



INSTITUTO
UNIVERSITÁRIO
DE LISBOA

Política monetária e o efeito da riqueza imobiliária sobre o consumo

Ricardo João Augusto Cardana

Mestrado em Economia Monetária e Financeira

Orientadora:

Prof.^a Dr.^a Sofia de Sousa Vale, Departamento de Economia,
ISCTE - Instituto Universitário de Lisboa

Junho, 2022



CIÊNCIAS SOCIAIS
E HUMANAS

Departamento de Economia Política

Política monetária e o efeito da riqueza imobiliária sobre o consumo

Ricardo João Augusto Cardana

Mestrado em Economia Monetária e Financeira

Orientadora:
Prof.^a Dr.^a Sofia de Sousa Vale, Departamento de Economia,
ISCTE - Instituto Universitário de Lisboa

Junho, 2022

AOS MEUS PAIS

Agradecimento

Um agradecimento especial aos meus pais Maria João Soares Augusto Cardana e João Manuel Alexandre Cardana por todo o apoio, motivação e força que me deram neste desafio, ainda agradecer todo o investimento financeiro na minha educação. Aos meus avós maternos e paternos toda a sua amizade e motivação. E ao meu irmão Guilherme e à minha namorada Sofia por toda a ajuda.

O reconhecimento e admiração pela Professora Doutora Sofia Vale que foi minha orientadora e demonstrou completa disponibilidade sempre, apoioando me constantemente em qualquer dúvida. Sem o seu apoio e orientação não teria sido possível concluir esta dissertação.

Um grande e sincero obrigado a todos!

Resumo

Com a crise financeira do *subprime* em 2007 e o aparecimento da crise das dívidas soberanas em 2010, a política monetária teve de mudar de trajetória, porque a economia não tinha respondido como esperado à diminuição substancial das taxas de juro diretoras – levando a uma situação de armadilha da liquidez. Isto levou os Bancos Centrais a aplicar políticas monetárias não convencionais por forma a expandir a procura agregada.

Estas políticas afetaram os preços dos ativos reais e financeiros, gerando efeitos de riqueza que afetam as famílias. Uma vez que a habitação é o ativo mais importante para as famílias, impacta o seu rendimento disponível de forma muito significativa, os movimentos macroeconómicos estão muitas vezes relacionados com mudanças nos preços da habitação.

O presente trabalho tem como objetivo estudar de que forma é que as evoluções dos preços da habitação, resultantes de mudanças de política monetária, afetam o consumo das famílias e o PIB de Portugal e Espanha. Neste sentido recolheram-se dados reais com periodicidade trimestral, compreendidos entre o 1ºT 1999 e o 4ºT 2019 e construiu-se um modelo VAR para analisar como é que a *shadow rate* influencia os preços da habitação e como é que estes se relacionam com o comportamento do consumo e do PIB.

As conclusões deste trabalho apontam para a uma causalidade positiva entre os preços da habitação e o consumo, mas também com o PIB e uma relação de causalidade inversa entre a *shadow rate* (política monetária) e os preços da habitação.

Palavras-chave: Preços da habitação, Efeito riqueza imobiliária, Consumo, Portugal, Espanha, VAR

Abstract

The recent subprime financial crisis in 2007 and the emergence of the sovereign debt crisis in 2010, monetary policy had to change course, because the economy had not responded as expected to the substantial decrease in key interest rates – leading to a situation of Liquidity Trap. This has led Central Banks to apply unconventional monetary policies in order to expand aggregate demand.

These policies affected the prices of real and financial assets, generating wealth effects that affect households. Since housing is the most important asset for households, impacting their disposable income very significantly, macroeconomic movements are often related to changes in house prices.

The present work aims to study how the evolution of housing prices, resulting from changes in monetary policy, affect household consumption and GDP in Portugal and Spain. In this sense, real data were collected on a quarterly basis, between Q1 1999 and Q4 2019 and a VAR model was built to analyze how the shadow rate influences housing prices and how they relate to the behaviour consumption and GDP.

The conclusions of this work point to a positive causality between house prices and consumption, but also with GDP and an inverse causality relationship between the shadow rate (monetary policy) and house prices.

Key Words: House prices, House wealth effect, Consumption, Portugal, Spain, VAR

Índice Geral

Agradecimento	iii
Resumo.....	v
Abstract	vii
Glossário.....	xiii
CAPÍTULO 1. Introdução	1
CAPÍTULO 2. Revisão da Literatura.....	3
2.1. Canal de crédito da política monetária através do mercado imobiliário	3
2.2. Literatura	4
CAPÍTULO 3. Metodologia e Dados	9
3.1. Metodologia.....	9
3.2. Variáveis.....	9
3.2.1. Estatística Descritiva.....	12
3.3. Países em estudo.....	13
3.4. O Modelo VAR (Vector Autoregressive Models).....	14
3.5. Testes de Raiz Unitária.....	16
3.5.1. Teste Augmented Dickey-Fuller (ADF).....	17
3.5.2. Teste Philips-Perron (PP)	18
3.5.3. Teste Kwiatkowski Philips Schmidt Shin (KPSS)	18
3.6. Cointegração.....	19
3.6.1. Teste de Johansen	19
3.7. Função impulso-resposta (IRF)	21
3.8. Decomposição da Variância	21
3.9. Causalidade à Granger.....	21
CAPÍTULO 4. Resultados Empíricos	21
4.1. Série Temporais e dados.....	21
4.2. Teste de Multicolinearidade	22
4.3. Testes de Raiz Unitária.....	23
4.3.1. Diferenciação das séries	26
4.4. Ordem de desfasamento	27
4.5. Função impulso-resposta (FIR)	29
4.6. Decomposição da Variância	33
4.7. Causalidade à Granger.....	37
4.8. Discussão económica	39
CAPÍTULO 5. Conclusões.....	43

Referências Bibliográficas	47
Anexos.....	49
Anexo A: Representação gráfica das séries temporais por país	49
Anexo B: Testes de Multicolineariedade	50
Anexo C: Gráficos das séries originais e transformadas após diferenciação	52
Anexo D: Leg lenght criteria.....	53
Anexo E: Testes de Autocorrelação, Heterocedasticidade e Normalidade dos resíduos	55
Anexo F: Modelo VAR.....	59
Anexo G: Decomposição da Variância	64
Anexo H: Decomposição da Variância (Preços da habitação – <i>Shadow rate</i>).....	67
Anexo I: Causalidade à Granger	69

Índice de Figuras

Figura 2.1. - Representação do canal de crédito de transmissão de política monetária (adaptado de Elbourne, A. (2008)).	3
Figura - 3.1. - Representação gráfica Shadow rate Wu-Xia - Fonte: Board of governors of the federal Reserve System and Wu and Xia (2016), (Wu e Xia, 2016).	10
Figura 3.2. - Peso das despesas das famílias com créditos hipotecários no rendimento disponível - OCDE - Fonte: Relatório Brick by Brick: Building Better Housing Policies - OCDE Wealth Distribution Database (oe.cd/wealth), HFCS database, (OCDE, 2021).	11
Figura 3.3. - Gráfico da evolução do índice de preços em Portugal e Espanha durante o período de 1ºT 1999 até 4ºT 2019 - Fonte: (OCDE, 2022a), realizado no EVIEWS.	14
Figura 3.4. - Esquema da Abordagem VAR explicada por Lutkepohl (2005).	15
Figura 4.1. - Representação dos modelos a aplicar segundo a variável consumo e PIB.....	23
Figura 4.2. - Representação gráfica das FIR, para Portugal considerando o efeito sobre o consumo, calculadas com intervalo de confiança de 95%.....	30
Figura 4.3. - Representação gráfica das FIR, para Espanha considerando o efeito sobre o consumo, calculadas com intervalo de confiança de 95%.....	31
Figura 4.4. - Representação gráfica das FIR, para Portugal considerando o efeito sobre o PIB, calculadas com intervalo de confiança de 95%.....	32
Figura 4.5. - Representação gráfica das FIR, para Espanha considerando o efeito sobre o PIB, calculadas com intervalo de confiança de 95%.....	33
Figura 4.6. - Esquema da ordem para as variáveis e considerar.....	34

Índice de Quadros

Quadro 3.1. - Descrição das variáveis do modelo e base de dados.	9
Quadro 3.2. - Estatística descritiva das séries antes de diferenciação para Portugal e Espanha.	13
Quadro 4.1. - Representação dos resultados dos testes de raiz unitária para Portugal.	24
Quadro 4.2. - Representação dos resultados dos testes de raiz unitária para Espanha.	25
Quadro 4.3. - Teste de raiz unitária para as séries de Portugal e Espanha após uma diferenciação.....	26
Quadro 4.4. - Testes dos resíduos para Portugal incluindo o consumo.....	28
Quadro 4.5. - Testes dos resíduos para Espanha incluindo o consumo.....	28
Quadro 4.6. - Testes dos resíduos para Portugal incluindo o PIB.	29
Quadro 4.7. - Testes dos resíduos para Espanha incluindo o PIB.	29
Quadro 4.8. - Valores Decomposição da Variância em percentagem (%) - CONSUMO – PORTUGAL.	34
Quadro 4.9. - Valores Decomposição da Variância em percentagem (%) - CONSUMO – ESPANHA.	35
Quadro 4.10. - Valores Decomposição da Variância em percentagem (%) - PIB – PORTUGAL.	35
Quadro 4.11. - Valores Decomposição da Variância em percentagem (%) - PIB – ESPANHA.	36
Quadro 4.12. - Quadro resumo valores da Decomposição da Variância dos preços da habitação com a shadow rate em percentagem (%), para Portugal e Espanha.	36
Quadro 4.13. - Representação dos valores da causalidade, para Portugal considerando o efeito sobre o consumo.	37
Quadro 4.14 - Representação dos valores da causalidade, para Espanha considerando o efeito sobre o consumo.	37
Quadro 4.15. - Representação dos valores da causalidade, para Portugal considerando o efeito sobre o PIB.....	38
Quadro 4.16. - Representação dos valores da causalidade, para Espanha considerando o efeito sobre o PIB.....	38

Glossário

ADF: *Augmented Dickey-Fuller*

AIC: *Akaike information criterion*

BCE: Banco Central Europeu

C: Constante

C & T: Constante e tendência

DSP: *Difference Stationary Process*

FIR: Funções Impulso-Resposta

FEVD: *Forecast error variance decomposition*

HOUSE PRICES = Preços da Habitação

IHPC: Índice Harmonizado de Preços do Consumidor

IPC: Índice de Preços do Consumidor

INE: Instituto Nacional de Estatística

KPSS: *Kwiatkowski Phillips Schmidt Shin*

MMI: Mercado Monetário Interbancário

OCDE: Organização para a cooperação e desenvolvimento económico

OLS: *Ordinary Least Squares* = Minimos Quadrados Ordinários

PIB: Produto Interno Bruto

PP: *Phillips Perron*

PV: *P-value*

RPPI: Índice de preços de imóveis residenciais

SC: *Schwarz information criterion*

TSP: *Trend Stationary Process*

VAR: *Vector Autoregressive Model*

VIF: *Variance Inflation Factors*

CAPÍTULO 1

Introdução

Com a crise do *subprime* em 2007 e o aparecimento da crise das dívidas soberanas em 2010, a política monetária teve de mudar de trajetória, principalmente devido ao facto da economia não ter respondido como esperado à diminuição substancial das taxas de juro diretoras – levando a uma situação que Keynes definiu como Armadilha da Liquidez. Isto levou os Bancos Centrais a aplicar políticas monetárias não convencionais por forma a expandir a procura agregada.

No efeito sobre os ativos e habitação, as reduções substanciais das taxas de juro diretoras após a crise financeira levaram a uma redução muito significativa nas taxas de juro praticadas no mercado monetário interbancário (MMI) e por sua vez no mercado de crédito à habitação – conduzindo a um aumento da procura por crédito e consequentemente a um aumento dos preços das habitações, ao mesmo tempo que ocorreu um incremento do consumo por parte das famílias. Este foi também um efeito indireto sobre o consumo via canal de crédito.

A habitação é o ativo mais importante para as famílias, e que, de acordo com o relatório *Brick by brick: Building better housing policies* realizado pela OCDE (2021), o valor médio do peso da dívida de crédito hipotecário no rendimento disponível das famílias nos países da OCDE é de 66%, e para Portugal cerca de 82,4% e 64,8% para Espanha. Logo variações no preço deste ativo assim como variações nas taxas de juro de crédito hipotecário afetam o rendimento disponível das famílias de forma muito significativa.

Deste modo, movimentos macroeconómicos estão muitas vezes relacionados com mudanças nos preços da habitação. Muitos autores encontraram efeitos significativos da riqueza imobiliária no consumo e no PIB, e de acordo com a Teoria do Rendimento Permanente (Friedman, 1957) e a Hipótese do ciclo de vida (Modigliani e Brumberg, 1954) afirmam que o consumo privado está diretamente ligado à riqueza das famílias. Esta riqueza depende da riqueza financeira e da riqueza humana que se caracterizam respetivamente como, o stock de ativos detidos pelas famílias, entre os quais a habitação, e o valor presente do rendimento esperado ao longo da vida.

O mercado imobiliário é percebido como um ponto importante para a evolução económica, e as diversas crises financeiras revelaram a importância dos preços dos ativos como mecanismo de transmissão de política monetária tendo um grande impacto na situação financeira das famílias, uma vez que estes ativos são usados como colaterais de crédito que afetam o investimento das empresas, mas também o consumo privado, sendo causador de muitas flutuações económicas, como discutido por Lee et al. (2013).

Conforme Campbell e Cocco (2007) pode existir um efeito direto entre o preço das habitações e o consumo das famílias, já que um aumento do preço da habitação aumenta a riqueza imobiliária que aumenta o consumo. Assim se definirmos a riqueza financeira como a soma dos ativos líquidos e o valor dos imóveis menos as suas dívidas, é elementar que o aumento do preço da habitação incrementa a riqueza financeira das famílias, mas isto não é sinônimo de uma riqueza real maior.

Conclusões deste efeito sobre o consumo permanecem ainda ambíguas, autores como Chen (2006) defendem que a relação entre a riqueza imobiliária e o consumo é positiva e forte, enquanto Phang (2004) argumenta que o consumo não é muito sensível às alterações no valor dos ativos ilíquidos tais como habitação residencial, mostrando que um aumento do preço da habitação não tem nenhum efeito significativo sobre o consumo em Singapura.

Revela-se de extrema importância e interesse perceber e analisar qual o impacto da política monetária no ativo habitação e de que forma isso afetará o consumo agregado das famílias e também no PIB. Assim a presente análise incide sobre Portugal e Espanha que apresentaram, desde 1ºT 1999 a 4ºT 2019, evoluções dos preços da habitação bastante distintas, Portugal com uma evolução mais suave enquanto Espanha teve uma evolução mais explosiva até à crise financeira.

O preço da habitação pode ser considerado uma variável avançada do ciclo económico uma vez que o seu comportamento parece antecipar o comportamento subsequente do PIB e fortemente correlacionada com o ciclo económico.

Com este estudo pretende-se estabelecer uma relação primeiramente entre os preços da habitação e o consumo das famílias, e entre os preços da habitação e o PIB, percebendo o efeito que as variações no preço deste ativo causam no consumo, assim como na evolução económica dos países em estudo. O objetivo passa por estudar se existe alguma causalidade entre os preços da habitação com o consumo das famílias, e entre os preços da habitação com o PIB, assim como avaliar a causalidade dos preços da habitação com a política monetária, representada neste trabalho pela *shadow rate*.

Deste modo constrói-se um modelo VAR, considerando um período do 1ºT 1999 ao 4ºT 2019 com uma periodicidade trimestral, para Portugal e Espanha. As variáveis a utilizar são: Consumo, *Shadow rate*, Preços da habitação, Índice harmonizado de preços do consumidor e o PIB.

Esta dissertação está organizada da seguinte forma: o capítulo 2 descreve o canal de crédito da política monetária através do mercado imobiliário, pronunciando o canal de transmissão de política monetária e olha para a revisão de literatura discutindo diferentes pontos de vista e conclusões a que os autores chegaram sobre o efeito dos preços da habitação no consumo, mas também o efeito que os valores destes ativos têm no PIB. O capítulo 3, apresenta a descrição da metodologia a ser usada para chegar à resposta à pergunta de investigação, como a descrição das variáveis a usar, mas também a escolha de modelos VAR. No capítulo 4 avança-se com o descrito no capítulo da metodologia, chegando aos resultados. Por fim o capítulo 5, conclui este trabalho.

CAPÍTULO 2

Revisão da Literatura

2.1. Canal de crédito da política monetária através do mercado imobiliário

A pergunta de investigação “Será que as decisões de política monetária afetam o consumo das famílias por intermédio do efeito nos preços da habitação?” pretende perceber como a política monetária se relaciona com os preços da habitação e por consequente com o consumo das famílias.

Uma decisão de política monetária expansionista por parte do banco central que diminua a taxa de juro diretora contagia as restantes taxas de juro praticadas no mercado e tem efeitos positivos no crédito que repercutem quer no mercado imobiliário, quer no consumo das famílias, sendo este o canal de crédito de transmissão de política monetária. Ainda, seguindo os efeitos de riqueza por via do canal de crédito, aumentos do preço das habitações permitem aos seus proprietários terem mais riqueza que podem utilizar para aumentar o seu consumo ao longo da vida. A riqueza funciona ainda como colateral permitindo o acesso a crédito e assim a mais consumo. O aumento da taxa de juro tem o efeito contrário, reduz a riqueza habitacional das famílias e por conseguinte o acesso destas ao crédito, uma vez que detêm garantias mais baixas, isto provoca, inevitavelmente, a diminuição do consumo das famílias, conforme representado na figura 2.1.

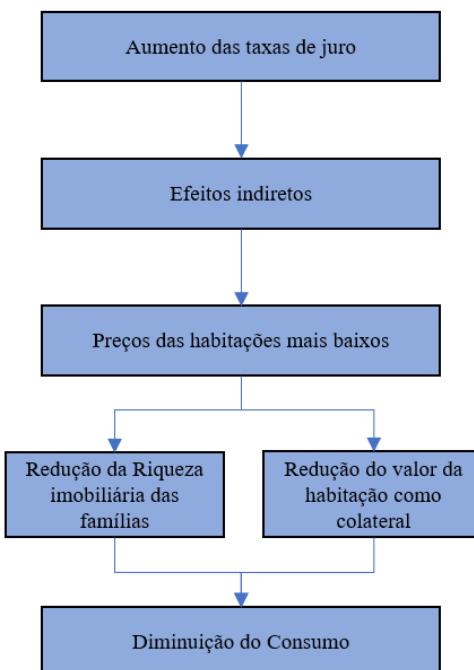


Figura 2.1. - Representação do canal de crédito de transmissão de política monetária (adaptado de Elbourne, A. (2008)).

Também o efeito da descida da taxa de juro diretora leva a uma redução substancial das taxas de juro de crédito bancário, assim o crédito torna-se “mais barato” para as famílias, levando-as a aumentar a procura por habitação e assim aumentando o preço desta. Este efeito contagia diretamente o consumo das famílias, uma vez que o aumento da procura por habitação acaba por corresponder a um aumento do consumo. Também pelo efeito de riqueza, uma vez que uma descida da taxa de juro por parte do banco central, leva a uma subida tanto do preço das habitações como das ações e obrigações, assim as famílias que têm estes investimentos, sentem-se mais ricas e disponíveis para consumir mais (Leão et al., 2019, pp. 269–270).

2.2. Literatura

A ideia de que o consumo das famílias depende da riqueza está bastante difundida na literatura, de acordo com a Teoria do Rendimento Permanente (Friedman, 1957) e a Hipótese do ciclo de vida (Modigliani e Brumberg, 1954). Muitos autores discutiram a resposta do consumo das famílias a mudanças no mercado de ações (Cho (2011); Elbourne (2008); Lee et al. (2013); Chen (2006); Case et al. (2001)), como também estudaram o efeito de mudanças no preço das habitações no consumo das famílias, segundo efeitos de riqueza imobiliária (Campbell e Cocco (2007); Cho (2011); Elbourne (2008); Lee et al. (2013); Edelstein e Lum (2004); Bjørnland e Jacobsen (2010); Phang (2004); Musso et al. (2011); Chen (2006); Case et al. (2001)), tiveram ainda em ponderação o papel do efeito dos colaterais no consumo (Campbell e Cocco (2007); Elbourne (2008); Musso et al. (2011); Phang (2004)). Ainda Bjørnland e Jacobsen (2010) e Lee et al. (2013) estudaram o efeito que mudanças nos preços da habitação têm no PIB. Poucos tiveram em consideração a relação que os efeitos que a política monetária têm no consumo das famílias ao afetar os preços da habitação.

Ainda assim, a maioria dos autores aqui identificados discutiram separadamente o efeito do preço das habitações no consumo das famílias (através de efeitos riqueza imobiliária) (Campbell e Cocco (2007); Cho (2011); Edelstein e Lum (2004); Phang (2004); Chen (2006); Case et al. (2001)), e outros estudaram o papel dos preços da habitação como mecanismo de transmissão de política monetária e por sua vez os seus efeitos nos preços deste ativo (Elbourne (2008); Lee et al. (2013); Bjørnland e Jacobsen (2010)). Enquanto Musso et al. (2011) analisam de forma mais abrangente o efeito de um choque de política monetária, na oferta de crédito e na procura habitacional. Portanto foi identificado um *gap* de literatura, ou seja, nenhum dos autores analisa o efeito conjunto que a política monetária tem nos preços da habitação e por sua vez o efeito que esta terá no consumo agregado das famílias. É isto que proponho analisar nesta dissertação.

Dos artigos aqui identificados, procurou-se encontrar os que por um lado respondem e analisam a relação entre os preços da habitação e o consumo das famílias e no PIB (através do efeito riqueza imobiliária), e por outro os artigos que conjugam em si uma relação entre a política monetária e os preços das habitações.

No que toca às conclusões sobre a relação dos preços da habitação com o consumo das famílias, Campbell e Cocco (2007) investigam como é que a volatilidade dos preços da habitação afeta o consumo das famílias no Reino Unido durante o período de 1988 a 2000, usando dados micro ao nível dos agregados familiares, distinguindo os efeitos entre proprietários e arrendatários. Uma maior elasticidade do preço da habitação sobre o consumo foi calculada para proprietários cerca de 1,7, enquanto para famílias arrendatárias encontraram uma elasticidade menor, assim os proprietários são mais sensíveis a mudanças no consumo devido a variações nos preços da habitação.

Concluem que à medida que a população envelhece (proprietários antigos) o consumo agregado tornasse mais sensível aos preços da habitação. O consumo responde a mudanças previsíveis nos preços da habitação, variando positivamente com o preço deste ativo.

Esta conclusão é confirmada por muitos autores como Case et al. (2001), que encontram fortes evidências de que as variações no mercado imobiliário têm efeitos sobre o consumo, e mostram que a riqueza imobiliária tem um significativo e grande impacto no consumo agregado. Neste artigo os autores não encontraram evidências da existência de um efeito riqueza do mercado de ações sobre o consumo.

Chen (2006), descobre que existe uma cointegração única entre o consumo agregado, rendimento disponível, riqueza imobiliária e riqueza financeira; a relação entre a riqueza imobiliária e o consumo é positiva e forte. No entanto, as evidências também sugerem que as variações de curto prazo no mercado imobiliário sueco estão amplamente dissociadas dos gastos.

A elasticidade estimada de longo prazo do consumo total em relação à riqueza imobiliária é de 0,11. E verifica-se que apenas a riqueza habitacional contribui para o ajuste do desequilíbrio do consumo; a renda disponível e a riqueza financeira fornecem pouco ou praticamente nenhuma contribuição para a correção deste desequilíbrio. No curto prazo, espera-se que o consumo aumente após um choque positivo no preço da habitação.

Assim conclui que as variações de curto prazo têm pouco efeito sobre consumo apenas se tiverem sido corretamente antecipados como transitórios. Mas na realidade, esta antecipação diria que seria impossível de alcançar; por isso mudanças permanentes na riqueza habitacional são seguidas por respostas significativas no consumo.

Também, Edelstein e Lum (2004) fortalecem a ideia de que existem efeitos de riqueza sobre o consumo concluindo que estes efeitos subsistem ao longo do tempo. Verifica-se que o efeito riqueza da habitação pública no consumo das famílias dominam a influência nos preços da habitação privada no consumo. Os aumentos dos preços da habitação privada não aumentam de forma significativa o consumo agregado, contrariamente à habitação pública em Singapura.

