



Escola de Ciências Sociais e Humanas

Departamento de Economia Política

Política Monetária e Desigualdade

Sara Filipa Vieira Ferreira

Dissertação submetida como requisito parcial para obtenção do grau de
Mestre em Economia Monetária e Financeira

Dissertação orientada pela Professora Doutora Sofia Vale
Professora Auxiliar, ISCTE-IUL Business School, Departamento de Economia

Outubro 2019

Agradecimentos

Na realização da presente dissertação contei com o apoio e contributo de várias pessoas, às quais expresso o meu profundo agradecimento.

À Professora Doutora Sofia Vale, pela orientação, disponibilidade e dedicação ao longo da realização da dissertação. Aos professores do Mestrado em Economia Monetária e Financeira do ISCTE-IUL, agradeço a qualidade da formação que me prestaram.

Aos meus familiares, pela compreensão e pela confiança que depositaram em mim. A vossa força foi muito importante para este percurso. E finalmente, agradeço aos meus colegas de mestrado pela camaradagem e ajuda ao longo do curso, bem como a todos os meus amigos pelo apoio que sempre me dispensaram durante a realização desta dissertação.

A todos manifesto os meus sinceros agradecimentos.

Resumo

Este trabalho estuda a relação entre a política monetária e a desigualdade de rendimentos, com aplicação ao caso Português. Pretende-se investigar se a política monetária convencional, através da manipulação da taxa de juro, tem efeito sobre a distribuição do rendimento, nomeadamente do rendimento disponível entre os cidadãos.

Para representar a política monetária utiliza-se a taxa de juro nominal de curto prazo, enquanto se usa o índice de Gini para medir a desigualdade no rendimento disponível. Como variáveis de controlo utiliza-se a taxa de inflação e o PIB *per capita*, apresentando todos os dados periodicidade anual e estando compreendidos entre 1968 e 2016.

Em termos de metodologias, aplicam-se técnicas de análise de séries temporais, nomeadamente modelos VAR, e em particular VECM, na medida em que se conclui pela existência de uma relação de cointegração entre as variáveis consideradas. Finalmente, analisam-se as funções impulso-resposta e a decomposição da variância, que permitem, respetivamente, avaliar o efeito de choques exógenos em cada variável e medir o peso desses mesmos choques nas restantes.

Os resultados obtidos indicam que um choque de política monetária contracionista contribui para o aumento da desigualdade do rendimento disponível e que a política monetária expansionista conduz a um decréscimo na desigualdade do rendimento disponível, apesar dos efeitos serem economicamente pouco significativos. Por outro lado, observou-se que um choque no índice de Gini tem um efeito de maior significância estatística na taxa de juro, isto é, um aumento da desigualdade dos rendimentos disponíveis resulta na adoção de uma política monetária contracionista.

Palavras-chave: Política Monetária, Taxa de Juro, Índice de Gini, Desigualdade de Rendimentos, Séries Temporais, Cointegração.

Classificação JEL: C22, D14, D31, E52, E58.

Abstract

This work studies the relationship between monetary policy and income inequality, focused on the Portuguese case. The goal is to investigate if and how can conventional monetary policy, through manipulation of the interest rate, affect disposable income distribution across the population.

Monetary policy tools are represented by the nominal short-term interest rate, while the Gini index is used to measure inequality between disposable incomes. As control variables we choose the inflation rate and GDP per capita, all presented on a yearly basis and for the period comprised between 1968 and 2016.

As for methodology, we use time series techniques, namely VAR models, and in particular VECM, since there is shown to exist a cointegration relationship between the model's variables. Finally, we estimate impulse-response functions and variance decomposition, which allow to evaluate the effect of exogenous shocks in each variable and to measure the importance of these shocks on the remaining ones, respectively.

Results show that a contractionary monetary policy contributes to increase inequality of disposable income and that an expansionary monetary policy contributes to decrease inequality of disposable income, but the effects are economically not very significant. On the other hand, a shock to the Gini index has a greater significant statistical effect on the interest rate, namely an increase of disposable income inequality leads to the adoption of a contractionary monetary policy.

Key-words: Monetary Policy, Interest Rate, Gini Index, Income Inequality, Time Series, Cointegration.

JEL Classification: C22, D14, D31, E52, E58.

Índice

Agradecimentos.....	I
Resumo.....	III
Abstract.....	IV
Índice de Tabelas.....	VII
Índice de Figuras.....	VIII
Glossário de Siglas e Abreviaturas.....	IX
Acrónimos <i>E-views</i>	X
Capítulo I - Introdução.....	1
Capítulo II - Revisão da Literatura.....	4
Capítulo III - Contextualização.....	9
3.1 - Desigualdade de rendimentos.....	9
3.2 - Política Monetária.....	11
Capítulo IV - Metodologia.....	12
4.1 - Testes de estacionariedade.....	13
4.1.1 - Teste <i>Augmented Dickey-Fuller</i> (ADF).....	13
4.1.2 - Teste <i>Philips Perron</i> (PP).....	14
4.1.3 - Teste <i>Kwiatkowski Phillips Schmidt Shin</i> (KPSS).....	14
4.2 - Modelo VAR.....	15
4.2.1 - Número de defasamentos ótimo.....	15
4.2.2 - Testes aos Resíduos.....	16
4.3 - Modelo VECM.....	17
4.4 - Função Impulso-Resposta.....	18
4.5 - Decomposição da Variância.....	18
4.6 - Causalidade à Granger.....	18
Capítulo V - Resultados Empíricos.....	19
5.1 – Dados.....	19

5.2 - Análise da Estacionariedade.....	22
5.3 - Modelo VAR.....	24
5.3.1 - Número de defasamentos ótimo.....	24
5.3.2 - Testes aos Resíduos.....	24
5.4 - Modelo VECM e Cointegração.....	25
5.5 - Função Impulso-Resposta.....	28
5.6 - Decomposição da Variância.....	31
5.7 - Causalidade à Granger.....	33
Capítulo VI - Conclusão.....	35
Bibliografia.....	38
Anexos.....	43

Índice de Tabelas

Tabela 4.1 - Teste de hipóteses do teste ADF	14
Tabela 4.2 - Teste de hipóteses do teste KPSS	15
Tabela 4.3 - Teste de hipóteses do teste de autocorrelação dos resíduos	16
Tabela 4.4 - Teste de hipóteses do teste de distribuição normal multivariada dos resíduos	17
Tabela 4.5 - Teste de hipóteses do teste de heterocedasticidade dos resíduos	17
Tabela 5.1 - Testes de estacionariedade	23
Tabela 5.2 - Resultados da estimação do modelo VECM.....	26
Tabela 5.3 - Teste de Causalidade à Granger	34
Tabela anexo B.1 - Estatística descritiva das variáveis.....	45
Tabela anexo G.1 - Cointegração de <i>Johansen</i>	48
Tabela anexo H.1 - Aplicação do quarto modelo	49
Tabela anexo I.1 - Estimação do modelo VECM.....	51
Tabela anexo M.1 - Causalidade à Granger	55

