,9E-06 | 2,1E-06 |
| 8 | -2,9E-06 | 7,9E-06 | 1,8E-06 |
| 9 | 1,6E-06 | -2,2E-06 | 5,5E-06 |
| 10 | -3,3E-06 | -7,1E-06 | 5,7E-07 |
| 11 | 5,6E-07 | -3,1E-06 | 4,3E-06 |
| 12 | 1,4E-06 | -1,8E-06 | 4,7E-06 |

Fonte: Elaboração própria

Por fim, termina-se com a análise de um choque nas primeiras diferenças do logaritmo da riqueza do sistema de segurança social sobre a variação do consumo em percentagem do PIB, como verifica-se na figura 4 e na tabela 19 abaixo. Como constata-se nas outras variáveis, esta também não é estatisticamente significativa ao longo dos doze períodos de análise, visto que o intervalo de confiança varia em torno do valor zero.

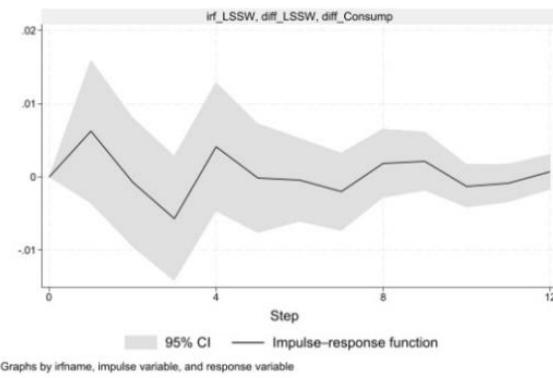


Figura 4 - Representação gráfica do Impulso-Resposta da variável “diff_LSSW” sobre o Consumo

Fonte: Elaboração própria

Tabela 19 - Tabela numérica do Impulso-Resposta da variável “diff_LSSW” sobre o Consumo

| Step | irf | Lower | Upper |
|------|----------|----------|--------|
| 0 | - | - | - |
| 1 | 0,0062 | - 0,0036 | 0,0160 |
| 2 | - 0,0007 | - 0,0095 | 0,0081 |
| 3 | - 0,0056 | - 0,0141 | 0,0029 |
| 4 | 0,0041 | - 0,0046 | 0,0129 |
| 5 | - 0,0001 | - 0,0076 | 0,0073 |
| 6 | - 0,0004 | - 0,0061 | 0,0053 |
| 7 | - 0,0020 | - 0,0073 | 0,0032 |
| 8 | 0,0019 | - 0,0028 | 0,0065 |
| 9 | 0,0022 | - 0,0019 | 0,0062 |
| 10 | - 0,0012 | - 0,0042 | 0,0017 |
| 11 | - 0,0008 | - 0,0034 | 0,0018 |
| 12 | 0,0007 | - 0,0017 | 0,0031 |

Fonte: Elaboração própria

Conclui-se assim esta subsecção do capítulo resultados empíricos, verificando-se que no presente estudo analisou-se a resposta do consumo a um choque de cada uma das variáveis endógenas do modelo. Utilizou-se um período de análise para estes choques de doze períodos, correspondendo assim a uma análise para os próximos três anos. Este período permitiu verificar os impactos de curto e de médio prazo sobre o consumo. Constatou-se que a resposta da variável dependente a um choque das primeiras diferenças do logaritmo do rendimento disponível tem inicialmente um efeito negativo, mas não estatisticamente significativo e que para os restantes períodos a resposta continua a não ser significativa. Em relação a resposta do consumo a um choque das segundas diferenças da riqueza per capita, verificou-se ser muito pequena e não significativa ao longo dos doze períodos em análise. Por fim, a resposta da variação do consumo em percentagem do PIB a um choque das primeiras diferenças do logaritmo da riqueza do sistema de segurança social, é que no momento inicial a variação do consumo em percentagem do PIB aumenta, contudo não é significativa e que durante os restantes períodos esta resposta varia em torno do valor de zero, não sendo também estatisticamente significativa. Pode-se concluir que os testes de impulso-resposta para as três variáveis independentes não são estatisticamente significativos sobre a variável dependente.

d. Decomposição da variância do erro de previsão

Nesta próxima subsecção, introduz-se a análise à decomposição da variância do erro de previsão, normalmente conhecida por *Forecast Error Variance Decomposition* (FEDV). Esta análise permite complementar a análise de impulso-resposta e medir a frequência relativa do choque de cada variável na variância do erro de previsão. Considera-se os próximos doze trimestres na análise, seguindo o mesmo raciocínio apresentado na subsecção anterior. Antes de avançar-se para análise, informa-se que tal como na anterior subsecção, as tabelas apresentadas representam numericamente as representações gráficas.

Começa-se por analisar a contribuição relativa das primeiras diferenças da variável logaritmo do rendimento disponível dos particulares sobre o consumo para os próximos doze trimestres. Como constata-se na figura 5 e na tabela 20 abaixo, em média os valores da variância do erro de previsão encontram-se em cerca de 1,72%, significando que explica apenas uma pequena parte da variância do erro de previsão no consumo.

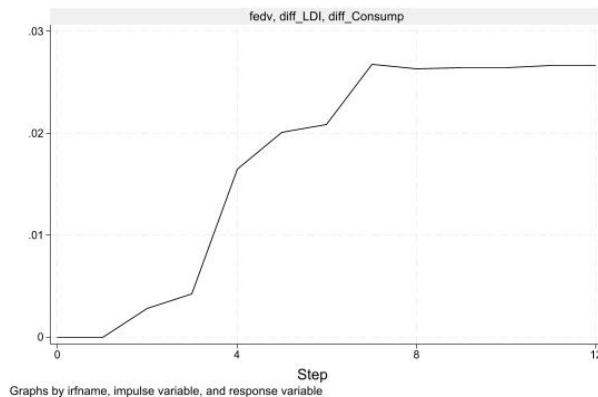


Figura 5 - Representação gráfica do FEDV da variável “diff_LDI” sobre o Consumo

Fonte: Elaboração própria

Tabela 20 - Tabela numérica do FEDV da variável “diff_LDI” sobre o Consumo

| Step | fedv |
|------|-------|
| 0 | 0,00% |
| 1 | 0,00% |
| 2 | 0,28% |
| 3 | 0,42% |
| 4 | 1,65% |
| 5 | 2,01% |
| 6 | 2,08% |
| 7 | 2,67% |
| 8 | 2,63% |
| 9 | 2,65% |
| 10 | 2,65% |
| 11 | 2,66% |
| 12 | 2,67% |