Em Singapura o mercado imobiliário é maioritariamente dominado por casas de habitação pública onde as famílias têm benefícios estatais em comprar este tipo de habitação, assim entendo que esta situação é única e não se vai replicar em nenhum dos países a serem estudados nesta dissertação.

Por outro lado, alguns autores não encontraram evidências de que há efeitos de riqueza imobiliária sobre o consumo das famílias. Cho (2011), verifica que a elasticidade do preço das habitações sobre o

consumo para famílias proprietárias é positiva em 0,094, enquanto a elasticidade para famílias arrendatárias situa-se em -0,073.

Assim, o autor apesar de confirmar a existência de efeitos de riqueza sobre o consumo das famílias proprietárias na Coreia conclui que este efeito não é significativo para as famílias como um todo, uma vez que os efeitos de riqueza positivos verificados em famílias proprietárias são anulados pelos efeitos negativos em famílias arrendatárias (tipicamente famílias de baixos rendimento). Isto sugere que famílias proprietárias tendem a responder melhor a mudanças nos preços da habitação do que as famílias arrendatárias na Coreia, que aumentam a sua poupança preventiva aquando do aumento das rendas provocado pelo aumento dos preços da habitação, levando a uma diminuição do consumo neste grupo.

Também Phang (2004), utilizou a hipótese do ciclo de vida/rendimento permanente, e não encontrou evidências de que os aumentos dos preços da habitação tenham produzido um efeito riqueza nas famílias fazendo com que os proprietários se sintam mais ricos e estejam dispostos a consumir mais. Também não encontrou evidências de que o efeito do colateral da habitação tenha produzido efeitos de aumento do consumo por via do “canal de crédito”; uma vez que a habitação é um bem que pode ser usado como colateral num empréstimo, o aumento do preço da habitação pode facilitar a expansão de empréstimo das famílias e facilitar o consumo ao longo da vida (Ortalo-Magne e Rady, 2006; Lustig e Van Nieuwerburgh, 2006 como citado em Campbell e Cocco, 2007). Phang (2004) atribuiu esse insucesso às restrições de liquidez provocadas pelas dificuldades em contrair empréstimos devido a rendimentos de trabalho incertos e imperfeições no mercado de capitais.

Ainda no que diz respeito ao efeito do colateral da habitação também Campbell e Cocco (2007), encontram resultados que um canal de restrições empréstimo atua segundo alterações nos colaterais dos proprietários. E concluem que o consumo de arrendatários parece responder positivamente a mudanças previsíveis nos preços da habitação, contudo afirma que este efeito não pode ser explicado por uma diminuição das restrições de liquidez devido a um aumento do valor dos colaterais.

Os efeitos da política monetária, nos preços da habitação parecem ser mais consensuais uma vez que os autores estudados concordam, de forma generalizada, que os preços da habitação tendem a estar positivamente correlacionados com choques de política monetária.

Como Bjørnland e Jacobsen (2010), concluem que após um choque de política monetária contracionista os preços da habitação caem imediatamente e também que a taxa de juro responde de forma negativa a quedas nos preços da habitação. Os autores afirmam ainda que a política monetária tem um efeito forte e prolongado sobre os preços da habitação, enfatizando o papel dos preços deste ativo no mecanismo de transmissão da política monetária. Assim é de se prever que taxas de juros mais altas, aumentam as despesas com juros das famílias, e isso provocará uma diminuição do seu consumo.

Esta conclusão é confirmada por Elbourne (2008), que conclui que com um choque contracionista de política monetária os preços da habitação caem. E conclui ainda que após um choque real positivo no preço da habitação aumenta o consumo das famílias, confirmando também as conclusões retiradas por Campbell e Cocco (2007), Case et al. (2001), Chen (2006) e por Edelstein & Lum (2004).

O autor estuda o efeito indireto sobre o consumo de choques contracionistas de política monetária, comprovando o papel do mercado imobiliário como mecanismo de transmissão de política monetária, através do canal de crédito, como também o papel do efeito do colateral da habitação sobre o consumo. Afirma que um aumento das taxas de juro provoca efeitos indiretos nos preços da habitação, que levam a uma diminuição dos preços neste ativo (identificando-o como 1º estágio). Esta diminuição dos preços da habitação leva a uma diminuição da riqueza financeira dos proprietários ocupantes e por consequente uma diminuição do valor do seu colateral (que deve ser usado para financiar o consumo ao longo da vida) assim, por consequente, leva a uma diminuição do consumo (identificando-o como 2º estágio).

Estes autores analisaram também choques nos preços da habitação. Concluindo que após um choque nos preços da habitação provoca um aumento do PIB e que choques negativos nos preços da habitação levam ao aumento da taxa de juro e a uma redução do produto que tem um efeito lento e negativo sobre IPC. A habitação explica cerca de 4 – 6% da variação do PIB e 10 – 15% da variação da inflação.

Lee et al. (2013), concluem que os preços da habitação respondem positivamente ao choque de política monetária expansionista. Isto apesar de a decomposição da variância sugerir que o choque de política monetária tem um poder explicativo muito baixo sobre as mudanças nos preços das casas e das ações. Os autores não encontram evidências de que o preço da habitação e das ações tenha um papel de transmissão de um choque de política monetária. E afirmam que esta incapacidade é devido às baixas taxas de juro praticadas há muito tempo em Taiwan, assim os custos de empréstimo são extremamente baixos o que torna um fator de pouco valor para o investimento em habitação e ações.

Confirmado a conclusão retirada em Bjørnland e Jacobsen (2010), verificou-se também que choques nos preços da habitação têm um efeito positivo no PIB e no IPC e que aumentos dos preços da habitação resultam em aumentos simultâneos da taxa de juro. Os autores encontraram ainda que um choque nos preços das habitações explica entre 6% - 21% de variações no PIB e 5% de variações no IPC.

Contudo Musso et al. (2011), analisaram este efeito de uma forma mais abrangente, considerando o efeito de um choque de política monetária, na oferta de crédito e na procura habitacional. Concluem que o consumo e o investimento residencial caem após um choque negativo de política monetária. Após choques de procura de habitação, a evidência é menos clara, mas aponta para um impacto no consumo maior na área do euro do que nos EUA, uma vez que o canal de colateral é mais forte nos EUA. Afirmam que o mercado imobiliário atua como um canal de transmissão de choques de política monetária, devido ao facto de a habitação ser uma fonte importante de riqueza para as famílias e alterações nos preços terão efeitos de riqueza por via do efeito do colateral de habitação, proporcionando o financiamento do consumo das famílias ao longo da vida. Assim concluem que a transmissão de choques de política monetária para a habitação e para o consumo é mais forte nos EUA do que na zona Euro, mas sem a convicção de que é um efeito do colateral da habitação.

Deste modo foi identificado como *gap* de literatura; nenhum dos autores analisa em conjunto o efeito que a Política Monetária tem nos preços da habitação e por sua vez o efeito que esta terá no

consumo agregado das famílias. De interesse e inovador é ainda os países que serão analisados, uma vez que é ausente este estudo sobre Portugal e ainda a comparação com Espanha.

No âmbito do efeito do preço das habitações sobre o consumo das famílias, as conclusões permanecem ambíguas uma vez que por um lado autores confirmam a existência de um efeito riqueza sobre o consumo das famílias, enquanto por outro lado, alguns autores não identificam a existência deste efeito riqueza sobre o consumo das famílias. Já no que toca ao efeito de decisões de Política Monetária, aparece ser unânime que os preços da habitação variam positivamente com choques de política monetária expansionista. Apesar disto, parece também existir um efeito positivo entre os preços das habitações e o PIB.

CAPÍTULO 3

Metodologia e Dados

3.1. Metodologia

Como referido no capítulo anterior este estudo dos efeitos de decisões de política monetária sobre o consumo por intermédio dos preços da habitação irá incidir em Portugal e Espanha, tendo uma periodicidade de dados trimestral e abrangendo um período entre o primeiro trimestre de 1999 e o quarto trimestre de 2019.

Este período coincide com a adesão ao Euro por parte de Portugal e Espanha e a criação da política monetária única. Os dados a partir de 2020 foram excluídos de forma a evitar a distorção dos resultados devido à pandemia. Assim sendo, irão ser englobados os dois períodos – antes e depois da crise financeira, de forma a se conseguir obter uma visão das diferentes decisões de política monetária depois da crise financeira e o impacto que esta teve no preço das habitações e consequentemente no consumo das famílias.

3.2. Variáveis

No quadro 3.1. estão representadas as variáveis económicas escolhidas para o estudo da pergunta de investigação.

Quadro 3.1. - Descrição das variáveis do modelo e base de dados.

Variável	Descrição	Fonte
Consumo	<i>Private final consumption expenditure</i>	(OCDE, 2019)
<i>Shadow rate</i>	Representa a Política Monetária convencional e não convencional	(Wu e Xia, 2016a)
Preços Habitação	<i>Real House Prices</i>	(OCDE, 2022a)
Índice Harmonizado de preços do consumidor (IHPC)	<i>Harmonised index of consumer prices – Zona Euro</i>	(OCDE, 2022b)
PIB	<i>Quarterly GDP – constant prices</i>	(OCDE, 2019)

A variável consumo do modelo representa o consumo das famílias nos países em estudo durante o período de 1ºT 1999 – 4ºT 2019 medido a preços constantes em taxa de crescimento com base em dados de volume ajustados sazonalmente representando a variação percentual em relação ao trimestre anterior. Esta variável tem uma periodicidade trimestral e foi tirada da base de dados OCDE (2019). Também

Edelstein e Lum (2004) utilizam a variável consumo para analisar a correlação entre as despesas de consumo das famílias com a riqueza imobiliária.

A taxa de juro escolhida foi a *Shadow rate* para poder representar simultaneamente a política monetária convencional e não convencional e foi retirada da base de dados Wu e Xia (2016) tendo uma periodicidade mensal será utilizada a última informação do trimestre do ano para se obter valores trimestrais. Esta variável dispõe de dados a partir do ano de 2004 para a zona euro. As políticas monetárias não convencionais têm desempenhado um papel relevante na estabilização macroeconómica das diferentes economias mundiais desde a crise financeira de 2007-10.

Contudo, não tem sido fácil quantificar os efeitos dessas políticas já que os modelos económicos tradicionais não os captam quando as taxas de juro estão perto de zero. Uma alternativa é usar a *Shadow rate*. Jing Cynthia Wu, e Fan Dora Xia, criaram esta série para a taxa de juro como alternativa, podendo assumir valores negativos, refletindo a flexibilização adicional de políticas não convencionais.

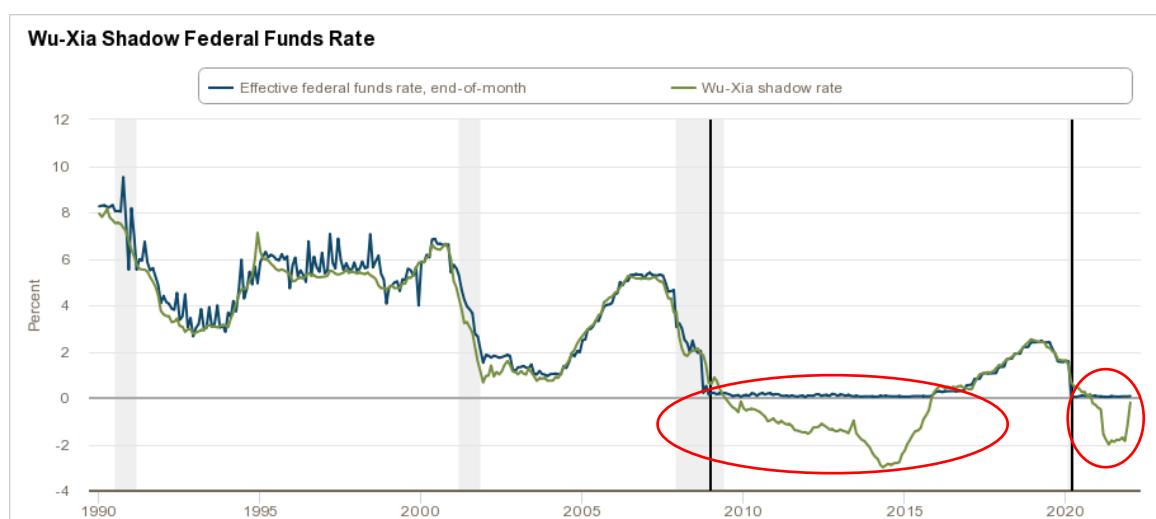


Figura - 3.1. - Representação gráfica Shadow rate Wu-Xia - Fonte: Board of governors of the federal Reserve Dystem and Wu and Xia (2016), (Wu e Xia, 2016).

A variável preços da habitação é utilizada para medir a evolução dos preços deste ativo nos países em estudo, é representada por um índice real de preços das casas para cada país com uma periodicidade trimestral, que foi tirada da base de dados OCDE (2022a). Este índice abrange as vendas de habitações recém-construídas e existentes, que seguem o manual do RPPI (Índice de preços de imóveis residenciais).

Estes ativos são considerados investimentos de longo prazo, assim são influenciados por alterações macroeconómicas. Os gastos das famílias, ou o seu consumo estão muito relacionados com o mercado imobiliário, tendo em conta que os preços da habitação afetam o consumo das famílias, e que as despesas das famílias com a aquisição de habitação absorvem uma parcela do rendimento disponível cada vez maior.

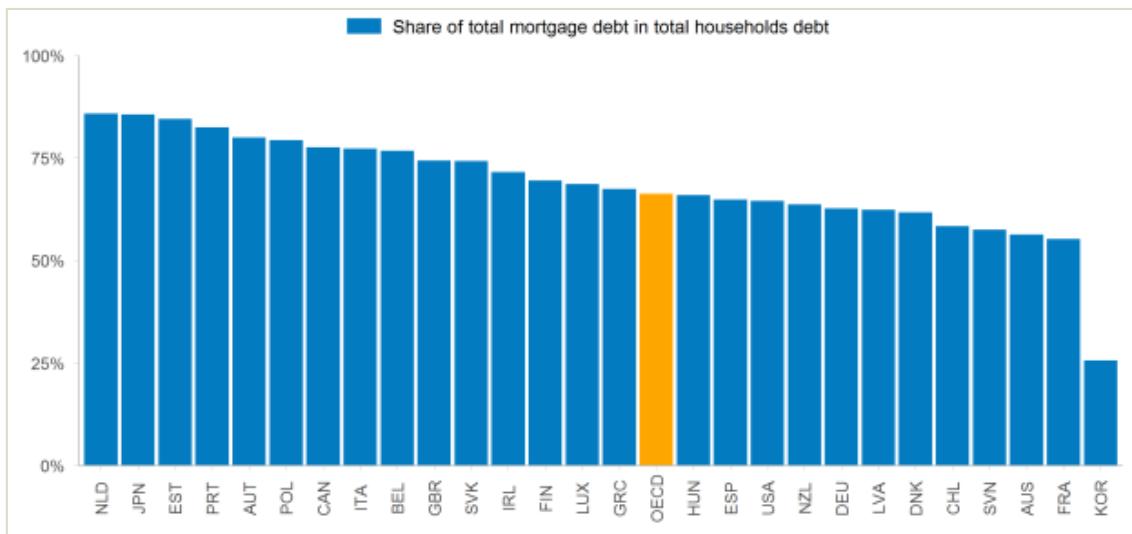


Figura 3.2. - Peso das despesas das famílias com créditos hipotecários no rendimento disponível - OCDE - Fonte: Relatório Brick by Brick: Building Better Housing Policies - OCDE Wealth Distribution Database (oe.cd/wealth), HFCS database, (OCDE, 2021).

De acordo com o mais recente relatório realizado pela OCDE (2021) - Brick by Brick: Building Better Housing Policies – o valor médio do peso da dívida de crédito hipotecário no rendimento disponível das famílias nos países da OCDE é de 66%, e para Portugal cerca de 82,4% e 64.8% para Espanha, como evidenciado na figura 3.2. Assim torna-se evidente que num cenário de aumento dos preços das habitações ou de subida de taxas de juro, o peso de encargos com a habitação teria um aumento significativo, principalmente para Portugal que apresenta um rácio extremamente elevado. Esta variável dos preços da habitação foi também utilizada por Bjørnland e Jacobsen (2010), Elbourne (2008), Lee et al. (2013), entre outros.

A variável IHPC (Índice Harmonizado de preços do Consumidor), assim como o IPC (Índice de preços do consumidor) mede a inflação e é definida como a variação dos preços de um cabaz de bens e serviços considerados representativos das despesas de consumo das famílias. A inflação mede degradação do estilo de vida das famílias. Esta variável foi medida a dados trimestrais e foi retirada da base de dados OCDE (2022b). Também Edelstein e Lum (2004), Bjørnland e Jacobsen (2010) e Lee et al. (2013) apoiam, nos seus estudos, a utilização do IPC.

O IHPC (Índice Harmonizado de preços do Consumidor) é medido pelos institutos nacionais de estatística nos países da União Europeia (UE) e Eurostat, esta variável difere do IPC (Índice de preços do consumidor) uma vez que inclui no seu cálculo a despesa realizada pelos não residentes (turistas) – esta fração está excluída do cálculo do IPC (Banco de Portugal, 2019). Assim esta metodologia estatística harmonizada, apresenta-se como o melhor indicativo para avaliar a inflação de forma comparável entre países da zona Euro. Como tal será utilizado a variável IHPC como variável representativa da inflação nos países da zona Euro.

O PIB também foi uma variável incluída neste estudo. Esta variável representa a produção de um ano dos residentes num determinado território, num dado período. O PIB mostra o resultado da atividade económica e deve abranger todos os resultados obtidos quer sejam de forma formal, informal ou ilegal (INE - Instituto Nacional de Estatística, 2013). Estes dados evidenciam os valores do produto de cada país, medido a preços constantes, com dados trimestrais, em taxa de crescimento com base em dados de volume ajustados sazonalmente representando a variação percentual em relação ao trimestre anterior e foi retirada da base de dados OCDE (2019). Esta variável foi também usada por Bjørnland e Jacobsen (2010) e por Lee et al. (2013) – e será incluída num modelo único e sem a variável consumo para entender o impacto dos preços da habitação no PIB dos países.

De notar que tanto o PIB (Produto Interno Bruto) como a inflação, representada neste trabalho pelo Índice Harmonizado de preços do Consumidor, são determinantes para os decisores de política monetária, uma vez que seguem uma regra de *Taylor* (expressão 1) que diz que numa situação de hiato do produto positivo, e um hiato da inflação também positivo, então a taxa de juro praticada pelo banco central tem de ficar acima da taxa de juro real de equilíbrio de longo prazo mais a inflação registada no momento. Por outro lado, se a taxa de juro estiver a um nível superior à taxa de equilíbrio de longo prazo em termos nominais isso teria como consequência promover uma contração da massa monetária e favoreceria uma redução do hiato da inflação e uma convergência para o nível desejado, ou seja, ao alvo da política de estabilização (que é uma política contra cíclica).

$$i_t = \pi_t + r_t^* + a_\pi(\pi_t - \pi_t^*) + a_y(y_t - \bar{y}_t) \quad (1)$$

3.2.1. Estatística Descritiva

O quadro 3.2. apresenta as estatísticas descritivas para cada variável e para cada país (Portugal e Espanha), antes de qualquer teste e diferenciação.

Quadro 3.2. - Estatística descritiva das séries antes de diferenciação para Portugal e Espanha.

	PORTUGAL				<i>Shadow Rate</i>	ESPAÑA			
	Consumo	IHPC	PIB	House Prices		Consumo	House Prices	IHPC	PIB
Mean	0.284865	1.922379	0.253710	0.079908	-0.826974	0.369153	0.588921	2.116745	0.474141
Median	0.342705	2.106371	0.429634	-0.073343	-0.313860	0.580469	0.921686	2.437126	0.651138
Maximum	3.031257	4.781428	2.225469	3.947104	4.159170	1.953751	5.253507	4.949331	1.599660
Minimum	-2.145143	-1.457618	-2.516670	-3.693246	-7.719732	-1.652139	-5.246338	-1.129038	-2.605535
Std. Dev.	0.950467	1.445749	0.782400	1.597175	3.372152	0.845382	2.297939	1.520793	0.680480
Skewness	-0.383326	-0.196520	-0.801943	-0.146585	-0.370135	-0.792665	-0.570511	-0.554056	-1.746173
Kurtosis	3.583823	2.200418	4.185509	2.837705	2.056860	3.028303	3.081070	2.391061	7.404569
Jarque-Bera	3.250113	2.778339	13.92258	0.388329	3.713577	8.799248	4.525244	5.595523	110.5885
Probability	0.196901	0.249282	0.000948	0.823522	0.156173	0.012282	0.104077	0.060946	0.000000
Observations	84	84	84	84	62	84	84	84	84

Skewness and Kurtosis: *Skewness* é uma medida da simetria da distribuição, enquanto a *Kurtosis* determina, na distribuição, qual o peso das caudas na distribuição. (Gawali, 2021).

Tendo em conta os dados apresentados no quadro 3.2., em relação à *Skewness* verifica-se que todas as variáveis, à exceção da variável preços da habitação para Portugal, apresentam uma mediana superior à média. Desta forma existe uma inclinação negativa ou uma assimetria à esquerda nas distribuições. A série para a variável preços da habitação (*House prices*) para Portugal apresenta uma inclinação positiva ou uma assimetria à direita. O consumo para Portugal está perto de ter uma distribuição simétrica uma vez que a média e a mediana estão próximas uma da outra.

Em relação à *Kurtosis*, verifica-se que as variáveis, consumo e preços da habitação para Portugal, e consumo e IHPC para Espanha, têm uma distribuição mesocúrtica uma vez que têm uma *Kurtosis* de valor igual ou aproximado a 3, logo têm uma distribuição normal. Já o PIB para os dois países apresenta uma distribuição leptocúrtica, tendo em conta que apresenta um valor de *Kurtosis* superior a 3, logo apresenta cauda muito longa e fina com mais chances de *outliers*. Por outro lado, as variáveis IHPC para Portugal a *Shadow rate* e preços da habitação para Espanha têm uma distribuição platicúrtica uma vez que apresentam valor de *Kurtosis* inferior a 3.

3.3. Países em estudo

A escolha de Portugal prende-se com a evolução crescente dos preços do mercado imobiliário nos últimos anos e também pelo interesse académico e, mais que tudo pessoal, de estudar estes efeitos de riqueza imobiliária no país a que pertenço. A escolha de Espanha acontece devido à necessidade de comparação dos efeitos verificados em Portugal com outro país da zona euro.

Segundo os dados retirados da base de dados OCDE (2022a) relativos à evolução do índice de preços das habitações durante o período em análise, segundo a figura 3.3., Espanha apresenta um caso

de crescimento de preços explosivos tendo em conta o “boom” do crescimento dos preços da habitação até à crise financeira. Este crescimento foi maior em Espanha do que em Portugal, onde a subida dos preços da habitação foi mais pacífica, ainda assim Portugal apresentou ter um pico nos preços das habitações mesmo no “rebentar” da crise financeira global que foi seguido de uma grande queda. Contudo podemos verificar ainda que após a crise financeira parece existir uma tendência de crescimento dos preços da habitação nestes dois países.

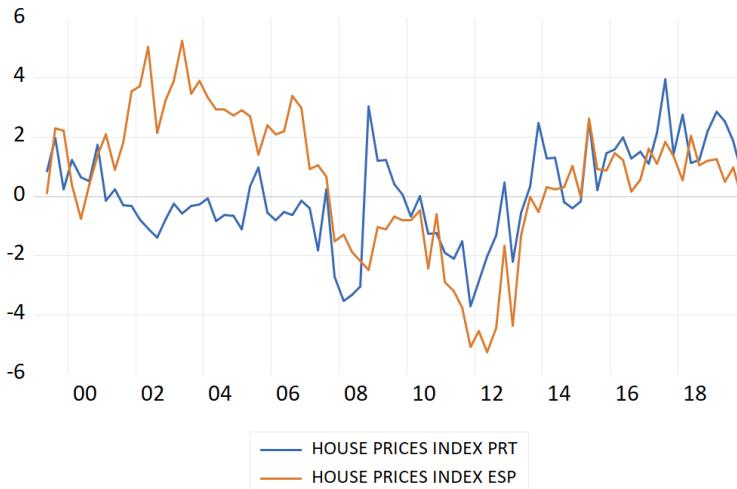


Figura 3.3. - Gráfico da evolução do índice de preços em Portugal e Espanha durante o período de 1ºT 1999 até 4ºT 2019
- Fonte: (OCDE, 2022a), realizado no EVIEWS.