Índice de Figuras

Figura 3.1 - Evolução do Índice de Gini do rendimento de mercado e disponível.....	10
Figura 3.2 - Evolução da Taxa de Juro nominal de curto prazo.....	11
Figura 5.1 - Resposta do Índice de Gini à Taxa de Juro	28
Figura 5.2 - Resposta da Taxa de Juro ao Índice de Gini.....	28
Figura 5.3 - Resposta do Índice de Gini ao PIB <i>per capita</i>	30
Figura 5.4 - Resposta do Índice de Gini à Taxa de Inflação	30
Figura 5.5 - Percentagem do Índice de Gini em variação da Taxa de Juro.....	31
Figura 5.6 - Percentagem da Taxa de Juro em variação do Índice de Gini.....	32
Figura 5.7 - Percentagem do Índice de Gini em variação do PIB <i>per capita</i>	32
Figura 5.8 - Percentagem do Índice de Gini em variação da Taxa de Inflação	33
Figura anexo A.1 - Gráfico da série Índice de Gini	43
Figura anexo A.2 - Gráfico da série Taxa de Juro	43
Figura anexo A.3 - Gráfico da série Taxa de Inflação	44
Figura anexo A.4 - Gráfico da série PIB <i>per capita</i>	44
Figura anexo C.1 - VAR <i>Lag Order Selection Criteria</i>	45
Figura anexo D.1 - Teste de autocorrelação do modelo VAR	46
Figura anexo E.1 - Teste de distribuição normal multivariada do modelo VAR.....	46
Figura anexo F.1 - Teste de heterocedasticidade do modelo VAR.....	47
Figura anexo J.1 - Função Impulso-Resposta	53
Figura anexo L.1 - Decomposição da Variância	54
Figura anexo N. 1 - Teste de autocorrelação do modelo VECM	56
Figura anexo O.1 - Teste de distribuição normal multivariada do modelo VECM	56
Figura anexo P.1 - Teste de heterocedasticidade do modelo VECM.....	56

Glossário de Siglas e Abreviaturas

ADF: *Augmented Dickey-Fuller*

AIC: *Akaike Information Criterion*

AMECO: *Annual macro-economic database of the European Commission's Directorate General for Economic and Financial Affairs*

BCE: Banco Central Europeu

DSP: *Difference Stationarity Process*

ECM: *Error correction model*

EUA: Estados Unidos da América

FIR: Função Impulso-Resposta

FRED: *Federal Reserve Economic Data*

HQ: *Hannan-Quinn Information Criterion*

KPSS: *Kwiatkowski Philips Schmidt Shin*

OCDE: Organização para a cooperação e desenvolvimento económico

PIB: Produto Interno Bruto

PP: *Phillips Perron*

pv: *p-value*

SC: *Schwarz Information Criterion*

SWIID: *Standardized World Income Inequality Database*

TSP: *Trend Stationarity Process*

UE: União Europeia

UEM: União Económica Monetária

VAR: *Vector Autoregression*

VECM: *Vector Error Correction Model*

Acrónimos *E-views*

INF: Taxa de Inflação em percentagem

GINIDISP: Índice de Gini em percentagem

LPIB: PIB *per capita* a preços constantes em logaritmo

TXJURO: Taxa de juro nominal de curto prazo em percentagem

Capítulo I - Introdução

A desigualdade é um desafio multidimensional, que em termos económicos, ganha relevância por ser um elemento da análise das condições de vida dos agregados domésticos. Esta é uma temática de destaque que se revela como um obstáculo para o crescimento económico. Essencialmente após a crise económica e financeira global, a política económica passou a estar associada ao tema das desigualdades e a relação entre a sua evolução e a política monetária reemergiu no debate público. A redução da desigualdade é um dos objetivos de desenvolvimento sustentável, o que torna a reflexão sobre o tema proeminente na atualidade.

A análise da distribuição do rendimento é uma componente fundamental para tipificar as desigualdades económicas e revela especial interesse para o estudo em Portugal, pois este apresenta-se como um dos países mais desiguais da União Europeia (Rodrigues, CF., Figueiras, R. e Junqueira, V., 2012 e 2016). Esta realidade tem-se mantido ao longo dos últimos anos, o que transmite uma posição condenável e gravemente preocupante para a distribuição dos rendimentos na população portuguesa.

Em Portugal são adotadas medidas políticas económicas destinadas a atenuar as desigualdades de rendimento, mas torna-se também fundamental analisar os impactos sobre a distribuição do rendimento provenientes de políticas que não possuem esse objetivo, como é o caso da política monetária aplicada pelo banco central. Assim, e por se verificar uma atribuição predominante desta política na estabilização macroeconómica, e dado que as decisões de política monetária influenciam a atividade económica, torna-se essencial investigar a relação entre a condução da política monetária convencional e o seu impacto na distribuição dos rendimentos disponíveis.

A política monetária constitui um conjunto de decisões tomadas pela autoridade monetária, por forma a manipular as taxas de juro e a disponibilização de moeda em circulação. Esta política direciona-se no sentido da estabilidade macroeconómica, sendo o seu principal objetivo a manutenção da estabilidade dos preços. No caso de adoção de medidas de política monetária convencionais, que é o tipo de política em que o estudo incide, as decisões podem ocorrer através de alterações nas taxas de juro ou nas expectativas quanto à sua evolução futura. Após a crise económica e financeira passaram também a ser adotadas medidas de política monetária não convencionais, nomeadamente através da compra de ativos financeiros e operações de refinanciamento.

A análise do impacto da política monetária na distribuição do rendimento tem ganhado um maior destaque na literatura económica. No entanto, a evidência empírica nesta matéria é mista, uma vez que os efeitos distributivos se alteram consoante a medida de política monetária analisada, o canal de distribuição, a estrutura económica do país em estudo, bem como as características do rendimento familiar. O presente estudo, com aplicação ao caso português, contribui para este debate através de uma análise de política monetária convencional, por ser este o tipo de política que integra maioritariamente o período temporal analisado e porque os dados anuais da desigualdade impulsionaram a escolha desta política, tendo sido esta uma opção em detrimento da conversão dos dados de desigualdade em períodos trimestrais. À semelhança dos estudos já realizados, na presente investigação é feita a distinção entre os efeitos da política monetária contracionista e expansionista.