Fonte: Elaboração própria

Segue-se para a análise FEDV de um choque das segundas diferenças da variável riqueza *per capita* sobre o consumo. Através da figura 6 e a tabela 21 abaixo, verifica-se que a percentagem média da variância do erro de previsão é de 7,55%, em que nos últimos trimestres ascende aos 11,82%,

significando assim que esta variável tem um contribuição moderada na explicação da variância dos erros de previsão sobre o consumo. Constatata-se também que existe uma tendência crescente ao longo dos períodos em análise, podendo significar que a variância do erros de previsão da riqueza *per capita* tornar-se mais relevantes à medida que o horizonte temporal aumenta, ou seja, apresenta sinais de que a variável consumo poderá responder aos efeitos de longo prazo da riqueza *per capita*, contudo de forma marginal.

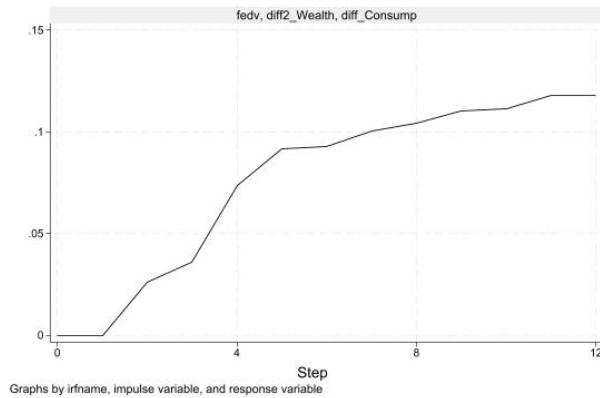


Figura 6 - Representação gráfica do FEDV da variável “diff2_Wealth” sobre o Consumo

Fonte: Elaboração própria

Tabela 21 - Tabela numérica do FEDV da variável “diff2_Wealth” sobre o Consumo

| Step | fedv |
|------|--------|
| 0 | 0,00% |
| 1 | 0,00% |
| 2 | 2,58% |
| 3 | 3,61% |
| 4 | 7,38% |
| 5 | 9,15% |
| 6 | 9,25% |
| 7 | 10,02% |
| 8 | 10,44% |
| 9 | 11,01% |
| 10 | 11,14% |
| 11 | 11,80% |
| 12 | 11,82% |

Fonte: Elaboração própria

Por fim, a análise FEDV de um choque nas primeiras diferenças do logaritmo da riqueza do sistema de segurança social sobre o consumo, sendo a que mais interessa para o presente estudo. De acordo com a figura 7 e a tabela 22 abaixo, constata-se que em média a percentagem da variância do erro de previsão de um choque na riqueza do sistema de segurança social sobre o consumo é de 2,57%, em que ao longo dos doze períodos a percentagem vai aumentando até atingir no último período o valor de 3,60%. Estes valores significam, que tal como nas outras variáveis, existe uma tendência crescente da variância do erros de previsão, que por sua vez indica que esta variável pode ter uma importância maior no longo prazo. Contudo, tendo em conta que os valores são baixos, o choque da riqueza do sistema de segurança social sobre o consumo é pequeno demais para ser relevante.

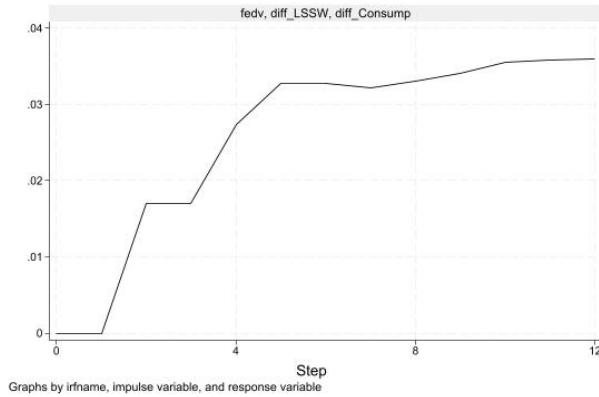


Figura 7 - Representação gráfica do FEDV da variável “diff_LSSW” sobre o Consumo

Fonte: Elaboração própria

Tabela 22 - Tabela numérica do FEDV da variável “diff_LSSW” sobre o Consumo

| Step | fedv |
|------|-------|
| 0 | 0,00% |
| 1 | 0,00% |
| 2 | 1,71% |
| 3 | 1,71% |
| 4 | 2,74% |
| 5 | 3,28% |
| 6 | 3,27% |
| 7 | 3,22% |
| 8 | 3,31% |
| 9 | 3,41% |
| 10 | 3,56% |
| 11 | 3,58% |
| 12 | 3,60% |

Fonte: Elaboração própria

Conclui-se assim, afirmando que todas as variáveis apresentam uma tendência crescente na variância dos erros de previsão de cada uma delas, revelando que poderão ser mais significativas no longo prazo. Contudo, os valores do choque do rendimento disponível e da riqueza do sistema de segurança social sobre o consumo são pequenos, relevando-se poucos significativos. Em relação ao choque da riqueza *per capita* sobre o consumo, está já apresenta valores superiores ao das outras variáveis, todavia são modestos.

e. Causalidade à Granger

Na penúltima subsecção deste capítulo, apresenta-se a análise da causalidade à *Granger* de forma a investigar a existência de causalidade entre as variáveis do modelo. A hipótese nula deste teste diz-nos que a variável X não causa à *Granger* a variável Y, ou seja, se valor *p-value* for inferior a 0,05, rejeita-se a hipótese nula e verifica-se que a variável X causa à *Granger* a variável Y. Repare-se que não significa que a variável Y causa à *Granger* a variável X, mesmo que X cause à *Granger* a variável Y.