3.4. O Modelo VAR (Vector Autoregressive Models)

Apesar da metodologia utilizada na literatura para o estudo do efeito riqueza imobiliária sobre o consumo das famílias não parecer ser consensual, parece existir uma tendência para a utilização de um modelo VAR (Vector Auto-regression) ou variações deste, como também para o estudo dos efeitos de decisões de política monetária sobre o preço da habitação, ou os canais de transmissão de política monetária.

A aplicação de modelos Vetor Autorregressivo para a análise da relação entre variáveis macroeconómicas foi realizada pela primeira vez por Sims (1980), que também estudou as funções impulso resposta. Depois da sua crítica aos modelos teóricos utilizados até então “*The Sims Critique*” reconhece a endogeneidade dos instrumentos de política monetária e afirma a inexistência de variáveis exógenas. Esta forma reduzida do VAR permite realizar uma análise sem sujeitar a nenhuma teoria económica, uma vez que não assume os valores contemporâneos das variáveis do modelo como regressores. Contudo é de interesse observar as relações de curto prazo entre as variáveis.

No modelo não são colocadas relações causais entre as variáveis, todas elas são modeladas de forma endógena e tendo em consideração os desfasamentos delas e das restantes variáveis do modelo.

Assim, quando se estuda a política monetária tem-se o intuito de estudar o efeito de um choque sobre as variáveis macroeconómicas e, se existe endogeneidade, o modelo mais indicado será um modelo VAR (ou variações deste) conforme utilizado por (Edelstein e Lum (2004), Bjørnland e Jacobsen (2010), Elbourne (2008), Lee et al. (2013), Musso et al. (2011), entre outros).

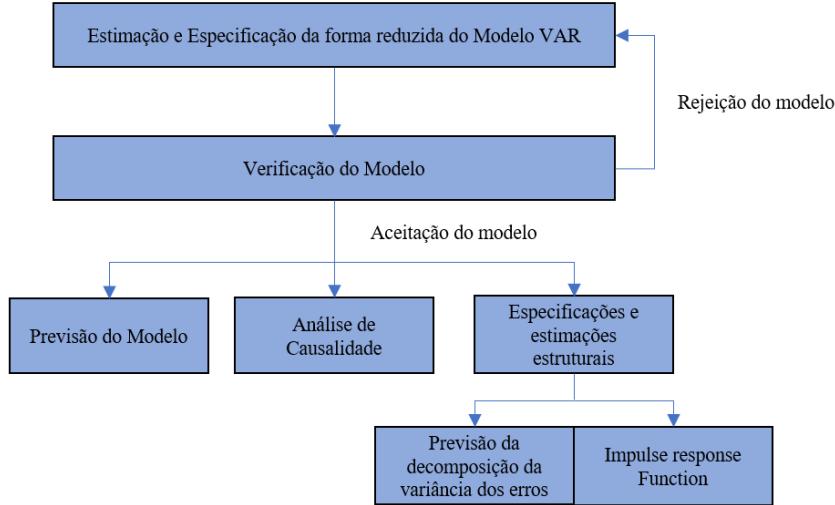


Figura 3.4. - Esquema da Abordagem VAR explicada por Lutkepohl (2005).

Para o estudo da política monetária é comum utilizar um modelo VAR uma vez que permite tratar todas as variáveis como endógenas, e então afirmar que a política monetária afeta o PIB, mas que o PIB também leva à tomada de decisão de política monetária, por exemplo. O interesse da utilização deste modelo prende-se também pelo facto de estar focado nas previsões permitindo um ambiente *Forecast error variance decomposition* (FEVD) – que é a parte da análise estrutural onde se decompõe a variância nas contribuições de choques específicos- como também pela análise de *Impulse Response Function* (IRF) – que permite o estudo dos impactos dos choques entre variáveis. Na figura 3.4. pode-se ver a esquematização da abordagem VAR explicada por Lutkepohl (2005).

O modelo Vetor Auto-regressivo (para p lags e com $t=1, \dots, T$) é representado matematicamente pela seguinte expressão $\text{VAR}(p)$:

$$y_t = C_{x_t} + \varnothing_1 y_{t-1} + \varnothing_2 y_{t-2} + \dots + \varnothing_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Onde:

- $y_t \equiv [y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{kt}]'$ representa um vetor ($k \times 1$) onde estão incluídas um conjunto de variáveis integradas de ordem um. A variável y é endógena (ou dependente) – o seu valor é condicionado pela equação dada.
- $x_t \equiv [x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{dt}]'$ representa um vetor ($d \times 1$), correspondendo a todas as variáveis exógenas (ou independentes).
- \emptyset_j representa uma matriz ($k \times k$) de coeficientes a estimar $j = 1, 2, \dots, p$.
- C representa uma matriz ($k \times d$) de coeficientes de variáveis exógenas a estimar.
- $\varepsilon_t \equiv [\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \dots, \varepsilon_{kt}]'$ representa um vetor ($k \times 1$) que corresponde aos erros de estimação econométrica ou ruido branco – valor esperado nulo, com $E(\varepsilon_t) = 0, E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma \varepsilon$ e $E(\varepsilon_t \varepsilon_s') = 0$ para $t \neq s$.

O método dos Mínimos Quadrados Ordinários (OLS) é utilizado para a estimação do método modelo VAR. Ainda assim, as funções impulso resposta e a previsão da decomposição da variância do erro do modelo VAR, verificam-se incoerentes para o longo prazo se as variáveis utilizadas não forem estacionárias, conforme mostrou Phillips (1998). Deste modo, se as variáveis não se ajustarem ao princípio da estacionaridade, o modelo não é passível de ser estimado em níveis, onde todas as variáveis são estacionárias de ordem 0, I(0). Se as séries são não estacionárias e as variáveis são de ordem 1, I(1).

Então corre-se um modelo VAR nas primeiras diferenças desde que não sejam cointegradas. Portanto é necessário estudar a estacionaridade.

Séries estacionárias são séries temporais que têm média e a variância constante e também a covariância dependendo apenas do desfasamento temporal entre duas observações. Para estudar a estacionaridade das séries faz-se dois tipos de testes de hipóteses: testes de raiz unitária e testes de estacionaridade.

$$Cov(Y_t, Y_{t-k}) = \gamma_k \quad \forall k \quad (3)$$

3.5. Testes de Raiz Unitária

A existência de tendência nas séries temporais compromete os testes econométricos. Assim é necessário testar as séries para a construção do modelo. Estes testes servem para testar a ordem de integração de uma variável y_t – número de diferenças necessárias para tornar a série estacionária. As séries não estacionárias são designadas por passeio aleatório. Neste seguimento serão utilizados os testes *Augmented Dickey Fuller* (ADF), *Philips-Perron* (PP) e *Kwiatkowski Philips Schimidt Shin* (KPSS).

3.5.1. Teste Augmented Dickey-Fuller (ADF)

O teste ADF é um teste estatístico de hipótese nula. Permite testar a existência de raízes unitárias numa série – se é estacionária I(0) ou não estacionária I(1). É definido segundo um processo estocástico de raiz unitária como no modelo autoregressivo de ordem 1 abaixo identificado:

$$y_t = py_{t-1} + \varepsilon_t, -1 \leq p \leq 1 \quad (4)$$

Em que ε_t é o termo de ruido branco determinado por um processo estocástico com média zero e variância constante [$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$], ao diferenciar obtém-se o seguinte:

$$\Delta y_t = (1 - p)y_{t-1} + \varepsilon_t = \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Onde:

- δ é o coeficiente de raiz unitária.
- p o número de *lags* utilizados na série.
- ε_t é o termo de ruido branco.

Constante
$\{H_0: \delta = 0 \text{ então } I(1) \rightarrow \text{A série contém raiz unitária} - \text{A série é não estacionária.}$
$\{H_1: \delta = 1 \text{ então } I(0) \rightarrow \text{A série é estacionária.}$

Analizando agora o teste de raiz unitária para uma constante, como mostrado na expressão 6, a hipótese nula não inclui a estacionaridade mas assume que a série será estacionária nas primeiras diferenças - *Difference Stationary Process* (DSP).

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Ao adicionar-se uma tendência determinística ao teste de raiz unitária obter-se-ia um teste de raiz unitária com uma constante e uma tendência determinística, representado pela seguinte expressão:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Neste teste de raiz unitária com constante e tendência determinística, a hipótese nula será igual ao teste apenas com uma constante, com a diferença de que a hipótese alternativa é a hipótese de a série ser *Trend Stationary Process* (TSP) – O TSP diz que a série fica estacionária após a remoção da tendência.

Constante e Tendência
$\{H_0: \delta = 0 \text{ então } I(1) \rightarrow \text{A série contém raiz unitária} - \text{A série é não estacionária.}$
$\{H_1: \rightarrow \text{então a série é } Trend \text{ } Stationary \text{ } Process - \text{estacionária após remoção da tendência}$

A equação geral do teste *Augmented Dickey Fuller* (ADF) para um método autorregressivo de ordem p , é identificado a seguir:

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \alpha_2 t + \delta y_{t-1} + \gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Assim é possível testar se existe ou não raiz unitária na série e se esta é *Trend Stationary Process* ou *Difference Stationary Process*. Logo se H_0 for rejeitada nas primeiras diferenças então a série é estacionária e integrada de ordem 1 – $I(1)$.

Não se rejeita H_0 se o p -value do teste for maior do que o nível de significância de referência do estudo, nesta investigação será optado por um nível de significância de 5%, e rejeita-se H_0 quando o p -value apresenta valor inferior ao nível de significância de 5%.

3.5.2. Teste Philips-Perron (PP)

O teste de PP é utilizado como alternativa ao ADF para a realização de testes de raiz unitária – permite verificar se a série é estacionária. Este teste considera que os erros podem ser heterocedásticos e estacionários por isso é visto como menos restritivo do que *Dickey e Fuller*. A variância de longo prazo do ε_t no teste PP é estimada a partir da regressão do teste. (Os testes de hipóteses são análogos aos do teste ADF.)

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \alpha_2 t + \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

3.5.3. Teste Kwiatkowski Philips Schimidt Shin (KPSS)

O teste KPSS é utilizado para realizar os testes de estacionaridade, ou seja, tem como hipótese nula a estacionariedade da série. A seguir está representada a expressão matemática deste teste:

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \alpha_2 t + \delta_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

Onde:

- ε_t é estacionário
- $\delta_t = \delta_{t-1} + u_t - \delta_t$ é o passeio aleatório e u_t é o ruido branco.

Uma vez que este teste permite a o estudo direto da estacionaridade da série os testes de hipóteses são formulados de forma diferente do teste ADF e do PP.

Constante e sem Tendência*
$\{H_0: I(0) \rightarrow \delta_u^2 = 0 - \text{a série é estacionária}$
$\{H_1: I(1) \rightarrow \delta_u^2 > 0 - \text{a série é não estacionária}$

*não incluir a tendência na série permite testar a estacionaridade, caso contrário estaria-se a testar *Trend Stationary Process*.

3.6. Cointegração

Existe cointegração quando duas ou mais séries são não estacionárias e integradas da mesma ordem, duas séries que variam de forma aleatória, mas que no longo prazo convergem para o mesmo equilíbrio.
– Assim diz que existe cointegração entre as séries.

Estas séries têm de ser integradas de ordem 1, que se denota por: $y_t \sim I(1)$. Esta afirmação é fundamentada por Hamilton (1994).

Nos modelos não cointegrados não há equilíbrio de longo prazo, apenas se tem conhecimento da dinâmica de curto e médio prazo. Os Banco Centrais utilizam estes modelos para manter certas variáveis económicas em equilíbrio.

Granger e Newbold (1974) alertaram sobre as implicações econométricas de dados não estacionários e os problemas que podem surgir usando dados não estacionários - usando regressões de séries temporais espúrias - séries não estacionárias de ordem 1 cuja componente residual é não estacionária – é uma regressão que quando se faz a inferência todas os testes de hipóteses são desviados da realidade, ou seja os resultados são completamente errados.

3.6.1. Teste de Johansen

Existem duas metodologias para estudar existência do vetor de cointegração e o número de relações de cointegração: Engle-Granger que é apenas válida para 2 séries temporais, ou se tiver mais séries terão de ser agrupadas por pares de variáveis. (Engle and Granger, 1987), com esta limitação criou-se o teste de Johansen que é válida para qualquer número de séries temporais (Johansen, 1988). Este teste usa o método de estimação dos parâmetros de máxima verosimilhança.

Representação sem variáveis exógenas:

$$\Delta Y_t = c + \pi Y_{t-1+i} + \varepsilon_t \quad (11)$$

Onde:

- π é uma matriz de ordem 2 (2x2)
- I é uma matriz de identidade

Teste de Johansen

$\{\pi = 0 \rightarrow$ não há cointegração

$\{\pi = 1 \rightarrow$ há cointegração

$\{\pi = 2 \rightarrow$ então as variáveis são estacionárias $y_t \sim I(0)$, logo utilizar modelo VAR em níveis

Existem duas estatísticas para determinar a característica da matriz: a estatística do traço e a do valor próprio máximo. Os dois testes (de hipótese) de cointegração na metodologia de Johansen estão baseados nos valores próprios de matriz II.

Teste do traço:

$$\lambda_{tr} = -T \sum \log(1 - \lambda_i) \quad (12)$$

Traço

$\{H_0:$ o número de relações de cointegração é menor ou igual que r .

$\{H_1:$ o número de relações de cointegração é maior que r .

Teste do valor próprio máximo:

$$\lambda_{max} = -T \log (1 - \lambda_{r+1}) \quad (13)$$

Valor próprio máximo

$\{H_0:$ o número de relações de cointegração é r .

$\{H_1:$ o número de relações de cointegração é $r+1$.

3.7. Função impulso-resposta (IRF)

As funções impulso resposta têm como objetivo analisar o impacto de choques às respostas das variáveis económicas escolhidas para o estudo. Estas funções permitem analisar uma causa-efeito entre choques numa das restantes variáveis económicas. São uma ferramenta importante para identificar e analisar o impacto de um choque de uma determinada variável sobre outra, um choque em t , e os seus efeitos ao longo do tempo. Serve para os bancos centrais decidirem e avaliarem a melhor política económica a ser adotada.

IRF

{ IRF = 0 após o choque, então não existe causa-efeito.

{ IRF ≥ 0 após o choque, então a variável que leva ao choque tem um efeito negativo sobre as restantes.

3.8. Decomposição da Variância

A decomposição da variância analisa a percentagem do erro desta que provém de choques de uma variável aleatória, noutras variáveis do sistema. Uma vez que um sistema pode ser impactado por vários choques, assim a decomposição da variância ajuda a entender onde existe a maior perturbação.

Esta análise é complementar à Função Impulso-Resposta (FIR), e tem por objetivo responder à questão “Em que medida é a variância do erro de previsão da variável x consegui ser explicado por choques da variável z ?”

Vai dar um valor percentual relativo de participação das variáveis em termos de comportamento de choques sobre todas as variáveis do sistema. Dando assim a importância relativa de cada variável dentro do sistema.

3.9. Causalidade à Granger

A causalidade à Granger é utilizada para analisar se há variáveis que ajudam a prever a outra do ponto de vista estatístico. A causalidade à Granger significa que há uma ligação de "correlação" entre o valor presente de uma determinada variável e os valores passados de outras (contudo não significa que movimentos de uma qualquer variável impliquem movimentos noutra).

Em relação aos resultados é de interesse ainda perceber que em relação à causalidade é possível retirar as seguintes conclusões:

1. Causalidade Unilateral de X para Y : quando, X tem um p -value inferior ao nível de significância de 0.05, então a variável X causa à *Granger* a variável Y .

2. Causalidade Unilateral de Y para X : quando, Y tem um p -value inferior ao nível de significância de 0.05, então a variável Y causa à *Granger* a variável X .
3. Simultaneidade: quando, ambas as regressões têm um p -value inferior ao nível de significância de 0.05, então a variável X causa à *Granger* a variável Y , dependente.
4. Independência: quando, ambas as regressões têm um p -value superior ao nível de significância de 0.05, então a variável X não causa à *Granger* a variável Y , dependente.

CAPÍTULO 4

Resultados Empíricos

Nesta secção será realizada a metodologia proposta, conforme descrito no capítulo anterior. Primeiramente realizar-se-á uma análise geral da evolução das séries temporais do modelo, durante o período em análise dos países a estudar. Realizou-se o estudo da existência ou não de estacionaridade das séries usando testes de raiz unitária. Posteriormente também é necessário estudar a ordem de desfasamento do modelo, ou seja, encontrar o *lag* ótimo através dos critérios de informação para depois analisar a cointegração pelo teste de Johansen. Para terminar serão realizadas funções impulso resposta para os países em estudo assim como a decomposição da variância e analisado a causalidade à Granger.

4.1. Série Temporais e dados

O anexo A mostra a evolução das séries temporais durante o período 1ºT 1999 ao 4ºT 2019 para Portugal e Espanha, usando o software *Eviews*. As séries temporais estão graficamente representadas em gráficos separados de Portugal e de Espanha para obter uma melhor visualização da evolução das variáveis: consumo, PIB, índice de preços da habitação, índice harmonizado de preços do consumidor e a *shadow rate*.

Confirma-se que o consumo, o índice de preços da habitação e o PIB são variáveis bastante voláteis ao longo do tempo em Portugal e em Espanha. Verifica-se, em meados de 2008, um fosso em todas as variáveis devido à grande crise financeira, coincidindo também com grandes quebras no consumo privado e nos preços da habitação que se refletiram no PIB levando a uma situação de deflação - descida generalizada e sustentada dos preços dos bens e serviços - em que o índice harmonizado de preços do consumidor chega a apresentar valores negativos nos dois países. É também nesta altura que a taxa de juro diretora do BCE apresenta valores negativos refletindo a flexibilização adicional de políticas monetárias não convencionais, no intuito de combater um hiato da inflação negativo.

Desde a grande crise financeira de 2008 que a inflação na zona euro raramente consegue alcançar o objetivo de perto de 2%. Assim a utilização de taxas de juro negativas volta a aparecer após a crise das dívidas soberanas de 2012 em que o BCE inicia a compra massiva de dívida pública aos estados-membros, até ao fim do período em análise. Entre 2010 e 2012 durante a crise das dívidas soberanas, a inflação torna-se mais acentuada ultrapassando os 2%

Tanto para Portugal como para Espanha constata-se dois grandes fossos em todas as séries (com a exceção da *shadow rate*), o primeiro em meados de 2008 devido à crise do *Subprime* e em meados de 2012 com a crise das dívidas soberanas.

Tendo em conta a evolução da série dos preços da habitação podemos verificar uma grande queda nos preços deste ativo em Espanha em meados de 2008, que sucedeu o grande “boom” verificado até então. Esta queda nos preços foi prolongada, só começando a atingir valores positivos a partir de 2014. Em Portugal a tendência não se mostrou igual, os preços da habitação até 2008 não apresentaram crescimentos relevantes, ainda assim constatou-se uma queda neste ativo depois da crise financeira, ao contrário do que aconteceu em Espanha, conseguiu recuperar em meados de 2009, e depois volta a entrar em queda só voltando a apresentar valores positivos a partir de 2014.

O PIB, tanto em Portugal como em Espanha teve uma grande queda após 2008. Ainda assim, Portugal apresenta uma maior recuperação por volta de 2010 e volta a apresentar valores negativos após o desenrolar da crise das dívidas soberanas após 2012.

O Índice Harmonizado de preços do consumidor, apresenta evoluções similares para os dois países, apesar de Espanha apresentar um índice de preços muito elevado em meados de 2008 de cerca de 5%, e maior que em Portugal.

4.2. Teste de Multicolinearidade

Antes de se realizar a estimação de qualquer modelo é extremamente necessário testar a multicolinearidade das variáveis escolhidas. A existência de multicolinearidade é definida como a existência de correlação elevada entre as variáveis independentes (Freund et al., 2006).

Para testar a existência, ou não, de multicolinearidade aplica-se a *Variance Inflation Factors* (anexo B) para todas as variáveis do modelo para os dois países. Assim analisa-se o *Centered VIF*, onde tem de apresentar valores menores que 10 para não existir multicolinearidade. O problema da existência de multicolinearidade provoca o aumento dos desvios padrão, o que torna algumas variáveis estatisticamente menos significantes.

O anexo B apresenta os testes de multicolinearidade para os dois países. Como serão realizados dois modelos, o primeiro considerando o consumo e o segundo considerando o PIB, os testes de multicolinearidade serão realizados segundo os dois grupos a seguir:

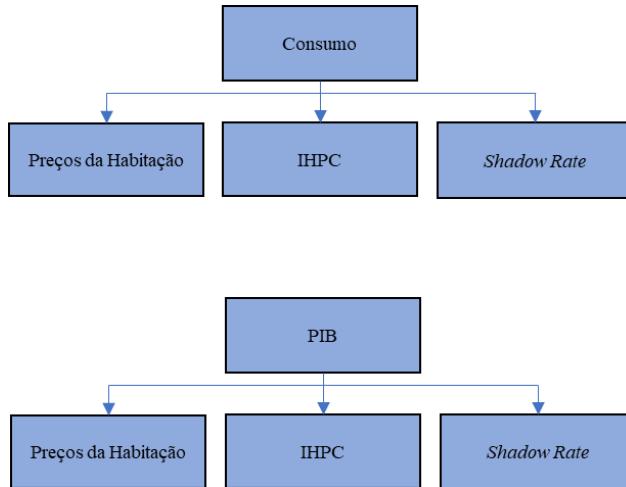


Figura 4.1. - Representação dos modelos a aplicar segundo a variável consumo e PIB.

Conforme os outputs presentes no anexo B verifica-se que não existe nos dois modelos multicolinearidade uma vez que apresentam valores do *Centered VIF* inferiores a 10.

4.3. Testes de Raiz Unitária

Seguindo o descrito no capítulo da metodologia, no estudo da estacionaridade das séries para Portugal e Espanha, com o intuito da construção de um modelo VAR, procedeu-se aos testes de raiz unitária segundo três testes: ADF, PP e KPSS conforme apresentado no quadro 4.1. e 4.2.

O consumo e o PIB são séries estacionárias em níveis para Portugal de acordo com os três testes, apresentando-se apenas como não estacionárias no teste KPSS quando realizado com tendência e constante, ainda assim apresenta ser estacionária em níveis aquando da utilização apenas de uma contante *DSP* no teste KPSS, assim como os preços da habitação em Portugal que apresentam ser estacionários em níveis. Para Espanha o PIB mostrou ser estacionário em níveis considerando uma constante *DSP*.

O Índice harmonizado de preços do consumidor em Portugal e em Espanha é uma série estacionária após as primeiras diferenças em todos os testes considerando tendência *DSP* e tendência e constante *TSP*. Também o consumo e os preços da habitação em Espanha são estacionários de ordem 1, ou seja, tornam-se séries estacionárias após as primeiras diferenças.

A *shadow rate*, representativa da política monetária convencional e não convencional da zona euro, é uma variável comum para Portugal e Espanha sendo estacionária após as primeiras diferenças, como confirmado por todos os testes de raiz unitária.

Deste modo, e de forma a tornar todas as variáveis da mesma ordem para a realização do modelo VAR, será realizada a diferenciação de todas as séries que são estacionárias nas primeiras diferenças transformando-as em séries I(0).

Quadro 4.1. - Representação dos resultados dos testes de raiz unitária para Portugal.