Como as decisões de política monetária convencional se traduzem, sobretudo, em alterações na taxa de juro, é utilizada para a análise desta política a taxa de juro nominal de curto prazo. Por forma a avaliar a desigualdade no rendimento disponível é utilizado o índice de Gini, que é um indicador comumente empregue para analisar a desigualdade, pois sintetiza a assimetria de toda a distribuição. Para variáveis de controlo da investigação é utilizada a taxa de inflação, que resulta da variação homóloga do índice de preços no consumidor. Esta taxa é importante no estudo uma vez que representa a preocupação predominante da política monetária e é o gerador de impulsos desta política. É também utilizado o PIB *per capita* para analisar de que forma a distribuição do rendimento se altera com o desenvolvimento da economia. Todos os dados têm uma periodicidade anual e estão compreendidos entre 1968 e 2016, perfazendo 49 observações.

É analisada a relação entre as variáveis em estudo desde o curto até ao longo prazo. Para a análise de curto e médio prazo recorre-se à função impulso-resposta e à decomposição da variância, sendo que as relações de curto e de longo prazo têm efeitos idênticos. Para a análise de longo prazo aplicam-se técnicas de análise de séries temporais e é utilizada a metodologia VECM, onde é demonstrada uma relação de cointegração entre as variáveis. Os resultados obtidos, embora pouco significativos economicamente, revelam que, em equilíbrio, no longo prazo a política monetária contracionista, através do aumento da taxa de juro, promove maior desigualdade dos rendimentos disponíveis em Portugal. Enquanto, a adoção de medidas de política monetária expansionistas, pela diminuição da taxa de juro, resultam numa menor desigualdade de rendimentos disponíveis na população portuguesa.

Adicionalmente, os resultados revelam que a desigualdade nos rendimentos disponíveis é um fator explicativo do comportamento da taxa de juro, sendo este efeito de maior significância estatística do que a própria relação central deste estudo, para o curto e médio prazo. Nomeadamente, um aumento da desigualdade dos rendimentos disponíveis conduz a uma adoção de política monetária contracionista. Esta relação pode estar associada ao canal de crédito, devido à ânsia daqueles que possuem menores rendimentos conseguirem alcançar o mesmo nível de vida dos que têm rendimentos superiores, através do crédito ao consumo.

No que se refere à política monetária contracionista, a desigualdade acentua-se devido às consequências prejudiciais do aumento da taxa de juro. Tal acontecimento deve-se ao facto do rendimento disponível ser afetado negativamente pelo aumento desta taxa e porque os cidadãos em resposta a um choque desta política reduzem o montante dos seus empréstimos (Marques I. e Sousa J., 2010), agravando-se igualmente os empréstimos detidos pelos agregados domésticos. Relativamente à política monetária expansionista, esta reduz a desigualdade nos rendimentos disponíveis, sendo que esta conclusão está de acordo com o Banco de Portugal (2017) que sugere que uma diminuição da taxa de juro nos empréstimos, bem como o seu efeito na redução da taxa de desemprego, beneficia os detentores de menores rendimentos e contribui para uma diminuição da desigualdade, uma vez que uma redução da taxa de juro promove um importante contributo para o alívio do serviço da dívida da população portuguesa.

O presente trabalho está organizado da seguinte forma: o capítulo II descreve a revisão de literatura relacionada, no capítulo III pode ler-se a contextualização, o capítulo IV discute a metodologia a ser utilizada. Os resultados obtidos no estudo estão retratados no capítulo V, e por fim, as considerações finais apresentam-se no capítulo VI.

Capítulo II - Revisão da Literatura

Vários têm sido os investigadores com interesse na temática das desigualdades de rendimento e de riqueza, motivados pela dimensão que esta representa para a equidade de oportunidades e de bem-estar dos cidadãos. Tal como é relatado na presente dissertação, muitos destes autores analisaram, especificamente, a relação entre a evolução desta desigualdade e a condução da política monetária. O aumento da desigualdade e a postura acomodatória da política monetária em diversas economias avançadas sugerem que a política monetária convencional e não convencional são uma possível causa para a evolução da desigualdade neste âmbito. Este tema foi sempre recorrente em debates públicos mas, essencialmente, após a crise económica e financeira global ressurgiu em discussão.

Um dos investigadores mais polémicos no tema das desigualdades de rendimento e riqueza é Thomas Piketty, que em 2014 lançou o livro “Capital no século XXI” e que apresenta o assunto da distribuição do rendimento e riqueza desde o século XVIII até ao século XXI para oito países desenvolvidos. Este defende que a desigualdade aumenta quando o rendimento do capital ultrapassa a taxa de crescimento da economia, concluindo que o capitalismo tende a aumentar a desigualdade de rendimento e riqueza.

Relativamente à investigação sobre os efeitos da política monetária sobre a desigualdade de rendimento e riqueza tem-se enfatizado a distinção entre a política monetária convencional e não convencional. No que se refere à política monetária convencional, alguns autores estudaram como esta política pode afetar a distribuição do rendimento através do canal da inflação, bem como pela alteração da taxa de juro. Na política monetária não convencional foi estudado como esta pode ter efeitos na distribuição do rendimento através da compra de ativos financeiros, bem como operações de refinanciamento. Assim sendo, foram analisados por diversos autores quais os canais de transmissão da política monetária que têm efeito na distribuição do rendimento.

Relativamente ao canal da inflação, embora as conclusões sejam pouco precisas, vários autores referem que uma subida da taxa de inflação aumenta significativamente a desigualdade de rendimento, uma vez que a estabilidade dos preços contribui para um crescimento sustentável, criando emprego e assim diminuindo a desigualdade nos rendimentos (Bulir, A. e Gulde, A-M., 1995; Romer, C. e Romer, D., 1999; Easterly, W. e Fischer, S., 2001).

Romer, C. e Romer, D. (1999) sugerem que existe uma importante relação entre a política monetária e o bem-estar dos mais pobres, tanto no curto como no longo prazo, mas que as relações de curto e longo prazo têm efeitos contrários. A política monetária expansionista promove melhores condições para os mais pobres no curto prazo, mas a política monetária contracionista, no que se refere à baixa inflação, está associada ao aumento do bem-estar dos mais pobres no longo prazo. Adicionalmente, como a inflação imprevista pode redistribuir a riqueza dos credores para os devedores, a política monetária pode também afetar a distribuição no rendimento através deste canal.