Apresenta-se abaixo a tabela 23 as múltiplas relações:

Tabela 23 - Representação numérica da causalidade à Granger

| | Consumo | LDI | Wealth | LSSW |
|---------|---------|-------|--------|-------|
| Consumo | | 0,415 | 0,711 | 0,152 |
| LDI | 0,989 | | 0,124 | 0,614 |
| Wealth | 0,007 | 0,002 | | 0,001 |
| LSSW | 0,423 | 0,057 | 0,482 | |

Fonte: Elaboração própria

Através da tabela acima, conclui-se que tanto o consumo, o logaritmo do rendimento disponível, e o logaritmo da riqueza do sistema de segurança social causam à *Granger* a riqueza *per capita*, visto que rejeita-se a hipótese nula, 0,007, 0,002 e 0,001, respetivamente. Não existe mais variáveis que causam à *Granger* outras variáveis, visto que não se rejeita a hipótese nula nas restantes variáveis, como demonstrado na tabela acima.

f. Discussão de resultados

Nesta subseção, irá se discutir os resultados obtidos deste estudo. A relação entre a poupança e consumo que permite responder à pergunta de investigação “Qual é o impacto do sistema de segurança social português sobre a poupança privada?”, tem por base o *extended lifecycle model* apresentado *Feldstein* (1974), onde a visão de Keynes predomina e verifica-se que num modelo simples que a poupança é igual à diferença entre o rendimento e o consumo (Levin, 1998; Busch & Wüger, 1981; Keynes, 2010; Slavov, et al., 2018). É assim expectável que, num determinado período, se o consumo aumenta, a poupança diminui, ou seja, verifica-se que a poupança e o consumo andam sempre interligados e que têm reações opostas um ao outro (Feldstein, 1974; Busch & Wüger, 1981; Keynes, 2010).

Verificou-se através do modelo VAR estimado que o sistema de segurança social não teve impacto significativo sobre o consumo em Portugal, tal como resultado obtido por *Garcia, et al.* (2019). Isto indica que não terá havido nenhum efeito significativo na poupança dos agentes económicos portugueses entre o terceiro trimestre do ano de 2001 e do ano de 2022.

Contudo, esta conclusão diferem dos resultados obtidos em outros estudo tais como de *Feldstein* (1974), aos de *Barro et al.* (1979), aos de *Slavov et al.* (2018), aos de *Gechert, et al.* (2021), entre outros, o que pode dever-se a vários factores, tais como: serem países de estudo diferentes; não se ter utilizado os lucros retidos pelas empresas como variável no modelo VAR; não ter sido possível determinar se existia heterocedasticidade dos resíduos no modelo VAR estimado; a estimação da variável riqueza do sistema de segurança social; entre outros. Como verificou-se em *Barro, et al.* (1979), em *Feldstein* (1980), e em *Sabelhaus & Henriques Volz* (2020), existe alguma dificuldade em estimar a variável denominada por riqueza do sistema de segurança social, sendo uma das principais dificuldades em realizar estudos referentes a este tema. Este aspeto poderá ter influência nos resultados obtidos, visto que não existe uma fórmula concreta para se estimar estes valores, sendo que estes dados podem ser alterados de forma a obter-se um resultado positivo ou negativo (Barro, et al., 1979; Feldstein, 1980; Sabelhaus & Henriques Volz, 2020).

Este resultado poderá indicar diversos aspetos sobre a reação dos agentes económicos portugueses ao sistema de segurança social português. Poderá indicar que os agentes económicos detêm confiança no sistema de segurança social português, ou seja, eles acreditam que o sistema de segurança social será capaz de providenciar uma contribuição, quer seja por motivos de aposentação, invalidez ou outros. Portugal apresenta uma classificação muito abaixo dos restantes países da União Europeia em termos de literacia financeira, e a baixa literacia financeira pode ser um outro motivo para a obtenção destes resultados, visto que quanto maior for a literacia financeira de um indivíduo, maior a propensão de planejar a sua reforma seja através de investimentos, planos poupança reforma, entre outros (Mertens, 2017; Korzeniowska, 2021). Por fim, outro fator a ter em consideração, é o facto de Portugal ter rendimentos baixos em relação aos restantes países europeus, possivelmente não permitindo os seus agentes económicos de fazer escolhas de poupança.

Antes de se terminar o capítulo dos resultados empíricos, denota-se que o este estudo contribui em múltiplos segmentos. Através deste foi possível fazer uma análise trimestral do estudo que primeiramente foi desenvolvido por *Feldstein* (1974) de forma anual. Refere-se que também os outros estudos que se cita ao longo da dissertação, realizam análises anuais independentemente da forma como estimam a riqueza do sistema de segurança social, tais como *Barro et al.* (1979), *Feldstein* (1979), *Streb & Lehmann-Hasemeyer* (2018), *Slavov et al.* (2018), *Garcia, et al.* (2019), *Gechert, et al.* (2021), entre outros. Posto isto, elaborou-se um estudo sobre sistema de segurança social português, oferecendo-se assim maior literatura à economia social e à economia do bem-estar em Portugal. Além disso, utilizou-se o modelo VAR ao invés do OLS simples efetuado no estudo original de *Feldstein* (1974) e demais, podendo-se assim capturar as relações temporais entre as variáveis.

5. Conclusão

A presente dissertação tem como questão científica “Qual é o impacto do sistema de segurança social português sobre a poupança privada?”. Considera-se a questão de extrema relevância tanto no contexto académico, como no contexto prático, visto que a poupança desempenha um papel fundamental na estabilidade económica e no desenvolvimento financeiro de um país. Por sua vez, o sistema de segurança social é um dos pilares do bem-estar social, ao qual permite assegurar rendimentos aos grupos da sociedade mais vulneráveis.

A magnitude desta questão em termos académicos baseia-se no facto de que a poupança é uma das principais variáveis para o crescimento económico de um país, para a acumulação de capital e para a estabilidade financeira do mesmo. É importante referir, que investigar este tema, contribui para que decisores políticos, académicos e economistas possam compreender a relação existente entre estas grandezas, a eficiência das políticas públicas e a sustentabilidade financeira dos agentes económicos e do sistema de segurança social. Os trabalhos desenvolvidos por *Martin Feldstein* foram fundamentais para o desenvolvimento do estudo sendo o principal autor citado, onde através de vários artigos do mesmo foi possível reter uma visão alargada do sistema de segurança social norte americano e europeu, em que posteriormente é adaptada para o contexto português.