		PORTUGAL									
		Consumo		PIB		Preços da habitação		IHPC		Shadow Rate (ZONA EURO)	
		Nível	Nível	Nível	Nível	Nível	Primeiras Diferenças	Nível	Primeiras Diferenças		
ADF	C	0,0000 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária DSP	0,0000 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária DSP	0,0020 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária DSP	0,419 > 0,05 logo não rejeito H0 -> a série é não estacionária	0,0000 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária DSP	0,9588 > 0,05 logo não rejeito H0 -> a série é não estacionária	0,0000 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária DSP			
	C & T	0,0000 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária TSP	0,0000 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária TSP	0,0036 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária TSP	0,0042 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária TSP	0,0000 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária TSP	0,2835 > 0,05 logo não rejeito H0 -> a série é não estacionária	0,0000 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária TSP			
PP	C	0,0000 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária DSP	0,0000 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária DSP	0,0039 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária DSP	0,166 > 0,05 logo não rejeito H0 -> a série é não estacionária	0,0000 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária DSP	0,9598 > 0,05 logo não rejeito H0 -> a série é não estacionária	0,0000 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária DSP			
	C & T	0,0000 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária TSP	0,0000 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária TSP	0,0063 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária TSP	0,1070 > 0,05 logo não rejeito H0 -> a série é não estacionária	0,0000 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária TSP	0,2835 > 0,05 logo não rejeito H0 -> a série é não estacionária	0,0000 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária TSP			
KPSS	C	0,739 / 0,463 / 0,347	0,739 / 0,463 / 0,347	0,739 / 0,463 / 0,347	0,739 / 0,463 / 0,347	0,739 / 0,463 / 0,347	0,739 / 0,463 / 0,347	0,739 / 0,463 / 0,347			
		0,173 não rejeito H0 -> a série é estacionária DSP	0,194 não rejeito H0 -> a série é estacionária DSP	0,423 não rejeito H0 -> a série é estacionária DSP	0,724 rejeito H0 -> a série é não estacionária	0,032 não rejeito H0 -> a série é estacionária DSP	0,907 rejeito H0 -> a série é não estacionária	0,179 não rejeito H0 -> a série é estacionária DSP			
	C & T	0,216 / 0,146 / 0,119	0,216 / 0,146 / 0,119	0,216 / 0,146 / 0,119	0,216 / 0,146 / 0,119	0,216 / 0,146 / 0,119	0,216 / 0,146 / 0,119	0,216 / 0,146 / 0,119			
		0,166 rejeito H0 -> a série é não estacionária	0,193 rejeito H0 -> a série é não estacionária	0,243 rejeito H0 -> a série é não estacionária	0,039 não rejeito H0 -> a série é estacionária TSP	0,029 não rejeito H0 -> a série é estacionária TSP	0,160 rejeito H0 -> a série é não estacionária	0,055 não rejeito H0 -> a série é estacionária TSP			
		A série é estacionária em níveis I(0)	A série é estacionária em níveis I(0)	A série é estacionária em níveis I(0)	A série é não estacionária em níveis	A série é estacionária nas primeiras diferenças I(1)	A série é não estacionária em níveis	A série é estacionária nas primeiras diferenças I(1)			

Quadro 4.2. - Representação dos resultados dos testes de raiz unitária para Espanha.

		ESPAÑA								
		Consumo		PIB	Preços da habitação		IHPC		Shadow Rate (ZONA EURO)	
		Nível	Primeiras Diferenças	Nível	Nível	Primeiras Diferenças	Nível	Primeiras Diferenças	Nível	Primeiras Diferenças
ADF	C	0,3048 > 0,05 logo não rejeito H0 -> a série é não estacionária	0,0000 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária DSP	0,046 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária DSP	0,4322 > 0,05 logo não rejeito H0 -> a série é não estacionária	0,0001 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária DSP	0,4373 > 0,05 logo não rejeito H0 -> a série é não estacionária	0,002 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária DSP	0,9588 > 0,05 logo não rejeito H0 -> a série é não estacionária	0,0000 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária DSP
	C & T	0,6356 > 0,05 logo não rejeito H0 -> a série é não estacionária	0,0000 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária TSP	0,140 > 0,05 logo não rejeito H0 -> a série é não estacionária	0,7290 > 0,05 logo não rejeito H0 -> a série é não estacionária	0,0000 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária TSP	0,0112 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária TSP	0,0118 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária TSP	0,2835 > 0,05 logo não rejeito H0 -> a série é não estacionária	0,0000 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária TSP
PP	C	0,0000 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária DSP	0,0001 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária DSP	0,047 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária DSP	0,2146 > 0,05 logo não rejeito H0 -> a série é não estacionária	0,0001 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária DSP	0,1654 > 0,05 logo não rejeito H0 -> a série é não estacionária	0,0001 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária DSP	0,9598 > 0,05 logo não rejeito H0 -> a série é não estacionária	0,0000 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária DSP
	C & T	0,0000 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária TSP	0,0000 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária TSP	0,179 > 0,05 logo não rejeito H0 -> a série é não estacionária	0,3542 > 0,05 logo não rejeito H0 -> a série é não estacionária	0,0000 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária TSP	0,082 > 0,05 logo não rejeito H0 -> a série é não estacionária	0,0000 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária TSP	0,2835 > 0,05 logo não rejeito H0 -> a série é não estacionária	0,0000 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária TSP
KPSS	C	0,739 / 0,463 / 0,347	0,739 / 0,463 / 0,347	0,739 / 0,463 / 0,347	0,739 / 0,463 / 0,347	0,739 / 0,463 / 0,347	0,739 / 0,463 / 0,347	0,739 / 0,463 / 0,347	0,739 / 0,463 / 0,347	0,739 / 0,463 / 0,347
		0,314 não rejeito H0 -> a série é estacionária DSP	0,075 não rejeito H0 -> a série é estacionária DSP	0,332 não rejeito H0 -> a série é estacionária DSP	0,366 rejeito H0 -> a série é não estacionária	0,071 não rejeito H0 -> a série é estacionária DSP	0,747 rejeito H0 -> a série é não estacionária	0,048 não rejeito H0 -> a série é estacionária DSP	0,907 rejeito H0 -> a série é não estacionária	0,179 não rejeito H0 -> a série é estacionária DSP
		0,216 / 0,146 / 0,119	0,216 / 0,146 / 0,119	0,216 / 0,146 / 0,119	0,216 / 0,146 / 0,119	0,216 / 0,146 / 0,119	0,216 / 0,146 / 0,119	0,216 / 0,146 / 0,119	0,216 / 0,146 / 0,119	0,216 / 0,146 / 0,119
	C & T	0,170 rejeito H0 -> a série é não estacionária	0,058 não rejeito H0 -> a série é estacionária TSP	0,187 rejeito H0 -> a série é não estacionária	0,183 rejeito H0 -> a série é não estacionária	0,074 não rejeito H0 -> a série é estacionária TSP	0,084 não rejeito H0 -> a série é estacionária TSP	0,034 não rejeito H0 -> a série é estacionária TSP	0,160 rejeito H0 -> a série é não estacionária	0,055 não rejeito H0 -> a série é estacionária TSP
		A série é não estacionária em níveis	A série é estacionária nas primeiras diferenças I(1)	A série é estacionária DSP em níveis I(0)	A série é não estacionária em níveis	A série é estacionária nas primeiras diferenças I(1)	A série é não estacionária em níveis	A série é estacionária nas primeiras diferenças I(1)	A série é não estacionária em níveis	A série é estacionária nas primeiras diferenças I(1)

4.3.1. Diferenciação das séries

Tendo em conta que o índice harmonizado de preços do consumidor e a *shadow rate* para Portugal e Espanha, enquanto o consumo e preços da habitação para Espanha, são integrados de ordem 1 - I(1), então são séries não estacionárias em níveis e contêm uma tendência estocástica. Para evitar uma regressão espúria, deve-se correr o modelo de regressão para as séries temporais nas primeiras diferenças, diferenciando-se e aplicando o operador 1ª diferença para séries I (1) - estacionárias nas primeiras diferenças.

Assim, procedeu-se à estimação das séries com uma diferenciação de forma a tornar todas as variáveis estacionárias em níveis, ou seja, todas integradas da mesma ordem, possibilitando assim a utilização de um modelo VAR. Os resultados dos testes de raiz unitária nestas séries, após uma diferenciação estão representados na quadro 4.3.. O anexo C apresenta as séries originais e transformadas após a diferenciação.

Quadro 4.3. - Teste de raiz unitária para as séries de Portugal e Espanha após uma diferenciação

		IHPC (Prt)	IHPC (Esp)	Consumo (Esp)	Preços da habitação (Esp)	Shadow Rate (ZONA EURO)
		Nível	Nível	Nível	Nível	Nível
ADF	C	0,0000 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária DSP	0,0020 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária DSP	0,0000 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária DSP	0,0001 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária DSP	0,0000 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária DSP
	C & T	0,0000 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária TSP	0,0118 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária TSP	0,0000 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária TSP	0,0000 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária TSP	0,0000 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária TSP
PP	C	0,0000 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária DSP	0,0000 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária DSP	0,0001 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária DSP	0,0001 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária DSP	0,0000 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária DSP
	C & T	0,0000 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária TSP	0,0000 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária TSP	0,0000 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária TSP	0,0000 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária TSP	0,0000 < 0,05 logo rejeito H0 -> a série é estacionária TSP
KPSS	C	0,739 / 0,463 / 0,347 0,032 não rejeito H0 -> a série é estacionária DSP	0,739 / 0,463 / 0,347 0,048 não rejeito H0 -> a série é estacionária DSP	0,739 / 0,463 / 0,347 0,075 não rejeito H0 -> a série é estacionária DSP	0,739 / 0,463 / 0,347 0,071 não rejeito H0 -> a série é estacionária DSP	0,739 / 0,463 / 0,347 0,172 não rejeito H0 -> a série é estacionária DSP
	C & T	0,216 / 0,146 / 0,119 0,029 não rejeito H0 -> a série é estacionária TSP	0,216 / 0,146 / 0,119 0,034 não rejeito H0 -> a série é estacionária TSP	0,216 / 0,146 / 0,119 0,058 não rejeito H0 -> a série é estacionária TSP	0,216 / 0,146 / 0,119 0,074 não rejeito H0 -> a série é estacionária TSP	0,216 / 0,146 / 0,119 0,055 não rejeito H0 -> a série é estacionária TSP
		A série é estacionária em níveis I(0) após 1 diferenciação	A série é estacionária em níveis I(0) após 1 diferenciação	A série é estacionária em níveis I(0) após 1 diferenciação	A série é estacionária em níveis I(0) após 1 diferenciação	A série é estacionária em níveis I(0) após 1 diferenciação

Importante ainda de ressaltar que, tendo em conta os resultados dos testes de raízes unitárias, optou-se por não avançar com o teste de cointegração de Johansen uma vez que as séries não são todas integradas de ordem 1 ou I(1), ou seja, não cumprem o requisito para a realização deste teste.

4.4. Ordem de desfasamento

O número de desfasagens é arbitral, não havendo nenhuma regra definida para ser seguida isto porque existem muitos métodos para se determinar o número ótimo de *lags*, como Maddala (1992) estudou. Ainda (Davidson e MacKinnon, 1993) como citado em (Carneiro, 1997) disseram que se deve encontrar primeiramente o número ótimo de *lags* e só depois realizar os testes de causalidade, uma vez que o número de desfasagens do modelo tende a influenciar muito os resultados dos testes de causalidade.

No intuito de descobrir o *lag* ótimo para a estimação dos modelos VAR para Portugal e Espanha, foi utilizado o método *lag length critiria*, para as variáveis a utilizar nos modelos VAR, como apresentado no anexo D.

Neste estudo, foi decidido elevar mais importância aos critérios de informação SC (*Schwarz information criterion*) e AIC (*Akaike information criterion*) que são os que estão mais difundidos na literatura. Ainda assim, tem-se em conta que o melhor modelo ajustado tende a ser o SC uma vez que é aquele que mais penaliza períodos adicionais. O Critério de *Akaike* sugere sempre a maior ordem enquanto o Critério de *Schwarz* sugere sempre a menor ordem.

Considerando os outputs *lag length critiria*, para Portugal e Espanha, incluindo as séries do consumo, pelo critério AIC sugere um *lag* ótimo de 4 enquanto o SC sugere 1 *lag* para Portugal enquanto para Espanha sugerem 5 e 0 *lags*, respetivamente. Posto isto, realizou-se a estimação de diversos modelos VAR de 1 a 4 *lags* para Portugal e de 0 a 5 *lags* para Espanha no sentido de constatar qual destes *lags* iria tornar o modelo melhor especificado.

Teste Erros Autocorrelação LM e Portmanteau
{H0: $p > 0,05$ -> são não Autocorrelacionadas}

Teste Erros Homo/Heterocedasticidade
{H0: $p > 0,05$ -> são não Heterocedasticos logo Homocedásticos}

Teste Erros Normalidade - Jarque-Bera
{H0: $p > 0,05$ -> apresentam uma distribuição normal multivariada}

Para tal, procedeu-se à realização de testes dos resíduos para verificar a existência de autocorrelação e heterocedasticidade e se estes apresentam uma distribuição normal multivariada, possibilitando a adequabilidade do *lag* selecionado para o modelo.

Quadro 4.4. - Testes dos resíduos para Portugal incluindo o consumo.

PORTUGAL - CONSUMO				
LAG	Portmanteau	LM	Heterocedasticidade	Normalidade
1	0,0777	0,1704	0,1841	0,0189
2	0,0048	0,3432	0,3331	0,0218
3	0,0002	0,2124	0,8732	0,0604
4	0,0007	0,3539	0,8855	0,0123

Os valores disponibilizados representam o *p-value*.

Quadro 4.5. - Testes dos resíduos para Espanha incluindo o consumo.

ESPAÑA - CONSUMO				
LAG	Portmanteau	LM	Heterocedasticidade	Normalidade
1	0,1355	0,2429	0,4818	0,0001
2	0,0676	0,3609	0,9587	0,0010
3	0,0001	0,2530	0,8883	0,1686
4	0,0021	0,0425	0,8339	0,3311
5	0,0000	0,0922	0,7490	0,7296

Os valores disponibilizados representam o *p-value*.

Os quadros 4.4. e 4.5. representam os resultados dos testes aos resíduos dos modelos VAR estimados para cada um dos *lags* sugeridos. Em Portugal verificou-se que o *lag* 3 será o melhor uma vez que os resíduos apresentam ser não autocorrelacionados segundo o teste LM e apresentam uma distribuição normal multivariada, apesar de o teste de *Portmanteau* não apresentar um resultado de inexistência de autocorrelação. Como este último teste não é muito eficaz para níveis de VAR com intervalos de cointegração desconhecidos, atribui-se mais importância ao teste LM.

Para Espanha, tanto o *lag* 3 como o 5 parecem ser indicados para a estimação do modelo uma vez que os resíduos são não autocorrelacionados e têm uma distribuição normal multivariada dos resíduos. Desta forma optou-se por 3 lags de desfasamento por apresentar o número mínimo de *lags* para obter resíduos não autocorrelacionados, segundo o teste LM.

Ainda de notar que tanto para Portugal como para Espanha todos os resíduos testados para cada *lag* apresentam ser homocedásticos, uma vez que o *p-value* é superior a 0,05 então leva a concluir pela não rejeição da hipótese nula, pelo teste de heterocedasticidade dos resíduos.

Considerando agora os outputs *lag length critiria*, para Portugal e Espanha, incluindo as séries do PIB, tanto pelo critério AIC como pelo SC sugere 1 *lag* para Portugal enquanto para Espanha sugerem 5 e 1 *lags* respetivamente. Realizou-se a estimação de diversos modelos VAR de 1 *lag* para Portugal e de 1 a 5 *lags* para Espanha.

Quadro 4.6. - Testes dos resíduos para Portugal incluindo o PIB.

PORTUGAL - PIB				
LAG	Portmanteau	LM	Heterocedasticidade	Normalidade
1	0,0622	0,0314	0,0175	0,0352
Os valores disponibilizados representam o <i>p-value</i> .				

Quadro 4.7. - Testes dos resíduos para Espanha incluindo o PIB.

ESPAÑA - PIB				
LAG	Portmanteau	LM	Heterocedasticidade	Normalidade
1	0,0104	0,0445	0,0008	0,0000
2	0,0071	0,0905	0,0840	0,0000
3	0,0014	0,0183	0,4081	0,0000
4	0,0043	0,5104	0,7811	0,1085
5	0,0000	0,8609	0,4026	0,1930
Os valores disponibilizados representam o <i>p-value</i> .				

Os quadros 4.6. e 4.7. representam os resultados dos testes aos resíduos dos modelos VAR estimados para cada um dos *lags* sugeridos. Em Portugal verificou-se que o melhor *lag* será 1, uma vez que tanto pelo critério de informação SC (*Schwarz information criterion*) como pelo AIC (*Akaike information criterion*) sugerem 1 *lag* para a tornar o modelo melhor especificado. Ainda assim os resíduos apresentam ser não autocorrelacionados pelo teste de *Portmanteau* e heterócedasticos.

Para Espanha tanto o *lag* 4 como o 5 parecem ser indicados para a estimação do modelo uma vez que os resíduos apresentam serem não autocorrelacionados pelo teste LM como têm uma distribuição normal multivariada dos resíduos apresentando também homecedasticidade. Desta forma optou-se por 4 *lags* de desfasamento por apresentar o número mínimo de *lags* para obter resíduos não autocorrelacionados, segundo o teste LM.

4.5. Função impulso-resposta (FIR)

Tendo em consideração os *lags* ótimos para cada modelo em Portugal e Espanha, estimou-se um modelo VAR com as variáveis PIB, IHPC, preços da habitação e *shadow rate* e outro incluindo o consumo em alternativa ao PIB, como representado no anexo F.

Efetivamente, os coeficientes do modelo VAR, são interessantes, mas não constituem o principal objetivo da estimação. Como o modelo VAR é um modelo endógeno em que todas as variáveis são explicadas simultaneamente, o mais interessante será analisar as funções impulso resposta como também a decomposição da variância.

A função impulso resposta mede como é que a variável se comporta quando há uma inovação ou um choque exógeno dentro do sistema, a partir desse momento o resíduo afeta as variáveis e

passa a afetar todas as variáveis dentro do sistema VAR. Assim, o mais relevante é interpretar o valor da magnitude do choque e quanto tempo demora para se dissipar dentro do sistema.

Posto isto, avançou-se para a análise das dinâmicas de curto prazo (função impulso resposta) para cada um dos modelos. Estas funções permitem o estudo da presença de choques nas variáveis consumo e PIB sobre elas e sobre as restantes variáveis dos modelos. Foi considerado a decomposição de Cholesky, com 15 períodos com “*generalized impulses*” uma vez que não obriga a uma ordem de disposição das variáveis. Esta escolha deve-se devido à ambiguidade e à falta de justificação na literatura de uma ordem de disposição das variáveis a seguir.

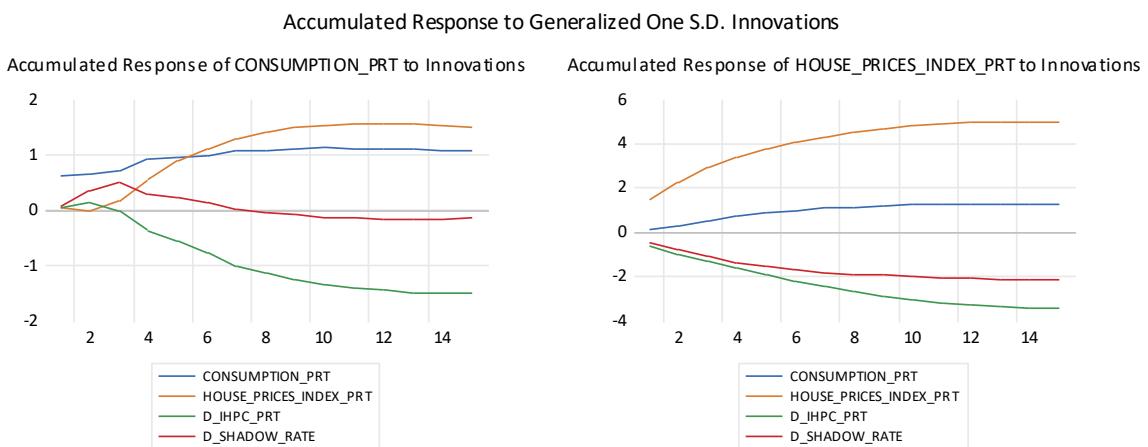


Figura 4.2. - Representação gráfica das FIR, para Portugal considerando o efeito sobre o consumo, calculadas com intervalo de confiança de 95%.

A figura 4.2. representa os resultados das Funções impulso resposta (FIR) acumuladas, para Portugal considerando o efeito sobre o consumo do lado esquerdo e o efeito sobre os preços da habitação do lado direito. Pode observar-se como as variáveis: preços da habitação, *shadow rate* e IHPC se relacionam com a variável consumo e de que forma é que estas afetam o consumo quando sofrem choques. E como a variável *shadow rate*, representando a política monetária, se relaciona com os preços da habitação.

Quando há um choque no consumo, esse choque afeta-o no primeiro período em 0.6 unidades, e tende a aumentar o mesmo até ao oitavo período, verificando-se que a partir desse momento o choque se dissipar no sistema. Este choque, dado no primeiro momento, praticamente desaparece após o oitavo período, indicando que a série volta para o seu estado estacionário.

Aquando de um choque nos preços da habitação verificamos que o consumo em Portugal tem uma ligeira queda após o choque de 0.1 unidades que é imediatamente compensada por uma reposta bastante positiva logo a partir do segundo período, apresentando uma trajetória de crescimento até ao décimo período com valores sempre positivos até ao seu estado estacionário.

No que toca a um choque do IHPC verifica-se que o consumo das famílias responde negativamente logo após o primeiro período e tende a suavizar-se, dissipando-se a partir do décimo quarto período.

Também, após um choque na *shadow rate* o consumo parece responder positivamente no primeiro período até ao terceiro período em que inicia uma trajetória negativa do consumo prolongada até se dissipar a partir do décimo período.

Quanto aos preços da habitação, estes respondem negativamente quando de um choque da *shadow rate* mantendo-se em queda até por volta do décimo período.

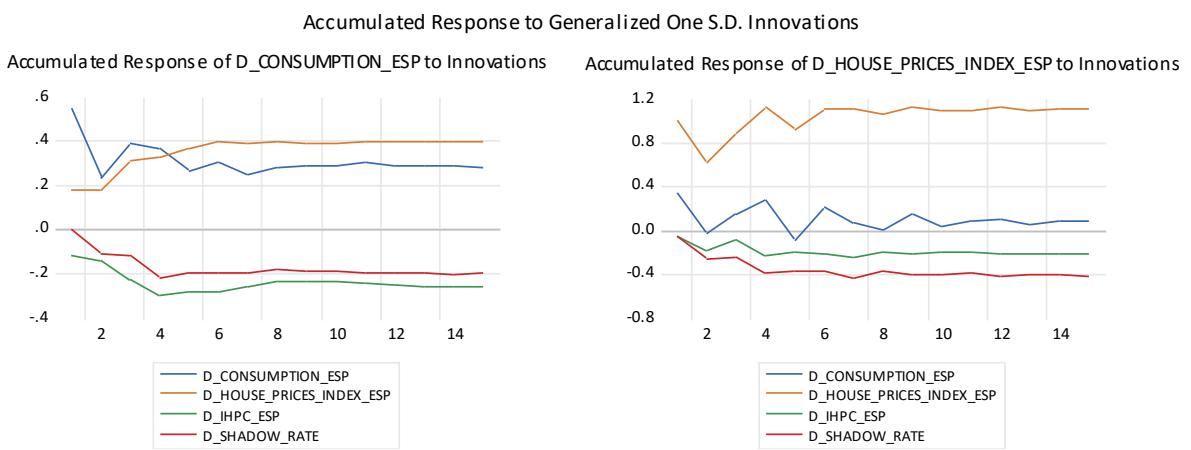


Figura 4.3. - Representação gráfica das FIR, para Espanha considerando o efeito sobre o consumo, calculadas com intervalo de confiança de 95%.

Analizando agora os dados para Espanha a figura 4.3. representa os resultados das funções impulso resposta (FIR) acumuladas. Conclui-se que quando há um choque no consumo esse choque afeta-o automaticamente no primeiro período em 0.55 unidades, já no segundo período, assim como verificado para Portugal, encontramos um efeito negativo e depois verifica-se que o choque se dissipia no sistema a partir do oitavo período.

Após um choque nos preços da habitação averigua-se que o consumo em Espanha responde positivamente e de forma imediata, estabilizando-se a partir do sexto período, ao contrário do verificado em Portugal onde se verifica que o consumo responde positivamente após o choque só a partir do segundo período.

Já um choque do IHPC leva o consumo das famílias a responder negativamente logo após o primeiro período até ao quinto período, voltando para o seu equilíbrio neste mesmo momento (mais cedo do que em Portugal).

Após um choque na *shadow rate* o consumo responde negativamente no primeiro período e até ao quinto onde volta a estabilizar-se. Esta resposta negativa no consumo logo após o primeiro período, contrasta com o desfasamento encontrado no caso de Portugal. Ainda assim é de interesse

constatar que tanto em Portugal como em Espanha, os preços da habitação respondem negativamente após o primeiro período aquando de um choque *shadow rate*.