Easterly, W. e Fischer, S. (2001) apresentam evidências sobre os efeitos da inflação na desigualdade. Estes concluem que as famílias de baixo rendimento se preocupam mais com a inflação do que as famílias de rendimento mais elevado. Isto deve-se ao facto de os mais ricos terem uma maior capacidade de se proteger contra os efeitos da inflação e por terem, muito provavelmente, um acesso mais facilitado a instrumentos financeiros, protegendo-os de certa forma contra a inflação, ao contrário dos mais pobres.

Galli, R. e Van der Hoven, R. (2001) argumentam que o impacto da inflação sobre a desigualdade no longo prazo depende do nível inicial de inflação. No longo prazo, quando a inflação inicial é alta, a desinflação resulta em efeitos benéficos na distribuição do rendimento. Quando a inflação inicial é baixa, uma desinflação produz efeitos prejudiciais na distribuição do rendimento, aumentando a desigualdade.

Outra análise sugere que os impactos dos choques da política monetária sobre a desigualdade de rendimento podem também variar ao longo do tempo, do ciclo económico e dependendo do tipo de choque de política monetária, quer seja um choque de política monetária contracionista, quer expansionista (Furceri, D., Loungani, P. e Zdzienicka, A., 2018; O'Farrel, R., Rawdanowicz, L. e Inaba, K-I., 2016).

Furceri, D., Loungani, P. e Zdzienicka, A. (2018) constataam que a política monetária contracionista aumenta a desigualdade dos rendimentos, e que a política monetária expansionista provoca uma diminuição da desigualdade dos rendimentos. Em particular, estes sugerem que os choques positivos da política monetária têm maiores efeitos em períodos de expansão, e que os choques negativos da política monetária têm maiores efeitos durante as recessões.

O'Farrel, R., Rawdanowicz, L. e Inaba, K-I. (2016) argumentam que a política monetária tem um efeito direto e limitado na desigualdade do rendimento durante o ciclo económico, através de mudanças na taxa de juro e nos preços dos ativos. Estes concluem que a política monetária pode ser menos eficaz na redução da desigualdade dos rendimentos em períodos de recessão do que em períodos de expansão. Esta limitação da eficácia da política monetária em recessões pode ser explicada pelo facto dos preços serem menos flexíveis, bem como pelo canal do crédito, que é mais prejudicial em recessões do que favorável em expansões.

Vários artigos empíricos concluem que a política monetária contracionista resulta num aumento da desigualdade de rendimento nos EUA (Coibion, O. et al., 2017) no Reino Unido (Mumtaz, H. e Theophilopoulou, A., 2015 e 2016), na área do Euro (Guerello, C., 2018), bem como num painel de países desenvolvidos e países emergentes (Furceri, D., Loungani, P. e Zdzienicka, A., 2018). Coibion, O. et al. (2017), para os EUA, argumentam que a política monetária contracionista fragiliza a atividade económica, e por sua vez o emprego e os rendimentos dos cidadãos, prejudicando principalmente as famílias de baixo rendimento.

Davtyan, K. (2017), conduz igualmente uma análise para os EUA, mas ao contrário de Coibion, O. et al. (2017), elabora uma medição da desigualdade de rendimento com um coeficiente de Gini que incorpora 1% da distribuição do rendimento, isto é, para as famílias com rendimentos muito elevados (os 1% mais altos) e reflete uma conclusão diferente, pois considera que a política monetária contracionista reduz a desigualdade dos rendimentos. Esta conclusão inversa entre os autores pode dever-se à análise efetuada com diferentes percentagens, uma vez que uma maior percentagem da distribuição do rendimento é importante para medir a desigualdade na sua totalidade, e consequentemente para avaliar o impacto da política monetária.

Voinea, L., Lovin, H. e Cojocar, A. (2018) analisando a Roménia, concluem que as respostas das famílias às mudanças na taxa de juro dependem do seu nível de rendimento e de endividamento. A transmissão da política monetária é mais eficiente para as famílias com rendimento médio, que são mais endividadas e têm taxas ajustáveis. As famílias de rendimento mais elevado reagem menos à política monetária do que as famílias de rendimento médio, porque são menos endividadas. Isto sugere que a redução dos pagamentos das dívidas, associadas a taxas de juro mais baixas, é um canal de transmissão fundamental da política monetária para a economia na Roménia.

Relativamente à política monetária expansionista, a evidência empírica sugere que esta está associada a uma maior desigualdade de rendimento no Reino Unido e nos EUA (Cloyne, J., Ferreira, C. e Surico, P., 2016) e no Japão (Inui, M., Sudo, N. e Yamada, T., 2017). Estes últimos autores mencionados argumentam que tal relação pode estar associada ao canal de heterogeneidade do rendimento do trabalho, que resulta quando a resposta dos ganhos a um choque de política monetária varia entre os trabalhadores, isto é, leva a uma dispersão estrutural dos salários entre os colaboradores, o que origina um aumento da desigualdade dos rendimentos. Adicionalmente, O'Farrel, R., Rawdanowicz, L. e Inaba, K-I. (2016) referem que os efeitos distributivos da política monetária expansionista são pouco significativos, mas diferem consideravelmente entre os países da OCDE.

Contrariamente, Furceri, D., Loungani, P. e Zdzienicka, A. (2018) descobriram que os choques expansionistas inesperados reduzem a desigualdade de rendimento. Também uma redução na desigualdade dos rendimentos resultante da política monetária convencional expansionista é observada por Guerello, C. (2018) para a área do Euro. Em suma, estes autores concluíram que a política monetária convencional expansionista diminui a desigualdade nos rendimentos, e que a contribuição da política monetária para as mudanças na desigualdade do rendimento foi economicamente significativa.

A crise financeira global alterou o papel dos bancos centrais na economia, uma vez que estes começaram a utilizar políticas não convencionais, por forma a estimular a atividade económica. As medidas de política monetária não convencionais baseiam-se, essencialmente, no programa de compra de ativos. Relativamente a esta política, não há consenso na literatura sobre o seu impacto na desigualdade dos rendimentos. No entanto, alguns estudos concluem que a política monetária não convencional incrementou a desigualdade no rendimento para os EUA (Montecino, J. e Epstein, G., 2015), para o Reino Unido (Mumtaz, H. e Theophilopoulou, A., 2015) e para o Japão (Saiki, A. e Frost, J., 2014).

Casiraghi, M., Gaiotti, E., Rodano, L. e Secchi, A. (2018) investigaram o impacto da política monetária não convencional sobre a desigualdade dos rendimentos na Itália. Os autores concluem que os efeitos da política monetária não têm um impacto significativo na distribuição do rendimento, mas que a política monetária expansionista diminui a desigualdade dos rendimentos, melhorando, essencialmente, o rendimento do trabalho das famílias de menor rendimento, através do canal de heterogeneidade do rendimento do trabalho.