No capítulo da metodologia e dados, explicou-se a equação desenvolvida por *Feldstein* (1974) e a respetiva adaptação utilizada no presente estudo, com o intuito de apresentar ao leitor a equação matemática utilizada. Foi necessário analisar-se as estatísticas descritivas de cada variável, de forma a compreender o seu comportamento ao longo do período em estudo. Neste capítulo, ainda foi possível analisar-se a estacionariedade, sendo um requisito necessário para se aplicar os modelos VAR. Antes de apresentar-se o modelo econométrico e a sua respetivas especificações, descreveu-se a variável logaritmo da riqueza do sistema de segurança social, sendo esta a principal variável estimada no presente estudo. Por fim, apresentou-se o modelo econométrico, que difere do estudo originalmente desenvolvido por *Feldstein* (1974) em que utilizou-se o modelo VAR, em contraste do OLS simples utilizado no modelo original.

Com o presente estudo conclui-se que o sistema de segurança social português não tem influência sobre a poupança dos portugueses, ao contrário do resultado atingido por *Feldstein* (1974) para os EUA. Esta conclusão difere do que *Feldstein* (1974), *Barro et al.* (1979), *Slavov et al.* (2018), *Gechert, et al.* (2021), e demais obtiveram, possivelmente devido ao facto de que são países de estudo diferentes, não utilizou-se os lucros retidos pelas empresas como variável, não foi possível determinar se existia ou não heterocedasticidade dos resíduos, a estimação da variável riqueza do sistema de segurança social, entre outros. Verificou-se também que as restantes variáveis independentes não são significativas de forma individual, no entanto em conjunto são significativas, explicando cerca de 28% da variável dependente.

Este resultado poderá indicar diversos aspetos sobre a reação dos agentes económicos portugueses ao sistema de segurança social português. Poderá indicar que os agentes económicos detêm confiança no sistema de segurança social português, ou seja, eles acreditam que o sistema de segurança social será

capaz de providenciar uma contribuição nas épocas mais vulneráveis dos mesmos. Outra explicação para obtenção destes resultados poderá ser devido ao facto de os agentes económicos portugueses deterem baixa literacia financeira. Por fim, os rendimentos baixos poderão não permitir os agentes económicos portugueses fazerem escolhas de poupança.

O presente estudo destaca-se de todos os outros dentro da área de segurança social e da poupança por vários motivos. Adotou-se uma abordagem trimestral o que não é comum no tema em análise, proporcionando assim uma análise mais fragmentada das dinâmicas económicas envolvidas. Com um total de 85 observações, este estudo supera significativamente o número de amostras que são frequentemente encontrados nos estudos portugueses sobre este tema, oferecendo-se assim uma base empírica mais robusta.

Além disso, a dissertação inclui uma descrição detalhada da estimação da variável riqueza do sistema de segurança social, contribuindo para uma compreensão mais aprofundada da mesma. Constatou-se ainda que a estimação desta variável não é comum em estudos portugueses, muito menos para os últimos anos em análise.

Outro ponto diferenciador é a análise do impacto na poupança através do consumo para os dados portugueses, uma abordagem que não é comumente explorada na literatura portuguesa existente. Estes elementos conferem à presente dissertação um valor acrescentado académico substancial, elevando o nível de precisão e profundidade na análise da relação entre segurança social e poupança em Portugal.

Realizar um estudo sobre o impacto do sistema de segurança social na poupança apresenta várias vantagens e desvantagens. Entre as vantagens, destaca-se a relevância prática do tema, que fornece informações valiosas para os decisores das políticas económicas, contribuindo para debates académicos sobre a sustentabilidade do sistema. Já em relação às desvantagens inclui-se a complexidade na obtenção de dados, além da necessidade de um conhecimento aprofundado de teorias económicas e modelos econométricos avançados, o que pode tornar o estudo mais desafiante.

Recomenda-se que em futuras investigações, explorarem os efeitos do sistema de segurança social na poupança de diferentes coortes etárias, permitindo comparar os comportamentos entre gerações. Além disso, fazer uma investigação comparando vários países pode revelar o impacto cultural e institucional na poupança que foi referido em *Rocher e Stierle* (2015) citado em (Mozayeni, 2019) e *Kaplan, et al.* (2023). Finalmente, criar uma análise qualitativa sobre o tema poderá ajudar a responder a razão pela qual obteve-se estes resultados para Portugal, através de questionários aos agentes económicos e a pessoas de interesse na área.

Em suma, esta dissertação ofereceu uma visão detalhada e aprofundada sobre a relação entre o sistema de segurança social português e a poupança, revelando os desafios e as oportunidades que surgem no horizonte. O estudo realizado reforça a importância do tema e abre portas para novas pesquisas e debates. A contribuição desta investigação vai além dos resultados apresentados, incentivando-se a reflexão contínua.

Em última análise, o progresso nesta área dependerá do compromisso e da criatividade de todos aqueles que se dedicam a esta área, mantendo viva a curiosidade e o espírito crítico que impulsionam o avanço do conhecimento.