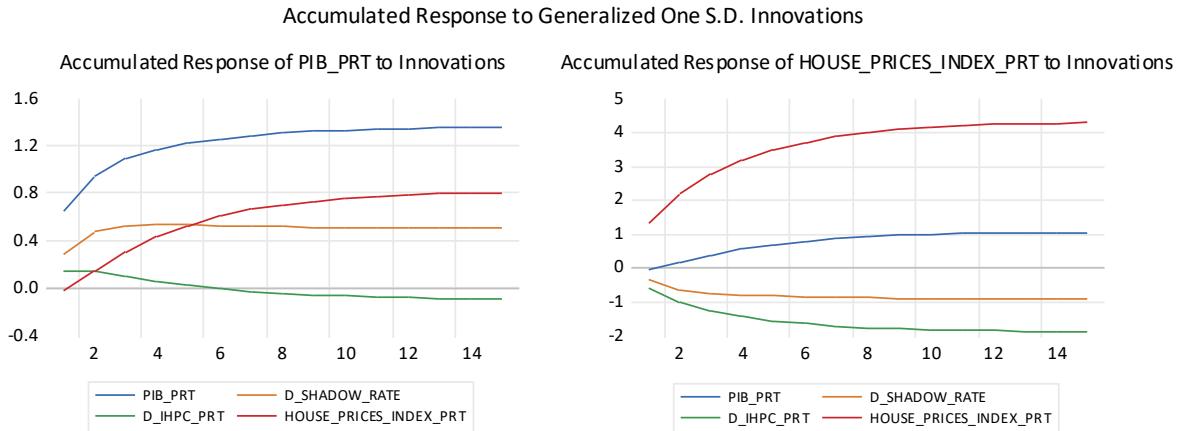


Figura 4.4. - Representação gráfica das FIR, para Portugal considerando o efeito sobre o PIB, calculadas com intervalo de confiança de 95%.

A figura 4.4. representa os resultados das Funções impulso resposta (FIR) acumuladas, para Portugal considerando o efeito sobre o PIB quando as variáveis: preços da habitação, *shadow rate* e IHPC sofrem choques, do lado esquerdo, e considerando o efeito sobre os preços da habitação aquando de um choque na *shadow rate* (política monetária), do lado direito.

Um choque no PIB, automaticamente esse choque afeta-o no primeiro período em 0.6 unidades em Portugal. Nos períodos subsequentes ainda se verifica um efeito positivo, mas decrescente, estabilizando a partir do oitavo período.

Em Portugal, após um choque nos preços da habitação, o PIB responde positivamente logo a partir do primeiro período até estabilizar a partir do décimo segundo período. Um choque do IHPC provoca uma contração no produto, respondendo negativamente e estabilizando apenas no oitavo período. Após um choque na *shadow rate*, o PIB responde positivamente até ao segundo período, dissipando-se a partir do quarto período. Após um choque na *shadow rate* afeta negativamente os preços da habitação em Portugal, até estabilizar após o décimo quinto período.

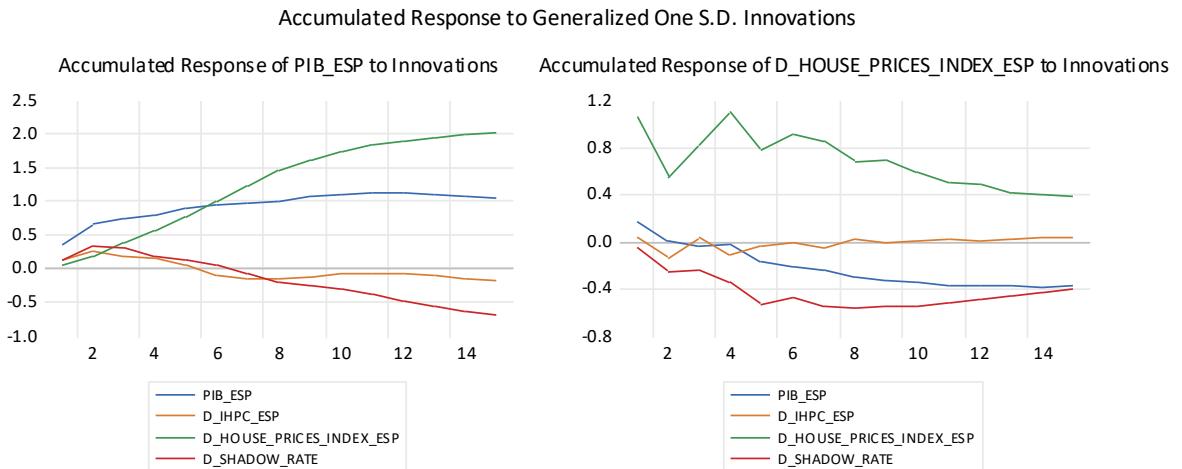


Figura 4.5. - Representação gráfica das FIR, para Espanha considerando o efeito sobre o PIB, calculadas com intervalo de confiança de 95%.

A figura 4.5. representa os resultados das Funções impulso resposta (FIR) acumuladas, para Espanha considerando o efeito sobre o PIB quando as variáveis: preços da habitação, *shadow rate* e IHPC sofrem choques, do lado esquerdo, e considerando o efeito sobre os preços da habitação aquando de um choque na *shadow rate* (política monetária), do lado direito.

Um choque no PIB, automaticamente esse choque afeta-o no primeiro período em 0.4 em Espanha. Nos períodos subsequentes ainda se verifica um efeito positivo, estabilizando a partir do período catorze.

Em Espanha, como apresentado na figura 4.5., um choque nos preços da habitação, leva a uma resposta muito positiva no PIB logo a partir do primeiro período apenas estabilizando após o décimo quinto período, tal como verificado em Portugal.

Verifica-se que um choque do IHPC provoca uma contração no produto, a partir do segundo período respondendo negativamente até estabilizar a partir do décimo quarto período.

Após um choque na *shadow rate*, o produto responde positivamente até ao segundo período, apresentando uma contração a partir do quarto período, estabilizando só após o décimo quinto período. Contudo é de interesse constatar que choques na *shadow rate* afetam negativamente os preços da habitação em Portugal e em Espanha onde os preços da habitação respondem negativamente imediatamente após o choque.

4.6. Decomposição da Variância

Esta análise é complementar à Função Impulso-Resposta (FIR), analisando a percentagem do erro desta que provém de choques de uma variável aleatória, noutras variáveis do sistema. Analisa, portanto, em que medida é que a variância do erro de previsão de uma variável consegue ser

explicada por um choque de outra. Para este método, utilizou-se a opção *Cholesky*, ao fim de 4 períodos (1 ano) e 10 períodos (2 anos e meio).

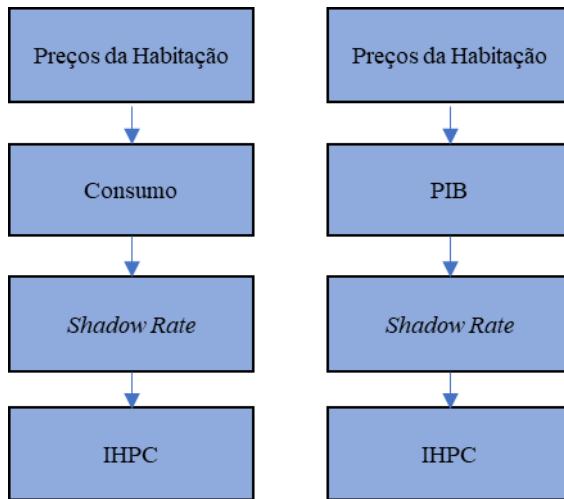


Figura 4.6. - Esquema da ordem para as variáveis e considerar.

A figura 4.6. representa a ordem considerada para as variáveis nesta decomposição da mais endógena para a mais exógena, uma vez que a ordem de disposição das variáveis influencia os resultados da estimação.¹

Quadro 4.8. - Valores Decomposição da Variância em percentagem (%) - CONSUMO – PORTUGAL.

Variance Decomposition of CONSUMPTION - PORTUGAL				
PERÍODO	CONSUMO	HOUSE PRICES	IHPC	SHADOW RATE
1	99.28748	0.712519	0.000000	0.000000
4	51.20793	23.43494	8.856280	16.50086
10	37.99781	35.73179	13.05221	13.21818

Tendo em conta os dados apresentados no quadro 4.8. verifica-se que no primeiro período apenas a variável preços da habitação (*house prices*) tem um efeito contemporâneo no consumo das famílias em Portugal. Ainda assim com o passar dos períodos a variável preços da habitação (*house prices*) é a que mais explica mudanças no consumo das famílias – isto quer dizer que mudanças no consumo estão ligadas aos preços das habitações, mas também à *shadow rate*, que apresenta um grande poder explicativo ao fim de quatro períodos, mas que depois perde poder explicativo no décimo período. O IHPC também parece apresentar poder explicativo relevante sobre variações no consumo das famílias, ganhando poder explicativo com o passar dos períodos.

¹ Note que mais do que uma ordem foi considerada e os resultados estão presentes no anexo G, ainda assim verificou-se que as conclusões não se alteram apesar de os preços da habitação apresentarem um menor poder explicativo sobre o consumo em Espanha.

Quadro 4.9. - Valores Decomposição da Variância em percentagem (%) - CONSUMO – ESPANHA.

Variance Decomposition of CONSUMPTION - ESPANHA				
PERÍODO	CONSUMO	HOUSE PRICES	IHPC	SHADOW RATE
1	88.60083	11.39917	0.000000	0.000000
4	82.27667	10.88798	2.672984	4.162370
10	82.21632	10.87622	2.745990	4.161463

Em Espanha, como apresentado no quadro 4.9., no primeiro período apenas a variável preços da habitação (*house prices*) tem um efeito contemporâneo no consumo das famílias. Com o passar dos períodos, a variável preços da habitação (*house prices*) é a que mais explica mudanças no consumo das famílias assim como em Portugal, embora com um efeito mais fraco – isto pode querer dizer que mudanças no consumo estão ligadas aos preços das habitações. A *shadow rate*, vê o seu poder explicativo estabilizar em 4% a partir do quarto período. Ainda assim o poder explicativo tanto dos preços da habitação como a *shadow rate* sobre o consumo são inferiores aos valores registados em Portugal e estabilizam ao fim de 1 ano.

Deste modo parece que os preços da habitação estão mais relacionados com o consumo em Portugal do que em Espanha.

Quadro 4.10. - Valores Decomposição da Variância em percentagem (%) - PIB – PORTUGAL.

Variance Decomposition of PIB - PORTUGAL				
PERÍODO	PIB	HOUSE PRICES	IHPC	SHADOW RATE
1	99.97736	0.022645	0.000000	0.000000
4	87.00897	10.50347	0.052472	2.435088
10	84.18459	13.41620	0.059012	2.340195

No quadro 4.10. afirma-se que no primeiro período nenhuma variável tem um efeito contemporâneo no PIB em Portugal para além da variável preços da habitação. Ainda assim verifica-se que com o passar dos períodos a variável preços da habitação (*house prices*) é a que mais explica mudanças no PIB – isto quer dizer que mudanças no PIB estão ligadas aos preços das habitações.

Já a *shadow rate* assim como o IHPC, não apresentam grande poder explicativo sobre variações no PIB em Portugal.

Quadro 4.11. - Valores Decomposição da Variância em percentagem (%) - PIB – ESPANHA.

Variance Decomposition of PIB - ESPANHA				
PERÍODO	PIB	HOUSE PRICES	IHPC	SHADOW RATE
1	97.23136	2.768640	0.000000	0.000000
4	59.75788	25.53569	3.884435	10.82199
10	31.02890	47.48932	9.126274	12.35551

Como mostra a quadro 4.11., em Espanha no primeiro período apenas a variável preços da habitação (*house prices*) tem um efeito contemporâneo no PIB. Mesmo assim, à semelhança do efeito em Portugal, verifica-se que com o passar dos períodos a variável *house prices* é a que mais explica mudanças no PIB, apresentando valores bastante elevados e aumentando o seu poder explicativo até ao décimo período – isto quer dizer que mudanças no PIB estão ligadas aos preços das habitações.

Já a *shadow rate* e o IHPC, ao contrário de Portugal parecem ter poder explicativo sobre variações no PIB em Espanha.

Ainda no quadro 4.12.² encontram-se os resultados da decomposição da variância da variável preços da habitação com a *shadow rate* em Portugal e Espanha para os dois modelos (com o consumo e outro com o PIB). Chega-se à conclusão de que, segundo a decomposição da variância, a *shadow rate* tem um poder explicativo muito baixo sobre movimentos dos preços da habitação em Portugal e em Espanha, ao contrário do que seria de esperar segundo a teoria do canal de crédito, de que aumentos da taxa de juro de mercado levam à diminuição dos preços das habitações.

Quadro 4.12. - Quadro resumo valores da Decomposição da Variância dos preços da habitação com a shadow rate em percentagem (%), para Portugal e Espanha.

Variance Decomposition of HOUSE PRICES - PORTUGAL				
PERÍODO	CONSUMO		PIB	
	HOUSE PRICES	SHADOW RATE	HOUSE PRICES	SHADOW RATE
1	100.0000	0.000000	100.0000	0.000000
4	96.56355	1.124225	94.51769	1.531766
10	92.35172	1.254084	93.62595	1.461453
Variance Decomposition of HOUSE PRICES - ESPANHA				
PERÍODO	CONSUMO		PIB	
	HOUSE PRICES	SHADOW RATE	HOUSE PRICES	SHADOW RATE
1	100.0000	0.000000	100.0000	0.000000
4	86.96075	4.564914	90.97345	3.182563
5	81.64714	4.148610	88.19585	4.645787
10	76.02886	4.166283	86.93253	5.328169

² Note que o quadro 4.12. apresenta apenas um sumário dos dados da decomposição da variância dos preços da habitação, os quadros com todos os resultados com as restantes variáveis são apresentados no anexo G, mas que se considerou relevante apenas apresentar os resultados a utilizar na análise.

4.7. Causalidade à Granger

Segundo a metodologia indicada no capítulo anterior, nesta parte é realizada o teste da causalidade à Granger no sentido de estudar a existência de causalidade entre as variáveis escolhidas. Permitindo analisar se as variáveis têm ou não causalidade entre si, logo, se uma variável influencia a outra e qual o impacto que têm entre si.

Para cada país foi realizado o teste no sentido primordial de apurar qual a relação entre:

1. Consumo – Preços da Habitação
2. Preços da Habitação – Consumo
3. PIB – Preços da Habitação
4. Preços da Habitação – PIB
5. *Shadow Rate* – Preços da Habitação
6. Preços da habitação – *Shadow Rate*

Também analisar-se-á as relações das restantes variáveis como complemento à análise. Deste modo, se o *p-value* for inferior ao nível de significância de 0,05, aceita-se a hipótese de que variável *X* causar à Granger a variável *Y*, dependente. Os quadros abaixo indicados mostram os resultados após o teste da causalidade à Granger para todas as variáveis do modelo, considerando os diferentes modelos para Portugal e Espanha tendo em conta o PIB e nos restantes o consumo.

Quadro 4.13. - Representação dos valores da causalidade, para Portugal considerando o efeito sobre o consumo.

Portugal	Dependente			
	Consumo	House Prices	IHPC	<i>Shadow Rate</i>
Consumo		0,6255	0,0491	0,3217
House Prices	0,0032		0,0491	0,0647
IHPC	0,0338	0,6916		0,8276
<i>Shadow Rate</i>	0,0203	0,9874	0,4525	

Os valores disponibilizados representam o *p-value*.

Quadro 4.14 - Representação dos valores da causalidade, para Espanha considerando o efeito sobre o consumo.

Espanha	Dependente			
	Consumo	House Prices	IHPC	<i>Shadow Rate</i>
Consumo		0,1468	0,1167	0,0688
House Prices	0,0329		0,6203	0,1329
IHPC	0,0668	0,6649		0,3679
<i>Shadow Rate</i>	0,1562	0,5759	0,5482	

Os valores disponibilizados representam o *p-value*.

Quadro 4.15. - Representação dos valores da causalidade, para Portugal considerando o efeito sobre o PIB.

Dependente				
Portugal	PIB	House Prices	IHPC	Shadow Rate
PIB		0,2285	0,0301	0,8299
House Prices	0,0189		0,338	0,6203
IHPC	0,7798	0,5222		0,5123
Shadow Rate	0,7791	0,7547	0,5298	

Os valores disponibilizados representam o *p-value*.

Quadro 4.16. - Representação dos valores da causalidade, para Espanha considerando o efeito sobre o PIB.

Dependente				
Espanha	PIB	House Prices	IHPC	Shadow Rate
PIB		0,8747	0,5272	0,3377
House Prices	0,1047		0,4613	0,2511
IHPC	0,004	0,7237		0,3437
Shadow Rate	0,2694	0,5674	0,756	

Os valores disponibilizados representam o *p-value*.

Considerando os resultados representados no quadro 4.13., é possível afirmar que para Portugal todas as variáveis: preços da habitação, IHPC e a shadow rate parecem apoiar a previsão estatística do consumo, aceitando-se assim a hipótese de que Preços da habitação causa à Granger o consumo, afirmindo a relação entre estas duas variáveis.

Contudo a variável consumo não apresenta um *p-value* inferior a 0.05 o que quer dizer que não ajuda a estimar os preços da habitação, logo não se aceita a hipótese de que o consumo causa à Granger os preços da habitação. Deste modo verificamos uma causalidade unilateral de *X* para *Y*. Também de interesse constatar que a previsão do IHPC é explicada pela variável consumo e Preços da habitação, também numa relação unilateral de *X* para *Y*.

Já para Espanha, tendo em conta também o consumo, no quadro 4.14., é possível verificar que apenas a variável preços da habitação parece ajudar na previsão do consumo, desta forma aceita-se a hipótese de que Preços da habitação causa à Granger o consumo, afirmindo a relação entre estas duas variáveis uma vez que apresenta um *p-value* inferior a 0.05. Assim, verifica-se que esta relação é uma causalidade unilateral de *X* para *Y*, uma vez que existe causalidade dos preços da habitação com o consumo, mas não o seu oposto.

No quadro 4.15., estão representados os resultados de causalidade considerando o efeito sobre o PIB em Portugal. Somente a variável preços da habitação ajuda a prever estatisticamente o PIB numa relação unilateral de *X* para *Y* mas sem se verificar o seu contrário, logo aceita-se a hipótese de que os preços da habitação causam à Granger o PIB. Também se verifica que o PIB apresenta causalidade com o IHPC.

Olhando agora para causalidade em Espanha, considerando a variável PIB, apresentado no quadro 4.16., considerando um nível de significância de 0.10 aceita-se a hipótese da existência de

uma causalidade unilateral de X para Y , em que os preços da habitação causam à Granger o PIB. Contudo parece existir também uma relação de causalidade do PIB com o IHPC, uma vez que apresentam um *p-value* inferior a 0.05. Assim a variável IHPC ajuda a prever estatisticamente o PIB numa relação unilateral de X para Y - IHPC causa à Granger o PIB.

Também se verifica, em todos os quadros anteriores que, conforme os resultados da decomposição da variância, também na causalidade à Granger apresenta evidências da não causalidade da *shadow rate* com os preços da habitação logo - a *shadow rate* não causa à Granger preços da habitação.

4.8. Discussão económica

Seguindo os resultados das FIR, o efeito negativo residual, de 0.1 unidades, da variável consumo aquando de um choque nos preços da habitação em Portugal é compensado por um efeito positivo do consumo a curto prazo, que apresenta sempre valores positivos até ao seu estado estacionário, o que vai ao encontro de que um aumento dos preços da habitação leva ao aumento do consumo das famílias via efeito direto de riqueza e pelo efeito colateral. Este efeito é confirmado pelos resultados da decomposição da variância uma vez que são os preços da habitação que mais explicam movimentos no consumo das famílias em Portugal. Também os resultados da causalidade à Granger revelam a existência de causalidade dos preços da habitação com o consumo. Assim afirma-se que existem efeitos riqueza imobiliária sobre o consumo em Portugal.

Já um aumento da inflação, como verificado no IHPC contrai o consumo das famílias que pode ser efetivamente justificado pela perda de poder de compra das mesmas. Este efeito é verificado tanto em Portugal como em Espanha. Esta conclusão é confirmada em Portugal pelos resultados da decomposição da variância e da causalidade à Granger, enquanto em Espanha o IHPC apresenta pouco poder explicativo sobre os movimentos do consumo das famílias. Logo conclui-se por uma causalidade negativa entre o IHPC e o consumo em Portugal e em Espanha, mas o IHPC apresenta um baixo poder explicativo em Espanha.

Após um choque da *shadow rate* em Portugal o consumo responde de forma imediata positivamente, mas passa a responder negativamente logo após o segundo período com uma trajetória decrescente até se tornar negativa, o que é explicado pelo tempo que as taxas de juro diretoras levam a contagiar as restantes taxas de juro do mercado. A *shadow rate* contribui muito para a explicação do movimento do consumo das famílias em Portugal, segundo os resultados da decomposição da variância. Estes são também confirmados pelos resultados da causalidade à Granger, apresentando causalidade entre as duas variáveis. Deste modo conclui-se pela existência de uma causalidade negativa entre a *shadow rate* e o consumo em Portugal. Vai ao encontro da

ideia de que um aumento dos preços da habitação tende a estar ligado a diminuições da taxa de juro dos empréstimos, o que segundo o canal de crédito leva ao aumento do consumo das famílias.

Em Espanha, após um choque nos preços da habitação o consumo responde positivamente após o choque, o que comprova a teoria de que um aumento dos preços da habitação leva ao aumento do consumo das famílias pelo efeito direto de riqueza imobiliária e pelo efeito do colateral. Segundo os dados da decomposição da variância também os preços da habitação contribuem para a explicação do movimento do consumo das famílias em Espanha, ainda que a proporção dos movimentos do consumo que são explicadas pelos preços da habitação é menor e estabilizam após 1 ano (quatro períodos), o que pode concluir que o consumo em Portugal é mais dependente dos preços da habitação do que em Espanha. Também se encontrou causalidade à Granger entre os preços da habitação e o consumo. Assim conclui-se pela existência de uma causalidade positiva entre os preços da habitação e o consumo das famílias, confirmando-se efeitos de riqueza imobiliária sobre o consumo em Espanha.

Um choque na *shadow rate* leva o consumo a responder negativamente imediatamente após o choque, contrastando com o desfasamento encontrado no caso de Portugal. Esta resposta do consumo a choques da *shadow rate* é justificado pelo aumento das taxas de juro de mercado que faz com que a obtenção de crédito para financiamento do consumo fique mais cara, levando assim a um desincentivo e consequentemente a uma quebra no consumo, como também foi verificado em Portugal. Ainda que a *shadow rate* apresente ter um baixo poder explicativo sobre variações no consumo em Espanha e a *shadow rate* não apresente causalidade à Granger com o consumo, conclui-se, assim como verificado em Portugal, por uma causalidade negativa entre a *shadow rate* (política monetária) e o consumo. O que comprova a ideia de que um aumento dos preços da habitação tende a estar ligado a diminuições da taxa de juro dos empréstimos, o que segundo o canal de crédito leva ao aumento do consumo das famílias.

Um choque nos preços da habitação em Portugal tem um efeito positivo no PIB que pode ser justificado pelo facto de o aumento do preço das habitações acontecer em períodos de crescimento económico. Os preços destes ativos sobem devido também ao aumento da atividade económica e ao aumento do rendimento das famílias, e por consequente também o consumo. O mesmo efeito é verificado em Espanha. Estes resultados são atestados pela decomposição da variância e pela causalidade à Granger onde se confirma que os movimentos no PIB são explicados pelos preços da habitação, e os mesmos apresentam causalidade à Granger tanto em Portugal como em Espanha. Conclui-se, assim, existir uma causalidade positiva entre os preços da habitação com o PIB para os dois países.

Um choque do IHPC leva a uma contração no produto, trajetória fundamentada pelo aumento dos preços de um cabaz relevante de produtos, que tem o mesmo efeito sobre o consumo, levando à redução do consumo e do investimento, que provoca inevitavelmente uma contração do produto. Ainda que, segundo os dados da decomposição da variância, o IHPC não explique movimentos

do PIB em Portugal e não apresente causalidade à Granger. Logo conclui-se que não existem evidências de que exista uma causalidade negativa entre o IHPC e o PIB em Portugal.

Após um choque na *shadow rate* quer em Portugal quer em Espanha o produto responde positivamente após o choque existindo um *lag* até o PIB passar a responder negativamente em Espanha, enquanto que em Portugal se dissipar, justificado pelo desfasamento que parece existir na difusão da subida da taxa de juro diretora às restantes taxas do mercado que leva ao aumento do custo do financiamento e consequentemente à contração do produto. A decomposição da variância valida que a *shadow rate*, quer em Portugal quer em Espanha, têm poder explicativo sobre variações no PIB ainda que o poder explicativo da *shadow rate* sobre o PIB em Portugal seja menor do que em Espanha. Apesar que não apresente causalidade à Granger entre as variáveis. Concluiu-se assim que existe uma causalidade negativa entre a *shadow rate* e o PIB para os dois países.