Guerello, C. (2018) analisa o impacto da política monetária não convencional na desigualdade de rendimento para a área do Euro. Este conclui que a política monetária não convencional tem um efeito de longo prazo sobre o preço dos ativos e destaca também evidências de um aumento na desigualdade de rendimento no curto prazo, enquanto no longo prazo a desigualdade do rendimento diminui.

O canal de heterogeneidade do rendimento do trabalho revela que o *quantitative easing* reduz a desigualdade de rendimento ao estimular a atividade económica, a criação de emprego e o aumento dos salários. A evidência de apoio para este canal é relatada para os EUA (Bivens, J., 2015; Casiraghi, M et al., 2018) e para a área do Euro (Guerello, C., 2018; Lenza, M. e Slacalek, J., 2018).

A política monetária não convencional pode, no entanto, originar desequilíbrios, pois ao aumentar o preço dos ativos aumenta igualmente o rendimento do capital dos mais ricos, bem como a desigualdade de rendimento. Isto é descrito para o Japão (Saiki, A. e Frost, J., 2014), para os EUA (Montecino, J. e Epstein, G., 2015) e para o Reino Unido (Mumtaz, H. e Theophilopoulou, A., 2016).

Montecino, J. e Epstein, G. (2015) argumentaram que ao aumentar os preços dos ativos, as taxas de juro próximas de zero e o *quantitative easing* contribuíram, significativamente, para o aumento da desigualdade de rendimento. Este resultado é contrário ao que é relatado por Casiraghi, M., Gaiotti, E., Rodano, L. e Secchi, A. (2018) para a Itália, onde os efeitos distributivos que se fazem sentir através da atividade económica e do emprego beneficiam os mais pobres, através dos preços dos ativos.

Inui, M., Sudo, N. e Yamada, T. (2017), contrariamente ao que é relatado por Saiki, A. e Frost, J. (2014), consideram que a política monetária não convencional, desde os anos 2000, teve efeitos distributivos pouco significativos. Estes afirmam que isto se deve, possivelmente, a uma mudança na resposta da desigualdade de rendimento, associada a uma mudança nas condições económicas, com maior flexibilidade do mercado de trabalho e maior necessidade de trabalhadores a tempo parcial. Isto resulta num declínio da desigualdade de rendimentos, devido ao aumento do emprego, que compensa o aumento da desigualdade oriundo da heterogeneidade dos rendimentos.

A pesquisa empírica do efeito da política monetária convencional sobre a desigualdade dos rendimentos apresenta variadas conclusões, embora pareça existir uma concordância de que uma maior inflação, pelo menos acima de determinado limite, aumenta a desigualdade nos rendimentos. Identicamente, as conclusões sobre o impacto da política monetária não convencional sobre a desigualdade de rendimento também não são claras, uma vez que esta política pode reduzir a desigualdade de rendimento estimulando a atividade económica, como também pode aumentar a desigualdade através do aumento dos preços dos ativos. Sendo que, alguns autores defendem que o canal da heterogeneidade dos rendimentos do trabalho contribui igualmente para um efeito da política monetária sobre a distribuição do rendimento. Conclui-se assim que os efeitos distributivos da política monetária se alteram segundo as medidas de política monetária implementadas, o canal de distribuição analisado, a estrutura económica dos países em estudo, bem como pelas características do rendimento e endividamento da população em análise.

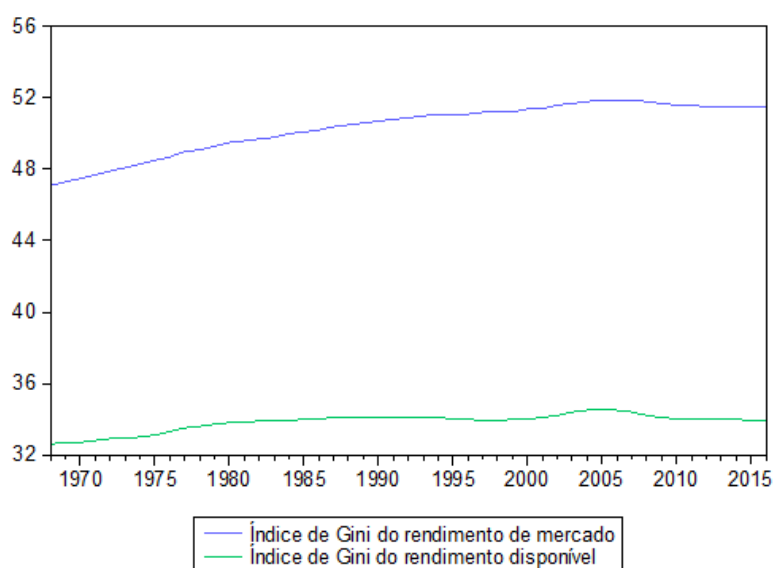
Capítulo III - Contextualização

3.1 - Desigualdade de rendimentos

A desigualdade de rendimento é um tema central que está associado às disparidades na distribuição dos rendimentos entre grupos de pessoas da mesma população. A diminuição desta desigualdade é crucial para assegurar uma maior equidade de oportunidades e de bem-estar entre a população. O rendimento subdivide-se em rendimento de mercado e rendimento disponível. O rendimento de mercado integra os rendimentos do trabalho, de capital, de propriedade e as transferências entre privados. Neste tipo de rendimento não estão incluídos os pagamentos de impostos nem as transferências monetárias entre o Estado e as famílias. Pelo contrário, quando estes pagamentos e transferências estão incluídos, define-se como sendo o rendimento disponível.

Os dados de desigualdade para os rendimentos em Portugal foram retirados da base de dados *Standardized World Income Inequality Database* (SWIID) e apresentam-se na Figura 3.1, em que o eixo das abcissas se refere ao período temporal da amostra, nomeadamente de 1968 a 2016, e o eixo das ordenadas reflete a percentagem do índice de Gini, onde uma maior percentagem representa uma maior desigualdade de rendimentos.

Figura 3.1 - Evolução do Índice de Gini do rendimento de mercado e disponível



Fonte: Elaboração da autora através do software e-views com dados da base de dados SWIID

A Figura 3.1 revela que em Portugal a desigualdade do rendimento de mercado é significativamente superior à desigualdade do rendimento disponível. Uma possível explicação para este facto pode dever-se à aplicação de benefícios fiscais e sociais que beneficiam a desigualdade dos rendimentos disponíveis. Considerou-se mais relevante estudar na presente dissertação a desigualdade no rendimento disponível, pois este é o rendimento que resulta após o pagamento de impostos e o recebimento de transferências monetárias. Deste modo, faz mais sentido que a interpretação da desigualdade dos rendimentos ocorra no que diz respeito ao efetivo rendimento líquido dos agregados domésticos.