Bibliografia

- Antonelli, M. A. & Bonis, V., 2018. Assessing the performance of social spending in Europe. *Central European Journal of Public Policy*, Volume 12.
- Assembleia da República, 2006. Lei n.º 53-B/2006. *Diário da República*, 1ª série(249).
- Banco Central Europeu, s.d. [Online]
Available at: <https://data.ecb.europa.eu/>
[Acedido em 15 Novembro 2023].
- Banco de Portugal, s.d. [Online]
Available at: <https://bpstat.bportugal.pt/>
[Acedido em 1 Novembro 2023].
- Barro, R. J., Darby, M., Feldstein, M. & Munnell, A., 1979. Social Security and Private Saving: Another Look. *Social Security Bulletin*, 42(5).
- Bloom, D. E., Canning, D., Mansfield, R. K. & Moore, M., 2007. Demographic change, social security systems, and savings. *Journal of Monetary Economics*, 54(1), pp. 92-114.
- Busch, G. & Wüger, M., 1981. Social security and saving — A critical note on the feldstein hypothesis. *Empirica*, 8(2), pp. 223-240.
- Curto, J., 2019. *Time Series Models - Macroeconometria II*. Lisboa: s.n.
- Curto, J., 2021. *Estatística com R: Aprenda Fazendo*. Lisboa: Publicado de forma independente.
- Docquier, F. & Paddison, O., 2003. Social security benefit rules, growth and inequality. *Journal of Macroeconomics*, 25(1), pp. 47-71.
- Eurostat, s.d. [Online]
Available at: <https://ec.europa.eu/eurostat/web/main/data/database>
[Acedido em 20 Outubro 2023].
- Feldstein, M., 1974. Social Security, Induced Retirement, and Aggregate Capital Accumulation. *The Journal of Political Economy*, 82(5), pp. 905-926.
- Feldstein, M., 1979. The Effect of Social Security on Private Savings: The Time Series Evidence. *National Bureau of Economic Research Working Paper Series*, Volume 314.
- Feldstein, M., 1979. The Effect of Social Security on Saving. *National Bureau of Economic Research Working Paper Series*, Volume 334.
- Feldstein, M., 1980. Social Security, Induced Retirement, and Aggregate Capital Accumulation: A Correction and Updating. *National Bureau of Economic Research Working Paper Series*, Volume 579.
- Feldstein, M., 2001. The Future of Social Security Pensions in Europe. *National Bureau of Economic Research Working Paper Series*, Volume 8487.
- Feldstein, M., 2005. Rethinking Social Insurance. *National Bureau of Economic Research Working Paper Series*, Volume 11250.
- Galasso, V. & Profeta, P., 2002. The political economy of social security: a survey. *European Journal of Political Economy*, 18(1), pp. 1-29.
- Garcia, M., Rodrigues, P. & Nunes, F., 2019. Private Saving Determinants in Portugal. *Mediterranean Journal of Social Sciences*, 10(2).
- Gebeşoğlu, P. F., Ertuğrul, H. M. & Bulut, Ü., 2023. The determinants of savings rates in OECD countries: The role of private pensions. *Central Bank Review*, 23(1), p. 100107.
- Gechert, S., Paetz, C. & Villanueva, P., 2021. The macroeconomic effects of social security contributions and benefits. *Journal of Monetary Economics*, Volume 117, pp. 571-584.
- Instituto Nacional de Estatística, s.d. [Online]
Available at: https://www.ine.pt/xportal/xmain?xpgid=ine_main&xpid=INE
[Acedido em 29 Outubro 2023].
- Jun, H., 2020. Social security and retirement in fast-aging middle-income countries: Evidence from Korea. *The Journal of the Economics of Ageing*, Volume 17, p. 100284.
- Kaplan, E. A., Hoş, Z. & Güler, I., 2023. The effect of social security spending on economic growth in selected EU candidate countries. *SEER Journal for Labour and Social Affairs in Eastern Europe*, 26(1), pp. 95-110.
- Keynes, J. M., 2010. *Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda*. Lisboa: Relógio D'Água.

- Korzeniowska, A. M., 2021. Heterogeneity of government social spending in European Union countries. *Future Business Journal*, 7(1), p. 38.
- Levin, L., 1998. Are assets fungible?: Testing the behavioral theory of life-cycle savings. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 36(1), pp. 59-83.
- Mozayeni, S., 2019. Social Security Income and Household Savings: A New Model and Evidence. *Journal of Accounting and Finance*, 19(5).
- Pordata, s.d. [Online]
 Available at: <https://www.pordata.pt/>
 [Acedido em 27 Outubro 2023].
- Prammer, D., 2019. How does population ageing impact on personal income taxes and social security contributions?. *The Journal of the Economics of Ageing*, Volume 14, p. 100186.
- Sabelhaus, J. & Henriques Volz, A., 2020. Social Security Wealth, Inequality, and Lifecycle Saving. *National Bureau of Economic Research Working Paper Series*, Volume 27110.
- Segurança Social, s.d. *Segurança Social*. [Online]
 Available at: <https://www.seg-social.pt/inicio>
 [Acedido em 2023].
- Slavov, S., Gorry, D., Gorry, A. & Caliendo, F. N., 2018. Social Security and Saving: An Update. *Public Finance Review*, 47(2), pp. 312-348.
- Streb, J. & Lehmann-Hasemeyer, S., 2018. Does Social Security Crowd Out Private Savings? The Case of Bismarck's System of Social Insurance. *European Review of Economic History*, Volume 22, pp. 298-321.
- Trabalho, Solidariedade e Segurança Social, 2021. *Diário da República, Série I*, 53/2021(48), pp. 9-10.
- van der Klaauw, W. & Wolpin, K. I., 2008. Social security and the retirement and savings behavior of low-income households. *Journal of Econometrics*, 145(1), pp. 21-42.

Anexos

Anexo A – Sumário das variáveis

| Consumption_GDP | | | | |
|-----------------|------|----------|-------------|-----------|
| Percentiles | | Smallest | | |
| 1% | .616 | .616 | | |
| 5% | .636 | .617 | | |
| 10% | .638 | .631 | Obs | 85 |
| 25% | .649 | .635 | Sum of wgt. | 85 |
| 50% | .669 | | Mean | .6643647 |
| | | Largest | Std. dev. | .0184396 |
| 75% | .681 | .687 | Variance | .00034 |
| 90% | .685 | .687 | Skewness | -.5117674 |
| 95% | .686 | .688 | Kurtosis | 2.347913 |
| 99% | .697 | .697 | | |

Figura 8 - Sumário da variável consumo

Fonte: Eurostat

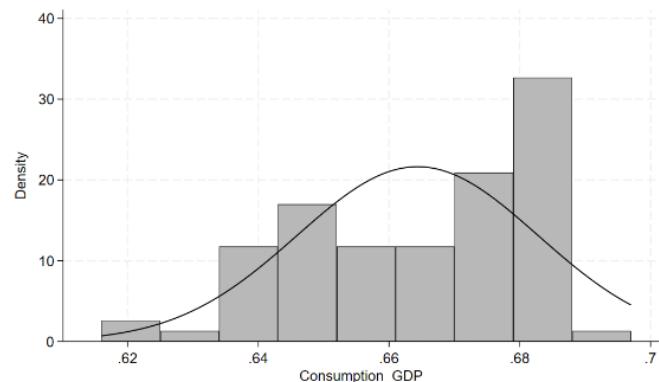


Figura 9 - Representação gráfica da distribuição da variável consumo

Fonte: Eurostat

| Disposable_Income_log | | | | |
|-----------------------|-----------------|-----------------|-------------|-----------------|
| | Percentiles | Smallest | | |
| 1% | 24.14187 | 24.14187 | | |
| 5% | 24.16916 | 24.15086 | | |
| 10% | 24.17502 | 24.1554 | Obs | 85 |
| 25% | 24.18759 | 24.16732 | Sum of wgt. | 85 |
| 50% | 24.21345 | | Mean | 24.21494 |
| | | Largest | Std. dev. | .0324481 |
| 75% | 24.24044 | 24.27268 | | |
| 90% | 24.25667 | 24.27441 | Variance | .0010529 |
| 95% | 24.26929 | 24.28108 | Skewness | .066582 |
| 99% | 24.28275 | 24.28275 | Kurtosis | 2.256968 |