Um choque do IHPC em Espanha leva uma contração no produto, mas não imediatamente a seguir ao choque, parecendo existir um desfasamento do contágio de um aumento dos preços que leva a uma redução do consumo e investimento e inevitavelmente a uma contração do produto. O IHPC parece apresentar poder explicativo sobre movimentos do produto em Espanha, verificando-se ainda uma causalidade à Granger entre as duas variáveis. Logo existe uma causalidade inversa entre o IHPC e o produto em Espanha.

Aquando de um choque na *shadow rate*, os preços da habitação tendem a reagir negativamente quer em Portugal quer em Espanha, que pode ser justificado pelo facto de que um aumento da taxa de juro diretora levar a um aumento das taxas de juro praticadas no mercado incluindo a taxa de juro de crédito à habitação, levando a um aumento dos custos e consequentemente a um desincentivo na compra de habitação, diminuindo o seu valor. Ainda que não se verifique que a *shadow rate* tenha um poder explicativo sobre movimentos nos preços da habitação para os dois países. Também não apresentam causalidade à Granger entre as duas variáveis. Apesar de tudo, conclui-se que existe uma relação de causalidade negativa entre a política monetária (*shadow rate*) com os preços da habitação. logo aumentos na *shadow rate* levam a contrações nos preços das habitações. Apesar da decomposição da variância sugerir que o choque de política monetária tem um poder explicativo muito baixo sobre as mudanças nos preços das habitações, conforme foi concluído por Lee et al. (2013), mas também por Bjørnland e Jacobsen (2010), Elbourne (2008) e Campbell e Cocco (2007). Enquanto efeitos riqueza imobiliária sobre o consumo das famílias são confirmados por Campbell e Cocco (2007), Elbourne (2008), Edelstein e Lum (2004), Bjørnland e Jacobsen (2010), Phang (2004), Musso et al. (2011), Chen (2006), Case et al. (2001) como também a causalidade positiva dos preços da habitação sobre o PIB certificado por Bjørnland e Jacobsen (2010) e Lee et al. (2013).

CAPÍTULO 5

Conclusões

A presente dissertação estuda a relação que existe entre a evolução do preço da habitação e o consumo em Portugal e Espanha. Adicionalmente, estuda-se o efeito de riqueza sobre o PIB. Analisando primordialmente, em dois modelos distintos, a relação que a variável preços da habitação tem, primeiro com o consumo das famílias e posteriormente com o PIB real, e a relação de causalidade que a política monetária tem nos preços da habitação.

Para responder à pergunta de investigação, procede-se à construção de um modelo VAR, abrangendo o período do 1ºT 1999 ao 4ºT 2019, relacionando as variáveis relevantes no intuito de perceber se a política monetária causa alterações nos preços da habitação e se existem efeitos de riqueza imobiliária sobre o consumo.

O modelo é endógeno, assim todas as variáveis são tratadas de forma endógena em que todas são explicadas simultaneamente. No entanto, a forma como são ordenadas afeta os resultados da estimação e assim optou-se por utilizar “*generalized impulses*” uma vez que não obriga a uma ordem de disposição das variáveis. Esta escolha deve-se à ambiguidade e à falta de justificação na literatura de uma ordem seguir. Apesar de na decomposição da variância se optar pela ordem da mais endógena para a mais exógena.

São realizadas as FIR, a decomposição da variância e a causalidade à Granger, para entender quais são as relações e os efeitos entre as variáveis a estudar. Desta forma consegue-se retirar conclusões sobre os efeitos de política monetária nos preços da habitação e os efeitos de riqueza imobiliária sobre o consumo das famílias. Responde-se à pergunta de investigação.

O mercado imobiliário tem vindo a ser percebido como um ponto importante para a evolução económica, e as diversas crises financeiras revelaram a importância dos preços da habitação como mecanismo de transmissão de política monetária, verificando que a variação destes ativos tem um grande impacto na situação financeira das famílias.

Com recurso aos modelos VAR para os dois países, considerando a variável consumo e PIB separadamente, conclui-se que o consumo das famílias em Portugal e em Espanha responde positivamente no curto prazo a choques nos preços da habitação o que vai ao encontro da ideia de que um aumento dos preços da habitação leva ao aumento do consumo das famílias por via do efeito direto de riqueza e pelo efeito colateral.

No mesmo sentido da resposta ao consumo, o PIB tende a responder de forma semelhante, verifica-se que um choque positivo nos preços da habitação provoca uma resposta positiva do produto tanto em Portugal como em Espanha, uma vez que é em alturas de crescimento

económico que os preços destes ativos sobem devido também ao aumento da atividade económica e ao aumento do rendimento das famílias, e por consequente também o consumo.

A relação negativa entre a *shadow rate* e o PIB e a *shadow rate* e o consumo, em Portugal e Espanha são confirmadas com a relação negativa verificada nos dois países, que após um choque da *shadow rate* os preços da habitação respondem negativamente, seguindo a teoria de que um aumento dos preços da habitação tende a estar ligado a diminuições da taxa de juro dos empréstimos, o que segundo o canal de crédito leva ao aumento do consumo das famílias.

Em jeito de conclusão, este estudo mostra evidências para a existência de efeito de riqueza imobiliária sobre o consumo das famílias em Portugal e em Espanha, já que os preços da habitação contribuem para o aumento do consumo das famílias, mas também para o crescimento do PIB. Este efeito parece ter, em parte, a sua causa segundo o efeito direto de riqueza e efeito do colateral, mas também no canal de indireto de transmissão de política monetária – canal de crédito, em alturas de políticas monetárias expansionistas, que provoca uma diminuição das restantes taxas do mercado entre as quais crédito imobiliário, existe um aumento dos preços das habitações e por sua vez o consumo das famílias e o PIB. Ainda assim, conclui-se que os preços da habitação apresentam uma causalidade inversa com choques de política monetária (*shadow rate*), apesar da decomposição da variância sugerir que o choque de política monetária tem um poder explicativo muito baixo sobre as mudanças nos preços das habitações, conforme foi concluído por Lee et al. (2013).

Portanto, existem efeitos de riqueza imobiliária em Portugal e em Espanha, e a política monetária tem um papel importante no que toca à valorização ou desvalorização do ativo habitação, que irá determinar os efeitos de riqueza imobiliária sobre o consumo das famílias. Por isso conclui-se para Portugal e Espanha, existir uma relação de causalidade positiva entre os preços da habitação e o consumo, mas também entre os preços da habitação e o PIB, e ainda uma causalidade negativa entre a política monetária (*shadow rate*) e os preços da habitação.

Esta causalidade positiva entre os preços da habitação e o consumo vão ao encontro dos resultados encontrados por Campbell e Cocco (2007), Elbourne (2008), Edelstein e Lum (2004), Bjørnland e Jacobsen (2010), Phang (2004), Musso et al. (2011), Chen (2006), Case et al. (2001) como também resultados da causalidade positiva entre preços da habitação e o PIB foram encontrados por Bjørnland e Jacobsen (2010) e Lee et al. (2013). Enquanto resultados de causalidade negativa entre a política monetária e os preços da habitação foram confirmados, apesar da decomposição da variância sugerir que o choque de política monetária tem um poder explicativo muito baixo sobre as mudanças nos preços das habitações, por Lee et al. (2013) mas também por Bjørnland e Jacobsen (2010), Elbourne (2008) e Campbell e Cocco (2007).

Pode-se ainda concluir que o consumo em Portugal parece apresentar uma maior dependência da *shadow rate* (mais sensível a choques de política monetária) do que Espanha, tendo em conta que o valor médio do peso da dívida de crédito hipotecário no rendimento disponível das famílias

nos países da OCDE é de 66%, e para Portugal cerca de 82,4% e 64.8% para Espanha de acordo com o relatório realizado pela OCDE (2021) - *Brick by Brick: Building Better Housing Policies*, uma vez que a *shadow rate* parece explicar muito mais as variações no consumo das famílias em Portugal do que em Espanha, tendo em conta os resultados da decomposição da variância e uma vez que existe causalidade à Granger entre *shadow rate* e o consumo das famílias em Portugal.

Num futuro trabalho de investigação, seria interessante explorar os mesmos efeitos considerando um longo prazo, assim como a aplicação deste estudo para mais países com diferentes políticas monetárias, para perceber como diferentes objetivos de política afetam as variáveis consumo e PIB. Ainda parece interessante perceber como é que este efeito riqueza imobiliária se altera, distinguindo agregados familiares proprietários e arrendatários.

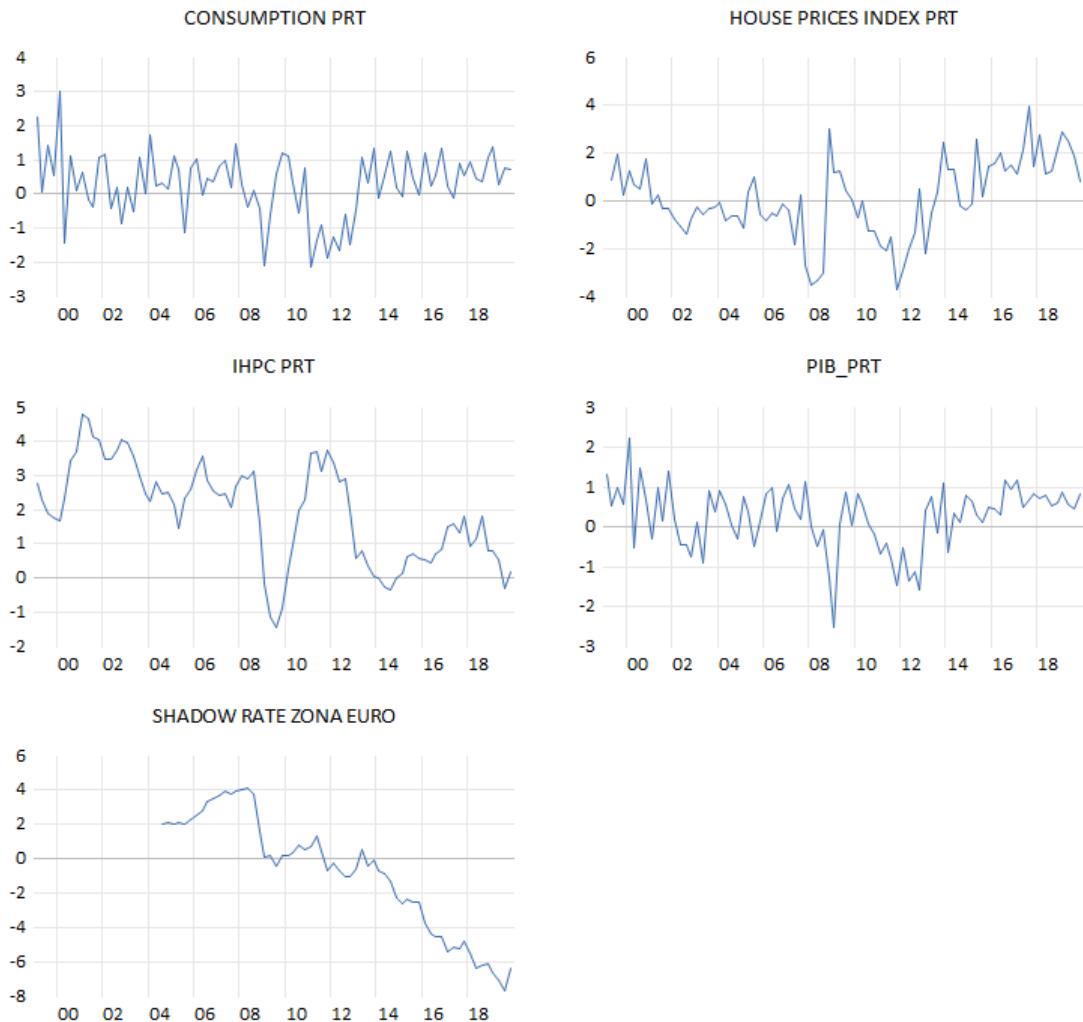
Referências Bibliográficas

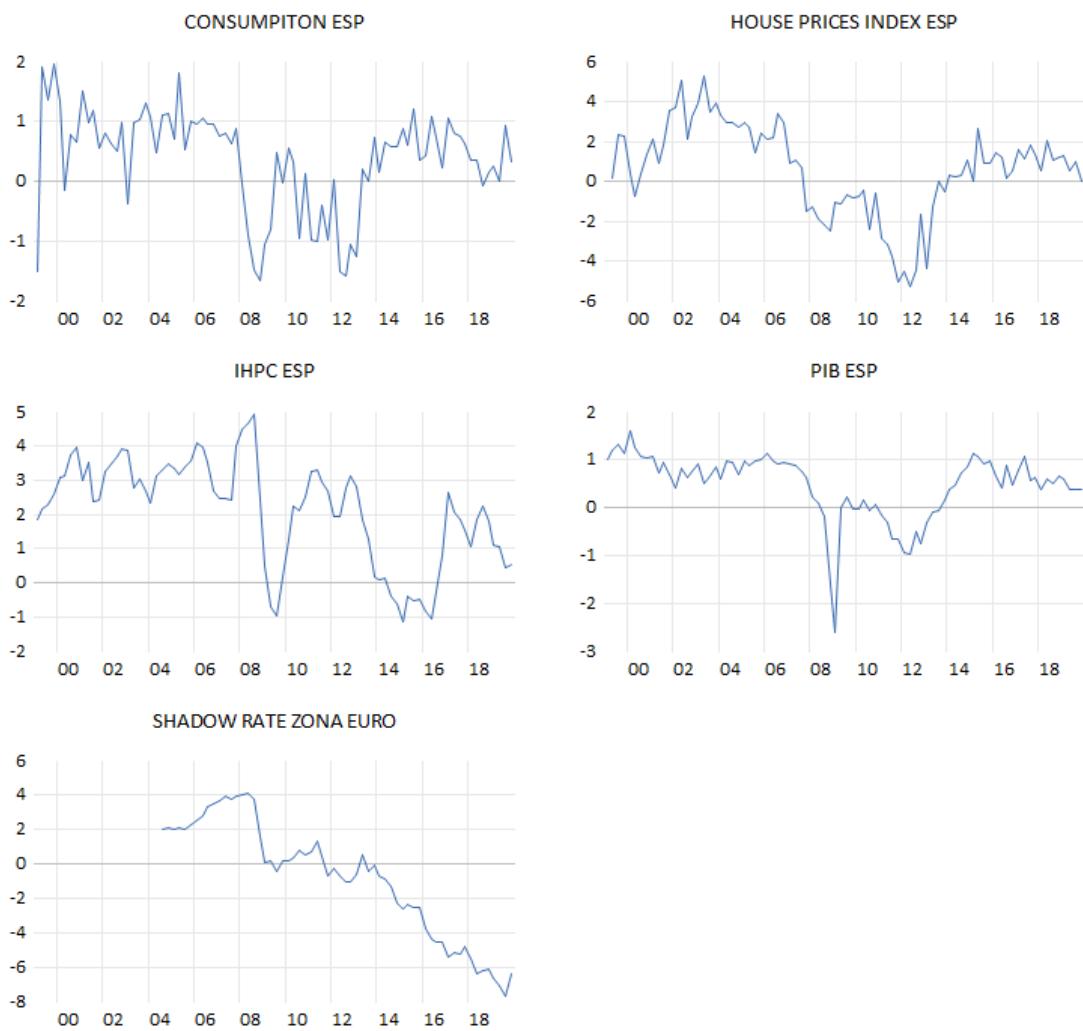
- Banco de Portugal. (2019). *Índice Harmonizado de Preços do Consumidor*. BPstat. Recuperado Março 2022, de <https://bpstat.bportugal.pt/conteudos/metainformacao/230>
- Bjørnland, H. C., & Jacobsen, D. H. (2010). The role of house prices in the monetary policy transmission mechanism in small open economies. *Journal of Financial Stability*, 6(4), 218–229. <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2010.02.001>
- Campbell, J. Y., & Cocco, J. F. (2007). How do house prices affect consumption? Evidence de micro data. *Journal of Monetary Economics*, 54(3), 591–621. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2005.10.016>
- Carneiro, F. G. (1997). *A Metodologia dos Testes de Causalidade Em Economia* [Desenvolvimento de material didático ou instrucional - Texto Didático da UnB]. Universidade de Brasília.
- Case, K., Shiller, R., & Quigley, J. (2001). Comparing Wealth Effects: The Stock Market Versus the Housing Market. *NBER WORKING PAPER SERIES*. <https://doi.org/10.3386/w8606>
- Chen, J. (2006). Re-evaluating the association between housing wealth and aggregate consumption: New evidence from Sweden. *Journal of Housing Economics*, 15(4), 321–348. <https://doi.org/10.1016/j.jhe.2006.10.004>
- Cho, S. (2011). Housing wealth effect on consumption: Evidence from household level data. *Economics Letters*, 113(2), 192–194. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2011.07.011>
- Edelstein, R. H., & Lum, S. K. (2004). House prices, wealth effects, and the Singapore macroeconomy. *Journal of Housing Economics*, 13(4), 342–367. <https://doi.org/10.1016/j.jhe.2004.09.006>
- Elbourne, A. (2008). The UK housing market and the monetary policy transmission mechanism: An SVAR approach. *Journal of Housing Economics*, 17(1), 65–87. <https://doi.org/10.1016/j.jhe.2007.09.002>
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251–276. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Freund, R. J., Wilson, W. J., & Sa, P. (2006). *Regression Analysis* (2nd ed.). Academic Press.
- Friedman, M. (1957). Introduction to “A Theory of the Consumption Function.” In *A Theory of the Consumption Function* (pp. 1–6). Princeton University Press. <http://www.nber.org/chapters/c4403>
- Gawali, S. (2021, Maio). *Skewness and Kurtosis - Shape of data: Skewness and Kurtosis*. Analytics Vidhya. <https://www.analyticsvidhya.com/blog/2021/05/shape-of-data-skewness-and-kurtosis/>
- Granger, C., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2), 111–120. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(74\)90034-7](https://doi.org/10.1016/0304-4076(74)90034-7)
- Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis* (1st ed.). Princeton University Press.
- INE - Instituto Nacional de Estatística. (2013). *Como se Calcula o PIB*. https://www.ine.pt/ngt_server/attachfileu.jsp?look_parentBoui=164410247&att_display=n&att_download=y
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2–3), 231–254. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)
- Leão, E. R., Leão, P. R., & Lagoa, S. C. (2019). *Política Monetária e Mercados Financeiros* (Portuguese Edition) (3rd ed.). Sílabo.
- Lee, C. C., Liang, C. M., Wu, W. H., & You, S. M. (2013). Interactions between House Prices, Stock Prices and Monetary Policy—Using Recursive VAR. *American Journal of Industrial and Business Management*, 03(08), 645–654. <https://doi.org/10.4236/ajibm.2013.38074>
- Lutkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis* (2nd ed.). Springer-Verlag: Berlin.

- Maddala, G. S. (1992). *Introduction to Econometrics* (2nd ed.). Macmillan Publishers.
- Modigliani, F., & Brumberg, R. (1954). Utility Analysis and The Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data. In *The Collected Papers of Franco Modigliani* (Vol. 6, p. 47). The MIT Press.
- Morais, I., Stona, F., & Schuck, G. (2016). *Econometria Aplicada no EViews®*. FUNDAÇÃO DE ECONOMIA E ESTATÍSTICA. <https://arquivofee.rs.gov.br/wp-content/uploads/2016/10/20161031livro-econometria-aplicada-no-eviews-isbn-978-85-7173-141-7.pdf>
- Musso, A., Neri, S., & Stracca, L. (2011). Housing, consumption and monetary policy: How different are the US and the euro area? *Journal of Banking & Finance*, 35(11), 3019–3041. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2011.04.004>
- OCDE. (2019). *Quarterly National Accounts: Real GDP and components - growth rates and contributions to growth* [Dataset]. Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico.
- OCDE. (2021). Brick by Brick: Building Better Housing Policies, OCDE Publishing, Paris, <https://doi.org/10.1787/b453b043-en>.
- OCDE. (2022a). *Prices - Housing prices - OCDE Data*. [Base de dados]. Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico. <https://data.oecd.org/price/housing-prices.htm>
- OCDE. (2022b). *Prices - Inflation forecast - OCDE Data* [Base de dados]. Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico. <https://data.oecd.org/price/inflation-forecast.htm>
- Phang, S. Y. (2004). House prices and aggregate consumption: do they move together? Evidence from Singapore. *Journal of Housing Economics*, 13(2), 101–119. <https://doi.org/10.1016/j.jhe.2004.04.003>
- Phillips, P. C. (1998). Impulse response and forecast error variance asymptotics in nonstationary VARs. *Journal of Econometrics*, 83(1–2), 21–56. [https://doi.org/10.1016/s0304-4076\(97\)00064-x](https://doi.org/10.1016/s0304-4076(97)00064-x)
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 48(1), 1–48. <https://doi.org/10.2307/1912017>
- Vector Autoregressions (VARs)*. (2020). EViews Help. [https://eviews.com/help/helpintro.html#page/content/VAR-Vector_Autoregressions_\(VARs\).html](https://eviews.com/help/helpintro.html#page/content/VAR-Vector_Autoregressions_(VARs).html)
- Wu, J. C., & Xia, F. D. (2016a). *Wu-Xia Shadow Federal Funds Rate* [Base de dados]. Federal Reserve Bank of Atlanta. <https://www.atlantafed.org/cqer/research/wu-xia-shadow-federal-funds-rate>
- Wu, J. C., & Xia, F. D. (2016b). Measuring the Macroeconomic Impact of Monetary Policy at the Zero Lower Bound. *Journal of Money, Credit and Banking*, 48(2–3), 253–291. <https://doi.org/10.1111/jmcb.12300>
- Wu, J. C., & Xia, F. D. (2020). Negative interest rate policy and the yield curve. *Journal of Applied Econometrics*, 35(6), 653–672. <https://doi.org/10.1002/jae.2767>

Anexos

Anexo A: Representação gráfica das séries temporais por país





Anexo B: Testes de Multicolineariedade

Portugal – Consumo:

Variance Inflation Factors			
Date: 04/12/22 Time: 20:55			
Sample: 1999Q1 2019Q4			
Included observations: 62			
Variable	Coefficient Variance	Uncentered VIF	Centered VIF
C	0.038966	3.380961	NA
HOUSE_PRICES_IN...	0.008003	2.172270	2.165354
IHPC_PRT	0.010899	3.673195	1.631064
SHADOW_RATE	0.001849	1.905108	1.795363

Portugal – PIB:

Variance Inflation Factors			
Date: 04/12/22 Time: 20:56			
Sample: 1999Q1 2019Q4			
Included observations: 62			
Variable	Coefficient Variance	Uncentered VIF	Centered VIF
C	0.030274	3.380961	NA
HOUSE_PRICES_IN...	0.006218	2.172270	2.165354
IHPC_PRT	0.008468	3.673195	1.631064
SHADOW_RATE	0.001437	1.905108	1.795363