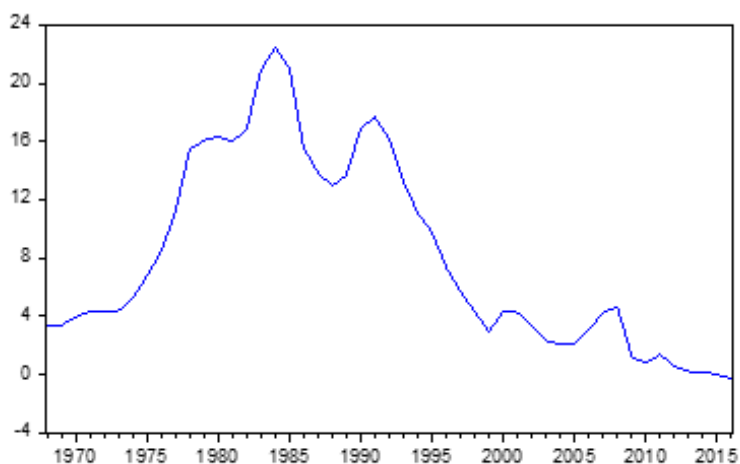
Observa-se através da Figura 3.1 que desde os finais dos anos 60 que Portugal apresenta um agravamento das desigualdades de rendimento, com níveis elevados no início do século XXI. Até 2009 verificou-se uma mitigação dos valores, encontrando-se, ainda assim, elevados em comparação com a média dos países Europeus (Carmo, R., Cantante, F. e Carvalho, M., 2012). Após a crise económica e financeira a situação agravou-se, e a desigualdade nos rendimentos acentuou-se em Portugal, sobretudo através do afastamento entre os extremos da distribuição. A crise financeira agravou a taxa de desemprego e a situação financeira dos mais pobres, promovendo um aumento das disparidades de rendimento entre os cidadãos. Ainda assim, o progressivo aumento da desigualdade desde 2009 nos diversos países da UE não tem alterado, significativamente, o posicionamento de Portugal como sendo um dos países pior classificados à escala Europeia (Rodrigues, C., Figueiras, R. e Junqueira, V., 2016).

Apesar de nos últimos anos da amostra os dados da base de dados SWIID registarem este índice abaixo do que se registava nessa época, o que indica um menor nível de desigualdade, Portugal permanece ainda com um nível de desigualdade bastante elevado comparativamente aos países Europeus (OCDE, 2017). Mais recentemente, observa-se que apesar do aumento da desigualdade do rendimento de mercado, a aplicação de benefícios fiscais e sociais pode ter contribuído para a diminuição da desigualdade dos rendimentos disponíveis.

3.2 - Política Monetária

A evolução da taxa de juro, nomeadamente a taxa de juro nominal de curto prazo, é observada na Figura 3.2, onde tal informação foi retirada da base de dados *Annual macro-economic database of the European Commission's Directorate General for Economic and Financial Affairs* (AMECO). O valor apresentado no eixo das ordenadas é a percentagem desta taxa e o eixo das abcissas exhibe o horizonte temporal de análise, que compreende o período de 1968 a 2016. As diminuições das taxas de juro, observadas na figura, traduzem a orientação acomodaticia da política monetária, durante o período observado, em Portugal.

Figura 3.2 - Evolução da Taxa de Juro nominal de curto prazo



Fonte: Elaboração da autora através do software e-views com dados da base de dados AMECO

A evolução da taxa de inflação em Portugal, no período compreendido entre o colapso do sistema de *Bretton Woods* e da adoção do Euro abrange dois capítulos distintos para a economia portuguesa. Em meados das décadas de 60 a 80 a inflação foi elevada e volátil, refletindo uma política monetária delineada, prioritariamente, para assegurar o financiamento de importantes défices públicos e para conter os défices externos, que resultavam dos desequilíbrios económicos que afetavam o país.

Em meados dos anos 80, em consonância com a adesão à Comunidade Económica Europeia, a redução da inflação tornou-se o principal objetivo da política monetária. À medida que esta política se foi tornando menos acomodatória, as taxas de juro passaram a apresentar valores notoriamente positivos. O objetivo para uma estabilidade cambial possibilitou a persistência nas expectativas de inflação, contribuindo para evitar o reaparecimento de tensões inflacionistas após a depreciação do escudo, que ocorreu no contexto da crise do mecanismo cambial, bem como durante a recuperação cíclica da economia na segunda metade dos anos 90.

Em janeiro de 1999 Portugal aderiu ao Euro, sendo este um dos acontecimento mais importantes das últimas décadas, causando várias transformações na economia devido à adesão à União Monetária gerida pela política monetária única imposta pelo BCE. Esta data marcou o culminar de anos de esforço com o objetivo de gerar um cenário perdurável para a estabilidade monetária na UE. Este processo de unificação monetária na Europa contribuiu fortemente para a intensificação de debates sobre o mecanismo de transmissão da política monetária.

Recentemente, no contexto do Euro, tem-se assistido à atribuição de um papel preponderante da política monetária na estabilização macroeconómica. Isto ocorre porque as políticas orçamentais e fiscais estão circunscritas por preocupações com os défices públicos e com a acumulação da dívida pública. Assim sendo, torna-se essencial estudar o efeito sobre a desigualdade nos rendimentos deste predomínio pela política monetária.

Capítulo IV - Metodologia

Neste capítulo são apresentadas as principais técnicas econométricas a aplicar no capítulo seguinte, por forma a construir um modelo que seja capaz de testar as relações existentes entre as variáveis em estudo. Em termos de metodologias, será aplicada uma análise econométrica, baseada em séries temporais, onde o primeiro passo consiste em testar a estacionaridade das séries, com recurso aos testes das raízes unitárias, por forma a apurar qual o modelo mais adequado a utilizar. É realizada uma análise de cointegração entre as séries e no caso de existir uma relação de longo prazo entre elas é estimado o modelo VECM. Adicionalmente, recorre-se também às funções impulso-resposta, à decomposição da variância e são realizados testes de causalidade. Ao longo deste capítulo serão descritas, detalhadamente, todas as etapas do modelo econométrico a desenvolver.

4.1 - Testes de estacionariedade

A importância da análise das séries económicas e da sua estacionariedade é fulcral para a aplicação do modelo econométrico, pois permite a escolha do melhor modelo a utilizar. Assim sendo, a primeira etapa para se proceder a uma análise correta é testar as características das séries a utilizar, nomeadamente testar a sua estacionariedade.