Figura 10 - Sumário da variável logaritmo do rendimento disponível dos particulares

Fonte: Banco de Portugal

| Wealth | | | | |
|--------|-----------------|-----------------|-------------|------------------|
| | Percentiles | Smallest | | |
| 1% | -1053.83 | -1053.83 | | |
| 5% | -667.86 | -989.31 | | |
| 10% | -496.81 | -952.74 | Obs | 85 |
| 25% | 35.2 | -890.68 | Sum of wgt. | 85 |
| 50% | 294.18 | | Mean | 325.0004 |
| | | Largest | Std. dev. | 581.9918 |
| 75% | 739.49 | 1219.96 | | |
| 90% | 1053.15 | 1304.86 | Variance | 338714.4 |
| 95% | 1184.64 | 1377.46 | Skewness | -.2955587 |
| 99% | 1562.06 | 1562.06 | Kurtosis | 2.66784 |

Figura 11 - Sumário da variável riqueza per capita

Fonte: Banco Central Europeu

| SSW_log | | | | |
|---------|-----------------|-----------------|-------------|------------------|
| | Percentiles | Smallest | | |
| 1% | 23.18132 | 23.18132 | | |
| 5% | 23.8684 | 23.67607 | | |
| 10% | 24.00911 | 23.74775 | Obs | 85 |
| 25% | 24.33469 | 23.76266 | Sum of wgt. | 85 |
| 50% | 24.63137 | | Mean | 24.61055 |
| | | Largest | Std. dev. | .45996 |
| 75% | 24.90611 | 25.50672 | | |
| 90% | 25.0953 | 25.51656 | Variance | .2115632 |
| 95% | 25.48745 | 25.58448 | Skewness | -.2224815 |
| 99% | 25.72368 | 25.72368 | Kurtosis | 3.411657 |

Figura 12 - Sumário da variável logaritmo da riqueza do sistema de segurança social

Fonte: Elaboração própria

Anexo B – Distribuição e teste de Kurtosis

| Skewness and kurtosis tests for normality | | | | | |
|---|-----|---------------|---------------|-------------|---------------|
| Variable | Obs | Pr(skewness) | Pr(kurtosis) | Adj chi2(2) | Prob>chi2 |
| Consumption_GDP | 85 | 0.0482 | 0.1308 | 5.88 | 0.0529 |

Figura 13 - Teste de Kurtosis à variável consumo

Fonte: Elaboração própria

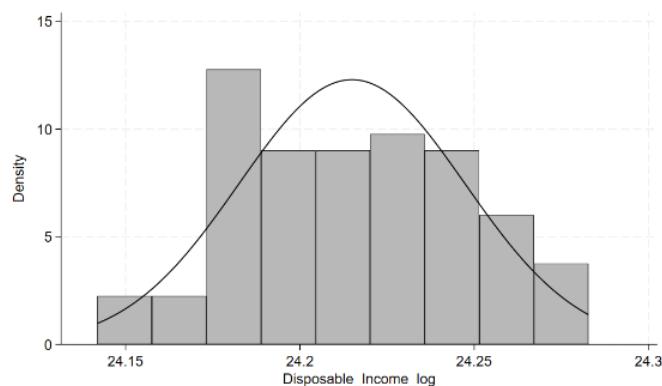


Figura 14 - Representação gráfica da distribuição da variável logaritmo do rendimento disponível dos particulares

Fonte: Elaboração própria

| Skewness and kurtosis tests for normality | | | | | |
|---|-----|---------------|---------------|-------------|---------------|
| Variable | Obs | Pr(skewness) | Pr(kurtosis) | Adj chi2(2) | Prob>chi2 |
| Disposable_Income_log | 85 | 0.7880 | 0.0576 | 3.80 | 0.1494 |

Figura 15 - Teste de Kurtosis à variável logaritmo do rendimento disponível dos particulares

Fonte: Elaboração própria

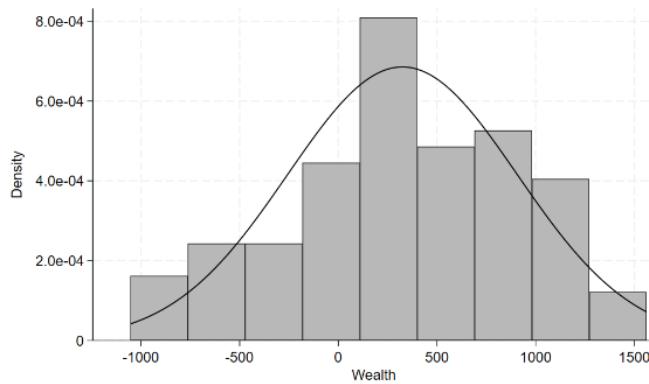


Figura 16 - Representação gráfica da distribuição da variável riqueza per capita

Fonte: Elaboração própria

| Skewness and kurtosis tests for normality | | | | | |
|---|-----|--------------|--------------|-------------|-----------|
| Variable | Obs | Pr(skewness) | Pr(kurtosis) | Joint test | |
| | | | | Adj chi2(2) | Prob>chi2 |
| Wealth | 85 | 0.2399 | 0.6537 | 1.63 | 0.4431 |

Figura 17 - Teste de Kurtosis à variável riqueza per capita

Fonte: Elaboração própria

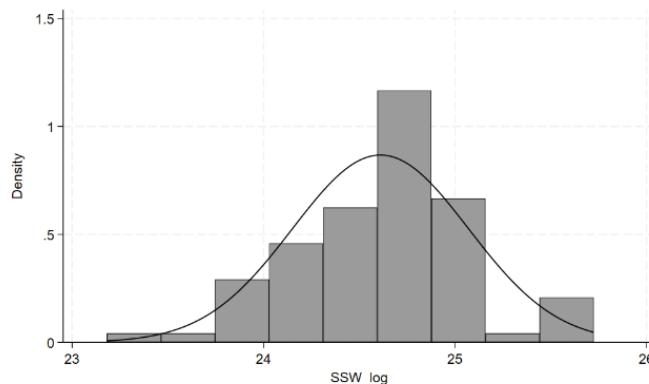


Figura 18 - Representação gráfica da distribuição da variável logaritmo da riqueza do sistema de segurança social