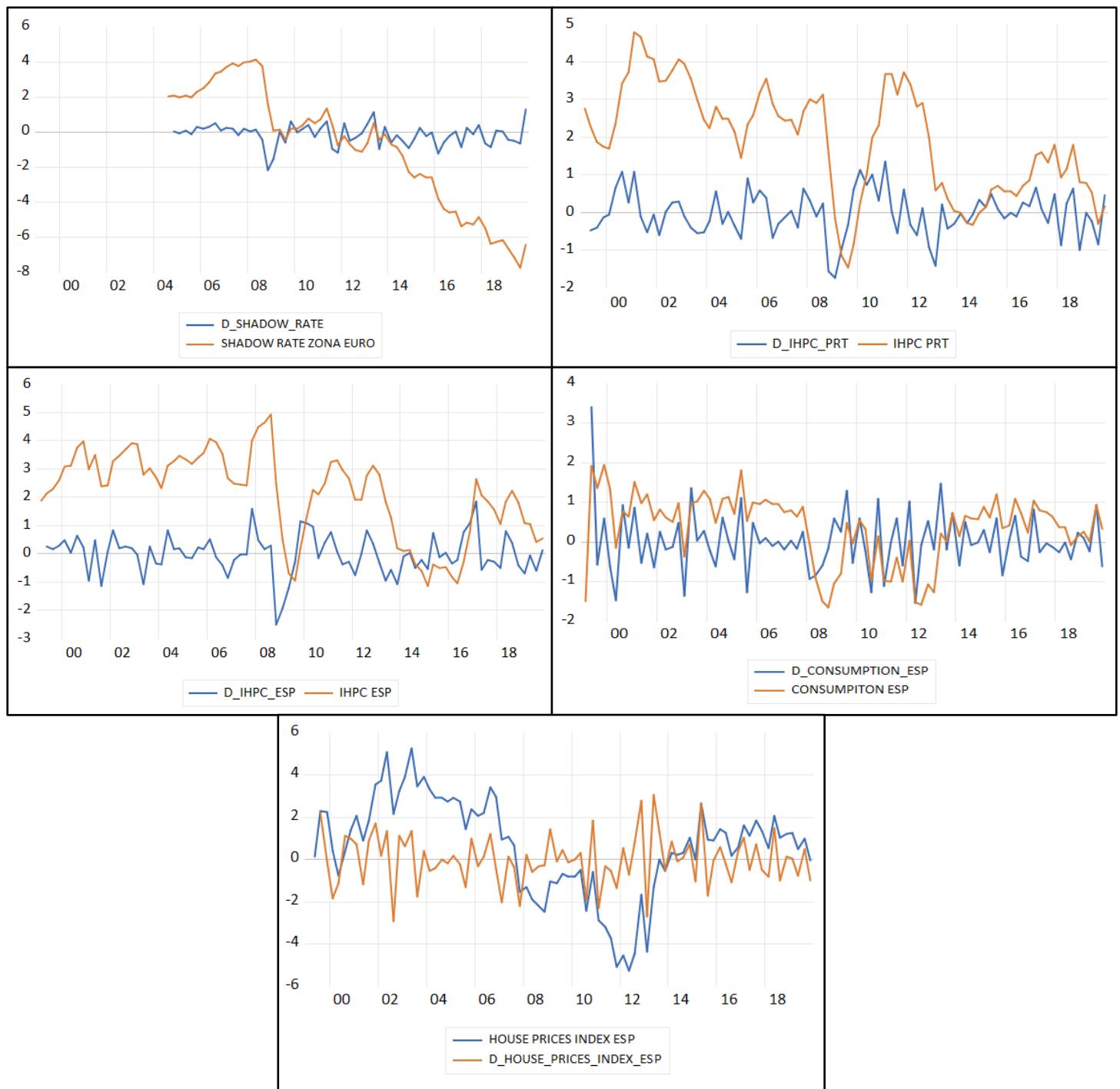
Espanha – Consumo:

Variance Inflation Factors			
Date: 04/12/22 Time: 20:58			
Sample: 1999Q1 2019Q4			
Included observations: 62			
Variable	Coefficient Variance	Uncentered VIF	Centered VIF
C	0.012644	3.413056	NA
HOUSE_PRICES_IN...	0.000827	1.020606	1.020244
IHPC_ESP	0.002133	3.340770	1.481852
SHADOW_RATE	0.000494	1.582727	1.491553

Espanha – PIB:

Variance Inflation Factors			
Date: 04/12/22 Time: 20:59			
Sample: 1999Q1 2019Q4			
Included observations: 62			
Variable	Coefficient Variance	Uncentered VIF	Centered VIF
C	0.012580	3.413056	NA
HOUSE_PRICES_IN...	0.000823	1.020606	1.020244
IHPC_ESP	0.002122	3.340770	1.481852
SHADOW_RATE	0.000491	1.582727	1.491553

Anexo C: Gráficos das séries originais e transformadas após diferenciação



Anexo D: Leg lenght criteria

Portugal – Consumo:

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: CONSUMPTION_PRT HOUSE_PRICES_INDEX_PRT D_IHP...						
Exogenous variables: C						
Date: 04/19/22 Time: 23:10						
Sample: 1999Q1 2019Q4						
Included observations: 56						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-276.6549	NA	0.264980	10.02339	10.16806	10.07948
1	-238.3419	69.78456	0.119659	9.226495	9.949835*	9.506932*
2	-223.2771	25.28728	0.124884	9.259896	10.56191	9.764683
3	-202.5509	31.82952	0.107968	9.091103	10.97179	9.820240
4	-180.6619	30.48827*	0.091473*	8.880782*	11.34014	9.834268
5	-169.9885	13.34169	0.119235	9.071019	12.10905	10.24886

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Portugal – PIB:

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: PIB_PRT D_SHADOW_RATE D_IHPC_PRT HOUSE_PRICE...						
Exogenous variables: C						
Date: 04/19/22 Time: 23:40						
Sample: 1999Q1 2019Q4						
Included observations: 56						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-263.5398	NA	0.165878	9.554992	9.699660	9.611080
1	-228.0765	64.59392*	0.082933*	8.859873*	9.583213*	9.140311*
2	-213.3468	24.72481	0.087596	8.905242	10.20725	9.410029
3	-200.1296	20.29782	0.099024	9.004628	10.88531	9.733766
4	-182.2084	24.96164	0.096668	8.936015	11.39537	9.889502
5	-168.8616	16.68359	0.114531	9.030770	12.06880	10.20861

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Espanha – Consumo:

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: D_CONSUMPTION_ESP D_HOUSE_PRICES_INDEX_ESP ...						
Exogenous variables: C						
Date: 04/19/22 Time: 23:54						
Sample: 1999Q1 2019Q4						
Included observations: 56						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-248.0564	NA	0.095419	9.002013	9.146681*	9.058101*
1	-227.1642	38.05358	0.080274*	8.827293	9.550633	9.107731
2	-216.0752	18.61378	0.096561	9.002684	10.30470	9.507471
3	-197.9138	27.89067*	0.091489	8.925492	10.80618	9.654630
4	-179.4271	25.74929	0.087527	8.836683	11.29604	9.790170
5	-162.4188	21.26040	0.090990	8.800671*	11.83870	9.978508

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Espanha – PIB:

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: PIB_ESP D_IHPC_ESP D_HOUSE_PRICES_INDEX_ESP D...						
Exogenous variables: C						
Date: 04/20/22 Time: 22:56						
Sample: 1999Q1 2019Q4						
Included observations: 56						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-257.1426	NA	0.131997	9.326521	9.471189	9.382608
1	-215.1206	76.53998	0.052212	8.397165	9.120505*	8.677603*
2	-200.3859	24.73323	0.055138	8.442355	9.744367	8.947142
3	-181.8897	28.40489*	0.051621*	8.353205	10.23389	9.082342
4	-169.1511	17.74310	0.060640	8.469682	10.92904	9.423169
5	-149.3446	24.75813	0.057043	8.333735*	11.37176	9.511572

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Anexo E: Testes de Autocorrelação, Heterocedasticidade e Normalidade dos resíduos

Portugal – Consumo:

3 Lags:

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations					
Null Hypothesis: No residual autocorrelations up to lag h					
Date: 04/19/22 Time: 23:32					
Sample: 1999Q1 2019Q4					
Included observations: 58					
Lags	Q-Stat	Prob.*	Adj Q-Stat	Prob.*	df
1	6.838383	---	6.958354	---	---
2	12.11585	---	12.42430	---	---
3	19.47524	---	20.18512	---	---
4	42.32971	0.0004	44.73251	0.0002	16

*Test is valid only for lags larger than the VAR lag order.
df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

VAR Residual Serial Correlation LM Tests					
Date: 04/19/22 Time: 23:32					
Sample: 1999Q1 2019Q4					
Included observations: 58					
Null hypothesis: No serial correlation at lag h					
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df
1	37.42119	16	0.0018	2.576521	(16, 116.7)
2	20.96861	16	0.1797	1.347339	(16, 116.7)
3	20.20548	16	0.2111	1.294195	(16, 116.7)

Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	37.42119	16	0.0018	2.576521	(16, 116.7)	0.0019
2	57.98090	32	0.0033	2.001399	(32, 127.0)	0.0036
3	63.83880	48	0.0626	1.407940	(48, 117.6)	0.0703

*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

VAR Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)					
Date: 04/19/22 Time: 23:33					
Sample: 1999Q1 2019Q4					
Included observations: 58					
Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
215.2188	240	0.8732			

VAR Residual Normality Tests				
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)				
Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal				
Date: 04/19/22 Time: 23:33				
Sample: 1999Q1 2019Q4				
Included observations: 58				
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	-0.189268	0.346283	1	0.5562
2	0.605152	3.540015	1	0.0599
3	0.340244	1.119069	1	0.2901
4	0.356241	1.226774	1	0.2680
Joint				
6.232141				
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.027902	0.001881	1	0.9654
2	4.875198	8.497889	1	0.0036
3	3.123836	0.037060	1	0.8473
4	3.263698	0.168047	1	0.6819
Joint				
8.704878				
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	0.348164	2	0.8402	
2	12.03790	2	0.0024	
3	1.156129	2	0.5610	
4	1.394821	2	0.4979	
Joint				
14.93702				

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

Portugal – PIB:

1 Lag:

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations					
Null Hypothesis: No residual autocorrelations up to lag h					
Date: 04/19/22 Time: 23:50					
Sample: 1999Q1 2019Q4					
Included observations: 60					
Lags	Q-Stat	Prob.*	Adj Q-Stat	Prob.*	df
1	11.57737	--	11.77360	--	--
2	24.80137	0.0734	25.45360	0.0622	16
*Test is valid only for lags larger than the VAR lag order.					
df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution					

VAR Residual Serial Correlation LM Tests					
Date: 04/19/22 Time: 23:50					
Sample: 1999Q1 2019Q4					
Included observations: 60					
Null hypothesis: No serial correlation at lag h					
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df
1	28.05182	16	0.0312	1.835506	(16, 147.3)
Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h					
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df
1	28.05182	16	0.0312	1.835506	(16, 147.3)
*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.					

VAR Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)					
Date: 04/19/22 Time: 23:51					
Sample: 1999Q1 2019Q4					
Included observations: 60					
Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
108.9176	80	0.0175			

VAR Residual Normality Tests					
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)					
Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal					
Date: 04/19/22 Time: 23:52					
Sample: 1999Q1 2019Q4					
Included observations: 60					
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*	
1	-0.891688	7.951071	1	0.0048	
2	-0.297330	0.884052	1	0.3471	
3	0.183717	0.337520	1	0.5613	
4	0.171496	0.294108	1	0.5876	
Joint		9.466751	4	0.0504	
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.	
1	4.221487	3.730077	1	0.0534	
2	4.111066	3.086171	1	0.0790	
3	3.216997	0.117720	1	0.7315	
4	3.242395	0.146889	1	0.7015	
Joint		7.080856	4	0.1317	
Component	Jarque-Bera	df	Prob.		
1	11.68115	2	0.0029		
2	3.970223	2	0.1374		
3	0.455240	2	0.7964		
4	0.440997	2	0.8021		
Joint		16.54761	8	0.0352	
*Approximate p-values do not account for coefficient estimation					

Espanha – Consumo:

3 Lags:

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations					
Null Hypothesis: No residual autocorrelations up to lag h					
Date: 04/20/22 Time: 21:05					
Sample: 1999Q1 2019Q4					
Included observations: 58					
Lags	Q-Stat	Prob.*	Adj Q-Stat	Prob.*	df
1	6.555205	---	6.670209	---	---
2	11.52954	---	11.82220	---	---
3	18.58293	---	19.26032	---	---
4	44.51913	0.0002	47.11772	0.0001	16

*Test is valid only for lags larger than the VAR lag order.
df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

VAR Residual Serial Correlation LM Tests					
Date: 04/20/22 Time: 21:05					
Sample: 1999Q1 2019Q4					
Included observations: 58					
Null hypothesis: No serial correlation at lag h					
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df
1	23.80404	16	0.0939	1.547690	(16, 116.7)
2	23.42204	16	0.1029	1.520430	(16, 116.7)
3	19.33514	16	0.2517	1.233986	(16, 116.7)
Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h					
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df
1	23.80404	16	0.0939	1.547690	(16, 116.7)
2	41.55338	32	0.1202	1.349168	(32, 127.0)
3	55.63237	48	0.2094	1.189209	(48, 117.6)

*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

VAR Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)					
Date: 04/20/22 Time: 21:05					
Sample: 1999Q1 2019Q4					
Included observations: 58					
Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
213.6761	240	0.8883			

VAR Residual Normality Tests					
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)					
Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal					
Date: 04/20/22 Time: 21:06					
Sample: 1999Q1 2019Q4					
Included observations: 58					
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*	
1	0.015971	0.002466	1	0.9604	
2	0.391379	1.480714	1	0.2237	
3	0.190033	0.349086	1	0.5546	
4	0.295739	0.845460	1	0.3578	
Joint					2.677726
					4
					0.6131
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.	
1	2.819242	0.078961	1	0.7787	
2	4.359932	4.469417	1	0.0345	
3	4.347467	4.387865	1	0.0362	
4	3.077672	0.014580	1	0.9039	
Joint					8.950823
					4
					0.0623
Component	Jarque-Bera	df	Prob.		
1	0.081427	2	0.9601		
2	5.950132	2	0.0510		
3	4.736951	2	0.0936		
4	0.860039	2	0.6505		
Joint					11.62855
					8
					0.1686

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

Espanha – PIB:

4 Lags:

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations					
Null Hypothesis: No residual autocorrelations up to lag h					
Date: 04/20/22 Time: 23:19					
Sample: 1999Q1 2019Q4					
Included observations: 57					
Lags	Q-Stat	Prob.*	Adj Q-Stat	Prob.*	df
1	3.644868	—	3.709955	—	—
2	7.737112	—	7.951008	—	—
3	17.89125	—	18.66926	—	—
4	23.65452	—	24.86750	—	—
5	32.63782	0.0083	34.71458	0.0043	16

*Test is valid only for lags larger than the VAR lag order.
df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

VAR Residual Serial Correlation LM Tests					
Date: 04/20/22 Time: 23:22					
Sample: 1999Q1 2019Q4					
Included observations: 57					
Null hypothesis: No serial correlation at lag h					
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df
1	21.56950	16	0.1576	1.395230	(16, 101.5)
2	12.87493	16	0.6819	0.799249	(16, 101.5)
3	33.87567	16	0.0056	2.324778	(16, 101.5)
4	15.22001	16	0.5086	0.955319	(16, 101.5)

Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	21.56950	16	0.1576	1.395230	(16, 101.5)	0.1591
2	35.79341	32	0.2948	1.139902	(32, 108.5)	0.3031
3	58.11379	48	0.1504	1.258653	(48, 98.3)	0.1684
4	83.25336	64	0.0533	1.394380	(64, 84.5)	0.0760

*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

VAR Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)					
Date: 04/21/22 Time: 00:19					
Sample: 1999Q1 2019Q4					
Included observations: 57					
Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
300.1254	320	0.7811			

VAR Residual Normality Tests				
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)				
Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal				
Date: 04/20/22 Time: 23:24				
Sample: 1999Q1 2019Q4				
Included observations: 57				
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	-0.603579	3.460920	1	0.0628
2	0.168036	0.268243	1	0.6045
3	0.260397	0.644162	1	0.4222
4	0.436864	1.813074	1	0.1781
Joint				
6.186400				
4				
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	4.272891	3.848096	1	0.0498
2	2.660229	0.274180	1	0.6005
3	3.099808	0.023659	1	0.8778
4	4.079208	2.766139	1	0.0963
Joint				
6.912074				
4				
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	7.309016	2	0.0259	
2	0.542423	2	0.7625	
3	0.667821	2	0.7161	
4	4.579214	2	0.1013	
Joint				
13.09847				
8				
0.1085				

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

Anexo F: Modelo VAR

Portugal – Consumo:

3 Lags:

Vector Autoregression Estimates				
Date: 04/24/22 Time: 23:49				
Sample (adjusted): 2005Q3 2019Q4				
Included observations: 58 after adjustments				
Standard errors in () & t-statistics in []				
	CONSUMPTIO N_PRT	HOUSE_PRICE S_INDEX_PRT	D_IHPC_PRT	D_SHADOW_R ATE
CONSUMPTION_PRT(-1)	-0.036530 (0.12709) [-0.28743]	0.214578 (0.29573) [0.72560]	0.222063 (0.12032) [1.84567]	-0.145191 (0.12444) [-1.16671]
CONSUMPTION_PRT(-2)	0.104106 (0.12957) [0.80346]	0.049999 (0.30150) [0.16583]	-0.017816 (0.12266) [-0.14524]	0.157364 (0.12687) [1.24033]
CONSUMPTION_PRT(-3)	0.397198 (0.12234) [3.24672]	0.215183 (0.28466) [0.75592]	-0.022389 (0.11582) [-0.19331]	-0.068632 (0.11979) [-0.57294]
HOUSE_PRICES_INDEX_ PRT(-1)	0.010019 (0.07287) [0.13749]	0.524996 (0.16956) [3.09617]	-0.101913 (0.06899) [-1.47729]	-0.099026 (0.07135) [-1.38781]
HOUSE_PRICES_INDEX_ PRT(-2)	0.176638 (0.07728) [2.28574]	0.197528 (0.17982) [1.09850]	0.017024 (0.07316) [0.23270]	0.190798 (0.07567) [2.52151]
HOUSE_PRICES_INDEX_ PRT(-3)	0.019531 (0.07858) [0.24855]	-0.181131 (0.18284) [-0.99065]	0.117398 (0.07439) [1.57817]	-0.055205 (0.07694) [-0.71750]
D_IHPC_PRT(-1)	-0.095971 (0.17010) [-0.56421]	0.108394 (0.39579) [0.27387]	0.103943 (0.16103) [0.64549]	-0.033662 (0.16655) [-0.20211]
D_IHPC_PRT(-2)	-0.315604 (0.17293) [-1.82503]	-0.032438 (0.40239) [-0.08061]	-0.004082 (0.16371) [-0.02493]	0.088956 (0.16933) [0.52535]
D_IHPC_PRT(-3)	-0.446819 (0.15202) [-2.93915]	-0.219719 (0.35374) [-0.62114]	0.284881 (0.14392) [1.97948]	-0.114488 (0.14886) [-0.76912]
D_SHADOW_RATE(-1)	0.485595 (0.17570) [2.76379]	-0.156357 (0.40883) [-0.38245]	-0.051163 (0.16633) [-0.30759]	0.232513 (0.17204) [1.35152]
D_SHADOW_RATE(-2)	0.428301 (0.18774) [2.28138]	-0.095438 (0.43684) [-0.21847]	0.084896 (0.17773) [0.47768]	0.017984 (0.18383) [0.09783]

D_SHADOW_RATE(-3)	-0.188693 (0.17381) [-1.08560]	-0.262693 (0.40444) [-0.64952]	-0.105759 (0.16455) [-0.64273]	-0.009442 (0.17019) [-0.05548]
C	0.172046 (0.10324) [1.66648]	-0.111427 (0.24022) [-0.46385]	-0.044104 (0.09773) [-0.45126]	-0.099549 (0.10109) [-0.98477]
R-squared	0.642506	0.498263	0.314410	0.206473
Adj. R-squared	0.547174	0.364466	0.131587	-0.005135
Sum sq. resids	17.66292	95.63218	15.82959	16.93458
S.E. equation	0.626506	1.457793	0.593101	0.613453
F-statistic	6.739684	3.724029	1.719745	0.975735
Log likelihood	-47.81814	-96.80036	-44.64014	-46.59697
Akaike AIC	2.097177	3.786219	1.987591	2.055068
Schwarz SC	2.559001	4.248043	2.449415	2.516891
Mean dependent	0.181851	0.141839	-0.021933	-0.146826
S.D. dependent	0.931021	1.828632	0.636452	0.611884
Determinant resid covariance (dof adj.)	0.063209			
Determinant resid covariance	0.022904			
Log likelihood	-219.6772			
Akaike information criterion	9.368180			
Schwarz criterion	11.21547			
Number of coefficients	52			

Espanha – Consumo:

3 Lags:

Vector Autoregression Estimates				
Date: 04/27/22 Time: 00:23				
Sample (adjusted): 2005Q3 2019Q4				
Included observations: 58 after adjustments				
Standard errors in () & t-statistics in []				
		D_HOUSE_PRI		
	D_CONSUMPTION_ESP	CES_INDEX_ESP	D_IHPC_ESP	D_SHADOW_R
	ON_ESP	SP		ATE
D_CONSUMPTION_ESP(-1)	-0.666963 (0.15187) [-4.39178]	-0.539565 (0.27694) [-1.94830]	0.245923 (0.18116) [1.35753]	0.354622 (0.15872) [2.23429]
D_CONSUMPTION_ESP(-2)	-0.098387 (0.17409) [-0.56515]	-0.092987 (0.31747) [-0.29290]	0.350057 (0.20766) [1.68568]	0.442150 (0.18194) [2.43014]
D_CONSUMPTION_ESP(-3)	0.169235 (0.15424) [1.09722]	0.435829 (0.28127) [1.54950]	0.412268 (0.18399) [2.24074]	0.257793 (0.16120) [1.59922]
D_HOUSE_PRICES_INDEX_ESP(-1)	0.110911 (0.07813) [1.41959]	-0.294008 (0.14247) [-2.06359]	-0.152031 (0.09320) [-1.63130]	-0.021594 (0.08165) [-0.26446]

D_HOUSE_PRICES_INDE				
X_ESP(-2)	0.174403 (0.08628) [2.02146]	0.149449 (0.15733) [0.94990]	-0.209870 (0.10292) [-2.03925]	0.083883 (0.09017) [0.93030]
D_HOUSE_PRICES_INDE				
X_ESP(-3)	0.100713 (0.08401) [1.19876]	0.400796 (0.15321) [2.61604]	-0.184959 (0.10022) [-1.84558]	-0.095836 (0.08780) [-1.09147]
D_IHPC_ESP(-1)	-0.124807 (0.11520) [-1.08337]	-0.260610 (0.21008) [-1.24052]	0.385172 (0.13742) [2.80289]	0.251416 (0.12040) [2.08818]
D_IHPC_ESP(-2)	-0.058708 (0.12942) [-0.45363]	0.235767 (0.23601) [0.99898]	-0.011351 (0.15438) [-0.07352]	-0.024684 (0.13526) [-0.18250]
D_IHPC_ESP(-3)	-0.083795 (0.12287) [-0.68198]	-0.113202 (0.22406) [-0.50522]	-0.139657 (0.14657) [-0.95286]	0.140390 (0.12841) [1.09326]
D_SHADOW_RATE(-1)	-0.143936 (0.15274) [-0.94238]	-0.332654 (0.27853) [-1.19432]	0.091930 (0.18219) [0.50457]	0.034988 (0.15963) [0.21919]
D_SHADOW_RATE(-2)	-0.031249 (0.13982) [-0.22350]	-0.129229 (0.25498) [-0.50683]	-0.006339 (0.16679) [-0.03801]	-0.094896 (0.14613) [-0.64940]
D_SHADOW_RATE(-3)	-0.109035 (0.13580) [-0.80292]	-0.184797 (0.24764) [-0.74623]	-0.198146 (0.16199) [-1.22322]	0.006584 (0.14192) [0.04639]
C	-0.066158 (0.07997) [-0.82727]	-0.144393 (0.14583) [-0.99011]	-0.053807 (0.09539) [-0.56405]	-0.127534 (0.08358) [-1.52591]
R-squared	0.408917	0.437385	0.414406	0.303763
Adj. R-squared	0.251295	0.287355	0.258248	0.118100
Sum sq. resids	13.60315	45.23691	19.35614	14.85832
S.E. equation	0.549811	1.002629	0.655848	0.574617
F-statistic	2.594288	2.915307	2.653759	1.636099
Log likelihood	-40.24432	-75.09107	-50.47287	-42.80382
Akaike AIC	1.836011	3.037623	2.188720	1.924270
Schwarz SC	2.297835	3.499447	2.650543	2.386093
Mean dependent	-0.025558	-0.047296	-0.045544	-0.146826
S.D. dependent	0.635416	1.187691	0.761507	0.611884
Determinant resid covariance (dof adj.)	0.034998			
Determinant resid covariance	0.012682			
Log likelihood	-202.5339			
Akaike information criterion	8.777030			
Schwarz criterion	10.62432			
Number of coefficients	52			

Portugal – PIB:

1 Lag:

Vector Autoregression Estimates

Date: 04/28/22 Time: 21:23
 Sample (adjusted): 2005Q1 2019Q4
 Included observations: 60 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