Existem três tipos de séries avaliadas pela forma como evoluem ao longo do tempo:

- Série estacionária: sem tendência estocástica, apresentando uma média e variância constantes ao longo do tempo;
- Série não estacionária TSP: o processo é estacionário em torno de uma tendência determinística;
- Série não estacionária DSP: corresponde a um processo não estacionário e pode ser exemplificado por um passeio aleatório, podendo transformar-se em estacionária em primeiras diferenças.

Nos dois últimos casos, as séries podem apresentar uma tendência, significando desta forma que as séries apresentam uma média que varia ao longo do tempo. De referir também que a série para ser não estacionária tem de ser não estacionária em níveis, como também tem de ser estacionária em primeiras diferenças. A análise gráfica das variáveis é extremamente importante e ajuda a determinar o comportamento dos dados, mas é insuficiente para verificar a estacionariedade das séries.

A análise de estacionariedade é um dos principais passos para estimar o modelo de séries temporais, assim, por forma a aferir se uma determinada série é ou não estacionária utilizam-se testes de raízes unitárias, com o objetivo de medir o grau de integração da série. Para tal, serão realizados os seguintes testes: *Augmented Dickey-Fuller* (ADF), *Philips Perron* (PP) e *Kwiatkowski Philips Schmidt Shin* (KPSS), aplicando-se os testes: “*intercept*” e “*trend and intercept*”.

4.1.1 - Teste *Augmented Dickey-Fuller* (ADF)

Este teste consiste numa versão aumentada do teste de *Dickey-Fuller* e permite corrigir a autocorrelação. O primeiro teste a realizar em ADF é o *intercept* e se for rejeitado H_0 , significa que a série é estacionária, pelo que não é necessário a realização do teste *trend and intercept*.

Se for aceite a hipótese nula (H_0) é necessário realizar o teste *trend and intercept*, por forma a verificar se as séries são DSP ou TSP. Para a decisão das hipóteses em estudo é utilizado o indicador *p-value* em que existem três níveis de significância: 1%, 5% e 10%. Na abordagem aos testes irá ser utilizado o nível de significância de 5%, representado através do símbolo α . Sendo que, se o *p-value* for superior ao nível de significância do teste em análise, aceita-se H_0 , caso contrário rejeita-se a hipótese nula.

Os testes de hipóteses formulam-se da seguinte forma:

Tabela 4.1 - Teste de hipóteses do teste ADF

<i>Intercept</i>	<i>Trend and Intercept</i>
$H_0: I(1)$ - Série não estacionária ($pv > \alpha$)	$H_0: I(1)$ - Série não estacionária DSP ($pv > \alpha$)
$H_1: I(0)$ - Série estacionária ($pv < \alpha$)	$H_1: I(1)$ - Série não estacionária TSP ($pv < \alpha$)

4.1.2 - Teste *Philips Perron* (PP)

Este teste é uma alternativa ao teste ADF, e difere deste último sobretudo pela forma como interage com a correlação nos erros, pois em vez de corrigir a autocorrelação dos erros, estima-se a variância no longo prazo, através dos resíduos da regressão do teste. Para além disso, o teste ADF é pouco eficaz para pequenas observações, algo que o teste *Philips Perron* pode ajudar a resolver. No que se refere à sua interpretação, o teste *Philips Perron* iguala-se ao teste de hipóteses exposto na Tabela 4.1 para o teste ADF.

4.1.3 - Teste *Kwiatkowski Phillips Schmidt Shin* (KPSS)

Neste teste, as formulações dos testes de hipóteses são diferentes dos anteriores, pois não permite contrapor DSP e TSP no mesmo teste de hipóteses, mas sim testar a hipótese de estacionariedade da série face a hipóteses alternativas que considerariam que a série seria um DSP ou um TSP. Outra distinção comparativamente com os testes anteriores reside no facto de as conclusões não se tirarem a partir do *p-value*, mas através dos valores da estatística de teste, por forma a verificar se estes valores se encontram dentro ou fora da região crítica. Se os valores da estatística de teste estiverem fora da região crítica aceita-se a hipótese nula (H_0), se pertencerem à região crítica rejeita-se H_0 .

Os testes de hipóteses formulam-se da seguinte forma:

Tabela 4.2 - Teste de hipóteses do teste KPSS

<i>Intercept</i>	<i>Trend and Intercept</i>
H ₀ : I(0) - o valor observado não pertence à região crítica, a série é estacionária.	H ₀ : I(0) - o valor observado não pertence à região crítica, a série é estacionária.
H ₁ : I(1) - o valor observado pertence à região crítica, a série é um DSP.	H ₁ : I(0) - o valor observado pertence à região crítica, a série é um TSP.

4.2 - Modelo VAR

Para o estudo é escolhido o modelo *vector autoregression* (VAR), uma vez que é flexível e existe a possibilidade de se relacionar informação de curto prazo com a de longo prazo, explorando a cointegração das variáveis, caso exista. O modelo VAR é menos complexo que outros modelos, pois não é necessário classificar as variáveis nas categorias endógenas e exógenas, não sendo também necessário impor restrições aos parâmetros. No modelo VAR todas as variáveis são tratadas como se fossem à priori endógenas, bem como função dela própria e de todas as outras variáveis do sistema desfasadas. A diferenciação crucial entre o modelo VAR e o modelo VECM prende-se com o facto do modelo VAR apenas poder ser utilizado se as séries forem estacionárias, enquanto o modelo VECM só poderá ser utilizado se as séries forem não estacionárias em níveis e estacionárias em primeiras diferenças.

4.2.1 - Número de desfasamentos ótimo

Após determinar a natureza das séries em análise procede-se à escolha do melhor modelo a estimar, sendo sempre necessário começar por determinar o número de desfasamentos ótimo a ser utilizado. Isto porque é relevante testar de que forma os acontecimentos passados influenciam os valores observados no presente, e por isso é importante ter em conta o número correto de *lags* antes de seleccionar o modelo, por forma a perceber qual o histórico a considerar. Para tal, realiza-se o teste *Lag Length Criteria*, nomeadamente através do *Lag Order Selection Criteria*. Este teste agrupa um conjunto de testes para verificar o número de *lags* a utilizar no modelo em causa. Existem vários testes, porém os mais importantes são: o *Akaike Information Criterion* (AIC), o *Schwarz information Criterion* (SC) e o *Hannan-Quinn Information criterion* (HQ).