Fonte: Elaboração própria

| Skewness and kurtosis tests for normality | | | | | |
|---|-----|--------------|--------------|-------------|-----------|
| Variable | Obs | Pr(skewness) | Pr(kurtosis) | Adj chi2(2) | Prob>chi2 |
| SSW_log | 85 | 0.3730 | 0.2838 | 2.00 | 0.3677 |

Figura 19 - Teste de Kurtosis à variável logaritmo da riqueza do sistema de segurança social

Fonte: Elaboração própria

Anexo C – Representação gráfica e teste ADF

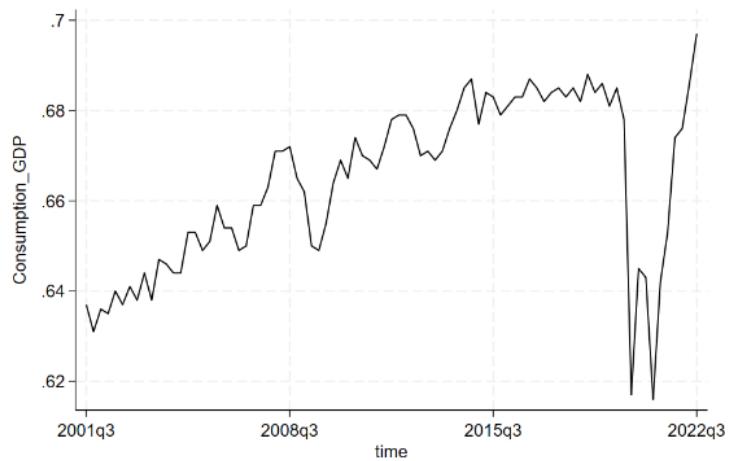


Figura 20 - Representação gráfica da variável consumo

Fonte: Eurostat

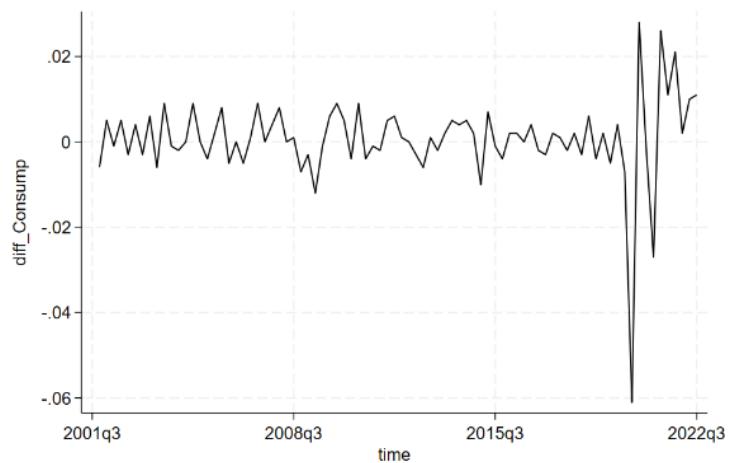


Figura 21 - Representação gráfica das primeiras diferenças da variável consumo

Fonte: Eurostat

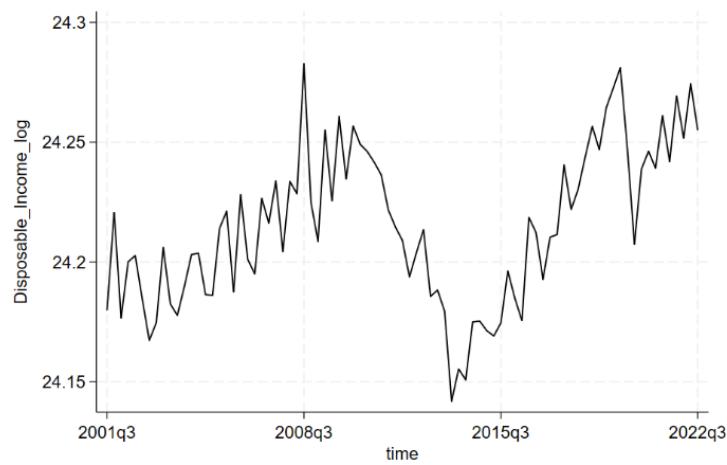


Figura 22 - Representação gráfica da variável logaritmo do rendimento disponível dos particulares