	PIB_PRT	D_SHADOW_R ATE	D_IHPC_PRT	HOUSE_PRIC ES_INDEX_PR T
PIB_PRT(-1)	0.363263 (0.13744) [2.64312]	0.036765 (0.12864) [0.28580]	0.275140 (0.12518) [2.19789]	0.468443 (0.28337) [1.65311]
D_SHADOW_RATE(-1)	0.232700 (0.17579) [1.32371]	0.067048 (0.16454) [0.40750]	-0.024480 (0.16012) [-0.15288]	-0.379332 (0.36246) [-1.04656]
D_IHPC_PRT(-1)	-0.033308 (0.15604) [-0.21345]	0.063580 (0.14605) [0.43533]	0.164843 (0.14213) [1.15981]	-0.039660 (0.32173) [-0.12327]
HOUSE_PRICES_INDEX_PRT(-1)	0.135614 (0.05709) [2.37527]	-0.024799 (0.05344) [-0.46407]	-0.023504 (0.05200) [-0.45196]	0.573995 (0.11772) [4.87600]
C	0.153246 (0.09508) [1.61174]	-0.131421 (0.08899) [-1.47676]	-0.081114 (0.08660) [-0.93661]	-0.079079 (0.19604) [-0.40338]
R-squared	0.335336	0.026169	0.164792	0.473614
Adj. R-squared	0.286997	-0.044655	0.104050	0.435332
Sum sq. resids	23.80035	20.84993	19.74557	101.1783
S.E. equation	0.657825	0.615703	0.599175	1.356321
F-statistic	6.937144	0.369499	2.712967	12.37152
Log likelihood	-57.39698	-53.42650	-51.79385	-100.8125
Akaike AIC	2.079899	1.947550	1.893128	3.527084
Schwarz SC	2.254428	2.122079	2.067657	3.701612
Mean dependent	0.194338	-0.141317	-0.038817	0.124354
S.D. dependent	0.779049	0.602400	0.633011	1.804952
Determinant resid covariance (dof adj.)	0.058877			
Determinant resid covariance	0.041571			
Log likelihood	-245.1347			
Akaike information criterion	8.837823			
Schwarz criterion	9.535938			
Number of coefficients	20			

Espanha – PIB:

4 Lags:

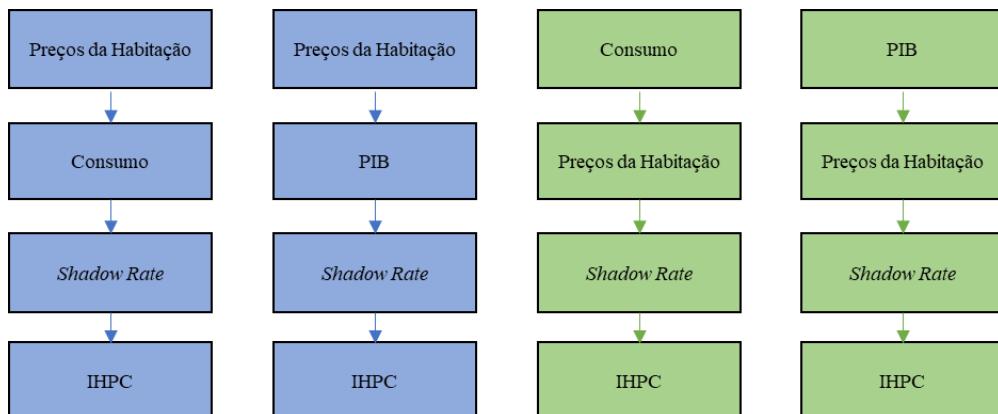
Vector Autoregression Estimates
 Date: 04/27/22 Time: 00:30
 Sample (adjusted): 2005Q4 2019Q4
 Included observations: 57 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

PIB_ESP	D_IHPC_ESP	D_HOUSE_PRI CES_INDEX_E	D_SHADOW_R ATE

PIB_ESP(-1)	0.570589 (0.16609) [3.43533]	0.141702 (0.29459) [0.48101]	0.083600 (0.47673) [0.17536]	0.199904 (0.28157) [0.70997]
PIB_ESP(-2)	-0.106527 (0.17432) [-0.61109]	0.169813 (0.30918) [0.54923]	-0.412402 (0.50034) [-0.82424]	0.076757 (0.29551) [0.25974]
PIB_ESP(-3)	0.216592 (0.16849) [1.28548]	-0.264994 (0.29884) [-0.88673]	0.257021 (0.48361) [0.53146]	-0.164396 (0.28563) [-0.57555]
PIB_ESP(-4)	0.252142 (0.15644) [1.61174]	0.115869 (0.27747) [0.41759]	-0.272075 (0.44902) [-0.60592]	-0.093531 (0.26520) [-0.35268]
D_IHPC_ESP(-1)	0.059217 (0.09249) [0.64026]	0.223794 (0.16404) [1.36423]	-0.193535 (0.26547) [-0.72903]	0.168872 (0.15679) [1.07705]
D_IHPC_ESP(-2)	-0.238539 (0.08912) [-2.67646]	-0.128181 (0.15808) [-0.81088]	0.339803 (0.25581) [1.32835]	-0.119427 (0.15109) [-0.79045]
D_IHPC_ESP(-3)	0.146401 (0.09654) [1.51645]	-0.010141 (0.17123) [-0.05922]	-0.138907 (0.27710) [-0.50129]	0.173450 (0.16366) [1.05982]
D_IHPC_ESP(-4)	-0.286541 (0.09214) [-3.10982]	-0.384422 (0.16343) [-2.35228]	0.188701 (0.26447) [0.71352]	-0.187599 (0.15620) [-1.20102]
D_HOUSE_PRICES_INDE X_ESP(-1)	0.088728 (0.05385) [1.64776]	-0.166705 (0.09551) [-1.74549]	-0.487193 (0.15455) [-3.15223]	0.009296 (0.09128) [0.10184]
D_HOUSE_PRICES_INDE X_ESP(-2)	0.173092 (0.06155) [2.81237]	-0.195593 (0.10916) [-1.79176]	-0.002202 (0.17665) [-0.01247]	0.143146 (0.10434) [1.37197]
D_HOUSE_PRICES_INDE X_ESP(-3)	0.059741 (0.06745) [0.88564]	-0.174137 (0.11964) [-1.45550]	0.480128 (0.19361) [2.47987]	-0.080392 (0.11435) [-0.70303]
D_HOUSE_PRICES_INDE X_ESP(-4)	0.100235 (0.06313) [1.58774]	0.045348 (0.11197) [0.40500]	0.081285 (0.18120) [0.44859]	0.011687 (0.10702) [0.10920]
D_SHADOW_RATE(-1)	0.215901 (0.11157) [1.93519]	0.270450 (0.19788) [1.36675]	-0.323109 (0.32022) [-1.00902]	0.108643 (0.18913) [0.57444]
D_SHADOW_RATE(-2)	-0.190905 (0.11058) [-1.72643]	-0.131785 (0.19613) [-0.67194]	-0.024818 (0.31738) [-0.07819]	-0.164631 (0.18745) [-0.87825]
D_SHADOW_RATE(-3)	-0.028507	-0.067605	-0.113106	0.045136

	(0.10461) [-0.27252]	(0.18554) [-0.36437]	(0.30025) [-0.37671]	(0.17733) [0.25452]
D_SHADOW_RATE(-4)	-0.039330 (0.10130) [-0.38823]	-0.132051 (0.17968) [-0.73494]	-0.299564 (0.29077) [-1.03026]	0.191986 (0.17173) [1.11793]
C	0.002925 (0.06558) [0.04461]	-0.118713 (0.11631) [-1.02065]	-0.042364 (0.18822) [-0.22507]	-0.110488 (0.11117) [-0.99387]
R-squared	0.809120	0.472282	0.421533	0.254904
Adj. R-squared	0.732768	0.261194	0.190147	-0.043134
Sum sq. resids	5.533045	17.40601	45.58273	15.90085
S.E. equation	0.371922	0.659659	1.067506	0.630493
F-statistic	10.59722	2.237375	1.821770	0.855273
Log likelihood	-14.40857	-47.07178	-74.50911	-44.49415
Akaike AIC	1.102055	2.248133	3.210846	2.157690
Schwarz SC	1.711386	2.857464	3.820177	2.767021
Mean dependent	0.266137	-0.050157	-0.025259	-0.147083
S.D. dependent	0.719462	0.767458	1.186225	0.617320
Determinant resid covariance (dof adj.)	0.019856			
Determinant resid covariance	0.004815			
Log likelihood	-171.4434			
Akaike information criterion	8.401523			
Schwarz criterion	10.83885			
Number of coefficients	68			

Anexo G: Decomposição da Variância



Variance Decomposition of CONSUMPTION - PORTUGAL				
PERIODO	CONSUMO	HOUSE PRICES	IHPC	SHADOW RATE
1	99.28748	0.712519	0.000000	0.000000
2	83.88248	1.490775	0.470991	14.15576
3	67.09890	7.281989	5.010290	20.60882
4	51.20793	23.43494	8.856280	16.50086
5	45.15408	31.93467	8.006103	14.90515
6	42.35600	33.96748	9.699673	13.97685
7	39.63665	35.38411	11.34047	13.63877
8	38.96419	36.02851	11.57007	13.43723
9	38.42604	35.97272	12.32298	13.27826
10	37.99781	35.73179	13.05221	13.21818

Variance Decomposition of CONSUMPTION - ESPANHA				
PERIODO	CONSUMO	HOUSE PRICES	IHPC	SHADOW RATE
1	88.60083	11.39917	0.000000	0.000000
2	88.22770	8.073326	1.440718	2.258251
3	84.71481	11.18321	2.006596	2.095388
4	82.27667	10.88798	2.672984	4.162370
5	82.43533	10.80858	2.613828	4.142260
6	82.30489	10.95253	2.619007	4.123580
7	82.38606	10.88544	2.633801	4.094695
8	82.24193	10.87382	2.738001	4.146251
9	82.21635	10.87631	2.746010	4.161334
10	82.21632	10.87622	2.745990	4.161463

Variance Decomposition of PIB - PORTUGAL				
PERIODO	PIB	HOUSE PRICES	IHPC	SHADOW RATE
1	99.97736	0.022645	0.000000	0.000000
2	93.04686	4.281882	0.051645	2.619611
3	89.30876	8.109105	0.050638	2.531496
4	87.00897	10.50347	0.052472	2.435088
5	85.69480	11.86263	0.055012	2.387560
6	84.96989	12.60937	0.056815	2.363922
7	84.57555	13.01477	0.057892	2.351788
8	84.36214	13.23395	0.058498	2.345413
9	84.24685	13.35231	0.058831	2.342017
10	84.18459	13.41620	0.059012	2.340195

Variance Decomposition of PIB - ESPANHA				
PERIODO	PIB	HOUSE PRICES	IHPC	SHADOW RATE
1	97.23136	2.768640	0.000000	0.000000
2	84.63735	7.934421	0.537799	6.890433
3	69.99013	19.53606	4.156313	6.317495
4	59.75788	25.53569	3.884435	10.82199
5	50.07281	31.87786	7.528700	10.52064
6	41.55329	36.99410	11.49095	9.961658
7	36.80605	41.69045	10.43642	11.06708
8	33.13982	45.42737	9.406408	12.02640
9	31.79216	46.79585	9.095438	12.31655
10	31.02890	47.48932	9.126274	12.35551

Variance Decomposition of CONSUMPTION - PORTUGAL				
PERIODO	CONSUMO	HOUSE PRICES	IHPC	SHADOW RATE
1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	84.44145	0.931803	0.470991	14.15576
3	67.80643	6.574454	5.010290	20.60882
4	53.23626	21.40660	8.856280	16.50086
5	47.03864	30.05011	8.006103	14.90515
6	44.23000	32.09348	9.699673	13.97685
7	41.62780	33.39296	11.34047	13.63877
8	40.92713	34.06557	11.57007	13.43723
9	40.38040	34.01835	12.32298	13.27826
10	39.94169	33.78791	13.05221	13.21818

Variance Decomposition of CONSUMPTION - ESPANHA				
PERIODO	CONSUMO	HOUSE PRICES	IHPC	SHADOW RATE
1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	93.59016	2.710868	1.440718	2.258251
3	91.88724	4.010777	2.006596	2.095388
4	89.12790	4.036743	2.672984	4.162370
5	88.13924	5.104673	2.613828	4.142260
6	88.11713	5.140285	2.619007	4.123580
7	88.13878	5.132723	2.633801	4.094695
8	88.00192	5.113829	2.738001	4.146251
9	87.96895	5.123708	2.746010	4.161334
10	87.96879	5.123755	2.745990	4.161463

Variance Decomposition of PIB - PORTUGAL				
PERIODO	PIB	HOUSE PRICES	IHPC	SHADOW RATE
1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	92.81483	4.513916	0.051645	2.619611
3	88.98373	8.434138	0.050638	2.531496
4	86.64472	10.86772	0.052472	2.435088
5	85.31222	12.24520	0.055012	2.387560
6	84.57820	13.00106	0.056815	2.363922
7	84.17915	13.41117	0.057892	2.351788
8	83.96325	13.63284	0.058498	2.345413
9	83.84663	13.75253	0.058831	2.342017
10	83.78366	13.81714	0.059012	2.340195

Variance Decomposition of PIB - ESPANHA				
PERIODO	PIB	HOUSE PRICES	IHPC	SHADOW RATE
1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	90.08439	2.487379	0.537799	6.890433
3	75.85640	13.66979	4.156313	6.317495
4	65.57473	19.71884	3.884435	10.82199
5	55.93315	26.01751	7.528700	10.52064
6	47.05949	31.48790	11.49095	9.961658
7	41.80039	36.69611	10.43642	11.06708
8	37.78714	40.78005	9.406408	12.02640
9	36.55289	42.03513	9.095438	12.31655
10	35.85247	42.66575	9.126274	12.35551

Anexo H: Decomposição da Variância (Preços da habitação – *Shadow rate*)

Variance Decomposition of HOUSE PRICES - PORTUGAL				
PERIODO	CONSUMO	HOUSE PRICES	IHPC	SHADOW RATE
1	0.000000	100.0000	0.000000	0.000000
2	0.570171	99.16234	0.101331	0.166157
3	0.878144	98.78194	0.087516	0.252404
4	1.708198	96.56355	0.604030	1.124225
5	2.006629	95.66222	1.093359	1.237789
6	2.175533	94.77354	1.781938	1.268991
7	2.314286	93.82724	2.590808	1.267671
8	2.334844	93.23406	3.175369	1.255725
9	2.333918	92.77188	3.648787	1.245420
10	2.330659	92.35172	4.063539	1.254084

Variance Decomposition of HOUSE PRICES - PORTUGAL				
PERIODO	PIB	HOUSE PRICES	IHPC	SHADOW RATE
1	0.000000	100.0000	0.000000	0.000000
2	1.527222	96.85232	0.015589	1.604869
3	3.033581	95.32241	0.054568	1.589442
4	3.879663	94.51769	0.070879	1.531766
5	4.330911	94.09278	0.077698	1.498608
6	4.572116	93.86629	0.080940	1.480658
7	4.701421	93.74500	0.082591	1.470984
8	4.770892	93.67988	0.083456	1.465774
9	4.808283	93.64483	0.083917	1.462967
10	4.828435	93.62595	0.084164	1.461453

Variance Decomposition of HOUSE PRICES - ESPANHA				
PERIODO	CONSUMO	HOUSE PRICES	IHPC	SHADOW RATE
1	0.000000	100.0000	0.000000	0.000000
2	4.787524	89.23885	2.087488	3.886135
3	5.178568	88.09249	3.041125	3.687814
4	5.001814	86.96075	3.472523	4.564914
5	10.94778	81.64714	3.256466	4.148610
6	14.29336	78.66126	3.156470	3.888909
7	15.54524	77.16670	3.252685	4.035374
8	15.54910	76.97023	3.277227	4.203441
9	16.06920	76.48092	3.256462	4.193418
10	16.55640	76.02886	3.248449	4.166283

Variance Decomposition of HOUSE PRICES - ESPANHA				
PERIODO	PIB	HOUSE PRICES	IHPC	SHADOW RATE
1	0.000000	100.0000	0.000000	0.000000
2	0.535118	95.68736	0.969502	2.808018
3	1.012269	92.50383	3.664105	2.819792
4	0.965903	90.97345	4.878082	3.182563
5	1.381393	88.19585	5.776966	4.645787
6	1.617254	87.53868	5.734429	5.109635
7	1.622854	87.24331	5.720097	5.413744
8	1.663606	86.97200	6.052931	5.311465
9	1.690229	86.87470	6.074342	5.360726

10	1.682965	86.93253	6.056333	5.328169
----	----------	----------	----------	----------

Variance Decomposition of HOUSE PRICES - PORTUGAL				
PERIODO	CONSUMO	HOUSE PRICES	IHPC	SHADOW RATE
1	0.712519	99.28748	0.000000	0.000000
2	1.869806	97.86271	0.101331	0.166157
3	2.501672	97.15841	0.087516	0.252404
4	3.600087	94.67166	0.604030	1.124225
5	4.035521	93.63333	1.093359	1.237789
6	4.267263	92.68181	1.781938	1.268991
7	4.457042	91.68448	2.590808	1.267671
8	4.489410	91.07950	3.175369	1.255725
9	4.490374	90.61542	3.648787	1.245420
10	4.484771	90.19761	4.063539	1.254084

Variance Decomposition of HOUSE PRICES - ESPANHA				
PERIODO	CONSUMO	HOUSE PRICES	IHPC	SHADOW RATE
1	11.39917	88.60083	0.000000	0.000000
2	19.02902	74.99736	2.087488	3.886135
3	20.12988	73.14118	3.041125	3.687814
4	19.97011	71.99245	3.472523	4.564914
5	26.73569	65.85924	3.256466	4.148610
6	30.76200	62.19262	3.156470	3.888909
7	31.57168	61.14026	3.252685	4.035374
8	31.57819	60.94114	3.277227	4.203441
9	32.18695	60.36317	3.256462	4.193418
10	32.62478	59.96048	3.248449	4.166283

Variance Decomposition of HOUSE PRICES - PORTUGAL				
PERIODO	PIB	HOUSE PRICES	IHPC	SHADOW RATE
1	0.022645	99.97736	0.000000	0.000000
2	1.355872	97.02367	0.015589	1.604869
3	2.755441	95.60055	0.054568	1.589442
4	3.549335	94.84802	0.070879	1.531766
5	3.974183	94.44951	0.077698	1.498608
6	4.201624	94.23678	0.080940	1.480658
7	4.323638	94.12279	0.082591	1.470984
8	4.389212	94.06156	0.083456	1.465774
9	4.424512	94.02860	0.083917	1.462967
10	4.443538	94.01084	0.084164	1.461453

Variance Decomposition of HOUSE PRICES - ESPANHA				
PERIODO	PIB	HOUSE PRICES	IHPC	SHADOW RATE
1	2.768640	97.23136	0.000000	0.000000
2	4.183301	92.03918	0.969502	2.808018
3	3.978358	89.53774	3.664105	2.819792
4	3.760092	88.17926	4.878082	3.182563
5	4.594876	84.98237	5.776966	4.645787
6	4.644316	84.51162	5.734429	5.109635
7	4.654125	84.21203	5.720097	5.413744

8	4.779720	83.85588	6.052931	5.311465
9	4.798083	83.76685	6.074342	5.360726
10	4.801864	83.81363	6.056333	5.328169

Anexo I: Causalidade à Granger

Portugal – Consumo:

Pairwise Granger Causality Tests				
Date: 04/28/22 Time: 20:43				
Sample: 1999Q1 2019Q4				
Lags: 3				
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.	
HOUSE_PRICES_INDEX_PRT does not Granger Cause CONSUMPTION_PRT	80	5.01525	0.0032	
CONSUMPTION_PRT does not Granger Cause HOUSE_PRICES_INDEX_PRT		0.58691	0.6255	
D_IHPC_PRT does not Granger Cause CONSUMPTION_PRT	80	3.05119	0.0338	
CONSUMPTION_PRT does not Granger Cause D_IHPC_PRT		2.74567	0.0491	
D_SHADOW_RATE does not Granger Cause CONSUMPTION_PRT	58	3.56508	0.0203	
CONSUMPTION_PRT does not Granger Cause D_SHADOW_RATE		1.19320	0.3217	
D_IHPC_PRT does not Granger Cause HOUSE_PRICES_INDEX_PRT	80	0.48806	0.6916	
HOUSE_PRICES_INDEX_PRT does not Granger Cause D_IHPC_PRT		2.74447	0.0491	
D_SHADOW_RATE does not Granger Cause HOUSE_PRICES_INDEX_PRT	58	0.04445	0.9874	
HOUSE_PRICES_INDEX_PRT does not Granger Cause D_SHADOW_RATE		2.56537	0.0647	
D_SHADOW_RATE does not Granger Cause D_IHPC_PRT	58	0.89035	0.4525	
D_IHPC_PRT does not Granger Cause D_SHADOW_RATE		0.29672	0.8276	

Espanha – Consumo:

Pairwise Granger Causality Tests				
Date: 05/02/22 Time: 16:32				
Sample: 1999Q1 2019Q4				
Lags: 3				
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.	
D_HOUSE_PRICES_INDEX_ESP does not Granger Cause D_CONSUMPTION_ESP	79	3.07773	0.0329	
D_CONSUMPTION_ESP does not Granger Cause D_HOUSE_PRICES_INDEX_ESP		1.84433	0.1468	
D_IHPC_ESP does not Granger Cause D_CONSUMPTION_ESP	80	2.49174	0.0668	
D_CONSUMPTION_ESP does not Granger Cause D_IHPC_ESP		2.03337	0.1167	
D_SHADOW_RATE does not Granger Cause D_CONSUMPTION_ESP	58	1.81455	0.1562	
D_CONSUMPTION_ESP does not Granger Cause D_SHADOW_RATE		2.51377	0.0688	
D_IHPC_ESP does not Granger Cause D_HOUSE_PRICES_INDEX_ESP	79	0.52739	0.6649	
D_HOUSE_PRICES_INDEX_ESP does not Granger Cause D_IHPC_ESP		0.59499	0.6203	
D_SHADOW_RATE does not Granger Cause D_HOUSE_PRICES_INDEX_ESP	58	0.66748	0.5759	
D_HOUSE_PRICES_INDEX_ESP does not Granger Cause D_SHADOW_RATE		1.95250	0.1329	
D_SHADOW_RATE does not Granger Cause D_IHPC_ESP	58	0.71400	0.5482	
D_IHPC_ESP does not Granger Cause D_SHADOW_RATE		1.07520	0.3679	

Portugal – PIB:

Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 05/02/22 Time: 16:54			
Sample: 1999Q1 2019Q4			
Lags: 1			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D_SHADOW_RATE does not Granger Cause PIB_PRT	60	0.07941	0.7791
PIB_PRT does not Granger Cause D_SHADOW_RATE		0.04659	0.8299
D_IHPC_PRT does not Granger Cause PIB_PRT	82	0.07867	0.7798
PIB_PRT does not Granger Cause D_IHPC_PRT		4.87566	0.0301
HOUSE_PRICES_INDEX_PRT does not Granger Cause PIB_PRT	82	5.74753	0.0189
PIB_PRT does not Granger Cause HOUSE_PRICES_INDEX_PRT		1.47317	0.2285
D_IHPC_PRT does not Granger Cause D_SHADOW_RATE	60	0.43472	0.5123
D_SHADOW_RATE does not Granger Cause D_IHPC_PRT		0.39966	0.5298
HOUSE_PRICES_INDEX_PRT does not Granger Cause D_SHADOW_RATE	60	0.24813	0.6203
D_SHADOW_RATE does not Granger Cause HOUSE_PRICES_INDEX_PRT		0.09859	0.7547
HOUSE_PRICES_INDEX_PRT does not Granger Cause D_IHPC_PRT	82	0.92941	0.3380
D_IHPC_PRT does not Granger Cause HOUSE_PRICES_INDEX_PRT		0.41332	0.5222

Espanha – PIB:

Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 05/02/22 Time: 17:10			
Sample: 1999Q1 2019Q4			
Lags: 4			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D_IHPC_ESP does not Granger Cause PIB_ESP	79	4.23057	0.0040
PIB_ESP does not Granger Cause D_IHPC_ESP		0.80328	0.5272
D_HOUSE_PRICES_INDEX_ESP does not Granger Cause PIB_ESP	78	1.99613	0.1047
PIB_ESP does not Granger Cause D_HOUSE_PRICES_INDEX_ESP		0.30349	0.8747
D_SHADOW_RATE does not Granger Cause PIB_ESP	57	1.33830	0.2694
PIB_ESP does not Granger Cause D_SHADOW_RATE		1.16580	0.3377
D_HOUSE_PRICES_INDEX_ESP does not Granger Cause D_IHPC_ESP	78	0.91312	0.4613
D_IHPC_ESP does not Granger Cause D_HOUSE_PRICES_INDEX_ESP		0.51674	0.7237
D_SHADOW_RATE does not Granger Cause D_IHPC_ESP	57	0.47204	0.7560
D_IHPC_ESP does not Granger Cause D_SHADOW_RATE		1.15210	0.3437
D_SHADOW_RATE does not Granger Cause D_HOUSE_PRICES_INDEX_ESP	57	0.74309	0.5674
D_HOUSE_PRICES_INDEX_ESP does not Granger Cause D_SHADOW_RATE		1.39122	0.2511