Fonte: Banco de Portugal

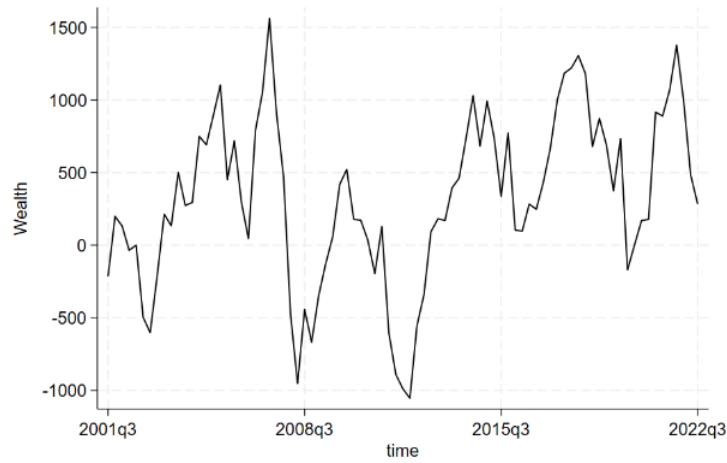


Figura 23 - Representação gráfica da variável riqueza per capita

Fonte: Banco Central Europeu

Anexo D – Modelo econométrico VAR

. corrgram var_resid

| LAG | AC | PAC | Q | Prob>Q | -1 | 0 | 1 | -1 | 0 | 1 | [Autocorrelation] | [Partial autocor] |
|-----|----------------|----------------|---------------|---------------|----|---|---|----|---|---|-------------------|-------------------|
| 1 | -0.0054 | -0.0053 | .00243 | 0.9607 | | | | | | | | |
| 2 | -0.0206 | -0.0207 | .03812 | 0.9811 | | | | | | | | |
| 3 | 0.0269 | 0.0275 | .09983 | 0.9919 | | | | | | | | |
| 4 | -0.0643 | -0.0751 | .45656 | 0.9776 | | | | | | | | |
| 5 | -0.1055 | -0.1271 | 1.4296 | 0.9210 | | | | | | | | |
| 6 | -0.3220 | -0.4542 | 10.623 | 0.1007 | | | | | | | | |
| 7 | 0.0718 | 0.0411 | 11.087 | 0.1349 | | | | | | | | |
| 8 | 0.1050 | 0.0650 | 12.091 | 0.1472 | | | | | | | | |
| 9 | -0.0007 | -0.0019 | 12.091 | 0.2082 | | | | | | | | |
| 10 | 0.0337 | 0.0909 | 12.198 | 0.2720 | | | | | | | | |
| 11 | -0.0571 | -0.1980 | 12.508 | 0.3267 | | | | | | | | |
| 12 | 0.0319 | -0.0022 | 12.606 | 0.3983 | | | | | | | | |
| 13 | -0.1139 | -0.2393 | 13.878 | 0.3825 | | | | | | | | |
| 14 | -0.0393 | 0.0368 | 14.031 | 0.4474 | | | | | | | | |
| 15 | -0.0597 | -0.1864 | 14.39 | 0.4962 | | | | | | | | |
| 16 | -0.0705 | -0.2784 | 14.899 | 0.5320 | | | | | | | | |
| 17 | 0.1021 | 0.1279 | 15.984 | 0.5250 | | | | | | | | |
| 18 | 0.0193 | 0.0305 | 16.023 | 0.5909 | | | | | | | | |
| 19 | -0.0378 | -0.3433 | 16.177 | 0.6454 | | | | | | | | |
| 20 | 0.0666 | 0.2473 | 16.662 | 0.6748 | | | | | | | | |
| 21 | 0.1050 | 0.5413 | 17.888 | 0.6561 | | | | | | | | |
| 22 | 0.0009 | -0.0966 | 17.889 | 0.7126 | | | | | | | | |
| 23 | -0.1329 | -0.2769 | 19.92 | 0.6467 | | | | | | | | |
| 24 | -0.0153 | 0.0454 | 19.948 | 0.6997 | | | | | | | | |
| 25 | 0.0230 | -0.0635 | 20.011 | 0.7463 | | | | | | | | |
| 26 | -0.0121 | -0.0618 | 20.028 | 0.7902 | | | | | | | | |
| 27 | -0.0229 | 0.1807 | 20.093 | 0.8268 | | | | | | | | |
| 28 | 0.0720 | 0.1566 | 20.747 | 0.8357 | | | | | | | | |
| 29 | 0.1164 | 0.3703 | 22.491 | 0.7993 | | | | | | | | |
| 30 | -0.0362 | -0.0327 | 22.663 | 0.8288 | | | | | | | | |
| 31 | -0.1057 | -0.5023 | 24.159 | 0.8040 | | | | | | | | |
| 32 | -0.0809 | -0.2928 | 25.054 | 0.8039 | | | | | | | | |
| 33 | -0.0135 | 0.0435 | 25.079 | 0.8370 | | | | | | | | |
| 34 | -0.1028 | -0.8109 | 26.587 | 0.8137 | | | | | | | | |
| 35 | 0.0104 | 0.2627 | 26.603 | 0.8452 | | | | | | | | |
| 36 | -0.0060 | -0.6991 | 26.609 | 0.8730 | | | | | | | | |
| 37 | 0.0955 | -0.3402 | 28.001 | 0.8568 | | | | | | | | |
| 38 | 0.0268 | 0.3567 | 28.113 | 0.8795 | | | | | | | | |

Figura 24 - Função de autocorrelação (FAC) e Função de autocorrelação parcial (FACP)

Fonte: Elaboração própria

| Source | SS | df | MS | Number of obs | = | 80 |
|--------------|-------------|-----------|------------|---------------|----------------------|----------|
| Model | .002278924 | 16 | .000142433 | F(16, 63) | = | 1.50 |
| Residual | .005971463 | 63 | .000094785 | Prob > F | = | 0.1272 |
| | | | | R-squared | = | 0.2762 |
| Total | .008250388 | 79 | .000104435 | Adj R-squared | = | 0.0924 |
| | | | | Root MSE | = | .00974 |
| diff_Consump | Coefficient | Std. err. | t | P> t | [95% conf. interval] | |
| diff_Consump | | | | | | |
| L1. | -.2297454 | .1298067 | -1.77 | 0.082 | -.4891434 | .0296526 |
| L2. | -.0497125 | .1326948 | -0.37 | 0.709 | -.314882 | .215457 |
| L3. | .2360372 | .1330964 | 1.77 | 0.081 | -.0299348 | .5020092 |
| L4. | .0727524 | .1325057 | 0.55 | 0.585 | -.1920391 | .3375439 |
| diff_LDI | | | | | | |
| L1. | .0159602 | .0706168 | 0.23 | 0.822 | -.1251563 | .1570767 |
| L2. | .0023012 | .0766043 | 0.03 | 0.976 | -.1507803 | .1553827 |
| L3. | -.0280908 | .0737712 | -0.38 | 0.705 | -.1755108 | .1193292 |
| L4. | -.0082806 | .0659803 | -0.13 | 0.901 | -.1401316 | .1235705 |
| diff2_Wealth | | | | | | |
| L1. | 5.54e-06 | 3.42e-06 | 1.62 | 0.110 | -1.29e-06 | .0000124 |
| L2. | -2.48e-06 | 3.37e-06 | -0.74 | 0.464 | -9.21e-06 | 4.25e-06 |
| L3. | 7.62e-06 | 3.81e-06 | 2.00 | 0.050 | 2.08e-09 | .0000152 |
| L4. | 6.07e-06 | 3.70e-06 | 1.64 | 0.106 | -1.33e-06 | .0000135 |
| diff_LSSW | | | | | | |
| L1. | .0061945 | .0056128 | 1.10 | 0.274 | -.0050217 | .0174107 |
| L2. | .0072616 | .0062562 | 1.16 | 0.250 | -.0052404 | .0197637 |
| L3. | .0003804 | .0064906 | 0.06 | 0.953 | -.0125899 | .0133507 |
| L4. | .0018381 | .0054632 | 0.34 | 0.738 | -.0090793 | .0127555 |
| _cons | .0001727 | .0011798 | 0.15 | 0.884 | -.002185 | .0025304 |

Figura 25 - Regressão incluindo todos os lags

Fonte: Elaboração própria