4.2.2 - Testes aos Resíduos

Por forma a verificar se o modelo está bem especificado é necessário aplicar, adicionalmente, três novos testes, onde se irá verificar se existe ou não autocorrelação dos resíduos, se estes têm uma distribuição normal multivariada e, por último, se existe ou não heterocedasticidade. Desta forma, determina-se a robustez do modelo VAR, bem como a adequabilidade do *lag* selecionado. Na realização de modelos com base em séries anuais é fundamental a realização dos vários testes mencionados, para que os mínimos quadrados sejam normalmente bem distribuídos, isto é, para que o modelo se encontre estimado corretamente. Nos testes aos resíduos, para as hipóteses em estudo, será utilizado um nível de significância de 5%, que é representado através do símbolo α .

Teste de Autocorrelação

Autocorrelação significa que os erros de dois períodos diferentes apresentam correlação. Para séries temporais é importante que não exista autocorrelação, uma vez que os estimadores autocorrelacionados deixam de ser eficientes e desta forma os testes e os intervalos de confiança calculados pelos mínimos quadrados deixam de ser válidos. Existem vários testes para verificar a autocorrelação, mas nesta investigação apenas se vai proceder à estatística de teste LM (multiplicador de *Lagrange*).

As hipóteses em estudo são as seguintes, para um nível de significância de 5%:

Tabela 4.3 - Teste de hipóteses do teste de autocorrelação dos resíduos

Teste de autocorrelação
H ₀ : Não existe evidência de autocorrelação, se $p_v > \alpha$
H ₁ : Existe evidência de autocorrelação, se $p_v < \alpha$

Teste de Distribuição Normal Multivariada

O teste de normalidade avalia se os resíduos do modelo seguem uma distribuição multivariada normal. Se a distribuição multivariada for normal significa que os resíduos são normais, sendo esta premissa fundamental para séries temporais.

As hipóteses em estudo são as seguintes, para um nível de significância de 5%:

Tabela 4.4 - Teste de hipóteses do teste de distribuição normal multivariada dos resíduos

Teste de distribuição normal multivariada
H ₀ : Distribuição normal multivariada é normal, se $p_v > \alpha$.
H ₁ : Distribuição normal multivariada não é normal, se $p_v < \alpha$

Teste de Heterocedasticidade

Uma série homoscedástica demonstra que não existe uma relação entre a variância do erro e as variáveis independentes, sendo que desta forma a variância é constante ao longo do tempo. Para séries temporais é fundamental que as séries sejam homoscedásticas.

As hipóteses em estudo são as seguintes, para o nível de significância de 5%:

Tabela 4.5 - Teste de hipóteses do teste de heterocedasticidade dos resíduos

Teste de heterocedasticidade
H ₀ : Homocedasticidade, se $p_v > \alpha$
H ₁ : Heterocedasticidade, se $p_v < \alpha$

4.3 - Modelo VECM

O que distingue um modelo VAR do modelo VECM é que o segundo apresenta como variáveis deterministas os *error-correction*, correspondentes às relações de cointegração entre as diferentes variáveis, através da inclusão de vetores ECM. No caso de existir cointegração entre as variáveis utiliza-se o *vector-error-correction-model* (VECM). Cointegração é uma propriedade estatística que garante a existência de uma relação de equilíbrio no longo prazo, não espúria, entre variáveis económicas de séries temporais não estacionárias.

Tendo em conta que as séries temporais são integradas da mesma ordem, habitualmente de ordem 1, isto é I(1), nestes casos efetua-se uma análise de cointegração entre as variáveis, através do método de *Johansen*, utilizando para tal os testes *trace* e *lambda-max*. Este teste de cointegração necessita da escolha do termo determinístico, e para tal existe a possibilidade de escolha de entre cinco modelos. Para a escolha do melhor modelo pode recorrer-se aos critérios de informação *Akaike Information Criterion* (AIC) e *Schwarz information Criterion* (SC).

4.4 - Função Impulso-Resposta

A função impulso-resposta é uma metodologia que tem como principal objetivo verificar as respostas das variáveis dependentes a choques das variáveis exógenas. Estes choques podem ser quantificáveis e é possível saber os seus efeitos num cenário de curto e médio prazo. Neste teste é importante realçar que a ordem pela qual as variáveis se encontram ordenadas pode comprometer os resultados, assim sendo, deve dispor-se as variáveis da mais exógena para a mais endógena.

No caso da FIR de uma determinada variável ser sempre zero quando está em contacto com um choque de uma determinada variável, significa que não existe nenhuma relação de causa e efeito entre ambas. Por outro lado, caso seja detetado um resultado positivo ou negativo na FIR, significa que um choque de uma determinada variável produz, respetivamente, um efeito positivo ou negativo na variável dependente.

4.5 - Decomposição da Variância

A decomposição da variância mede a incerteza através da variância. Assim, a decomposição da variância mede qual o peso que um choque tem na turbulência de uma determinada variável, no curto e médio prazo. Tal como na função impulso-resposta, também a ordem das variáveis da mais exógena para a mais endógena é importante para a obtenção de resultados mais eficientes. Esta metodologia permite conhecer qual a proporção da variância dos erros de previsão que estão associados aos choques de uma determinada variável contra os choques nas outras variáveis do sistema, h passos à frente.

4.6 - Causalidade à Granger

Este método pretende questionar a existência de relações de causalidade de curto prazo entre as variáveis em termos de previsão, e pode ser definido como a possibilidade de existência de uma ou mais variáveis que ajudam a prever o comportamento de uma outra do sistema, pressupondo a existência de cointegração. Se uma variável antecipa o comportamento de outra diz-se que causa à granger, caso contrário não causa à granger. Para que exista causalidade à granger é necessário que o *p-value* do teste seja menor que o nível de significância de 5%.

Capítulo V - Resultados Empíricos

Este capítulo apresenta, em primeira instância, a descrição das variáveis utilizadas no estudo, bem como a análise da evolução das mesmas durante o período temporal analisado, que está compreendido entre 1968 e 2016. Posteriormente, é feita a interpretação dos resultados obtidos através da realização das várias etapas do modelo econométrico, em que para tal foi utilizado o *software e-views*. Ao longo deste capítulo serão descritas, detalhadamente, todas as fases realizadas no modelo e serão apresentadas as principais conclusões, por forma a dar resposta à questão central desta investigação.

5.1 – Dados

Nesta secção pretende-se fazer uma análise descritiva da evolução de um conjunto de variáveis macroeconómicas a ser utilizadas na realização do estudo econométrico, sendo elas: o índice de Gini para o rendimento disponível, a taxa de juro nominal de curto prazo, a taxa de inflação e o PIB *per capita*. As séries foram retiradas das bases de dados *Standardized World Income Inequality Database* (SWIID), *Annual macro-economic database of the European Commission's Directorate General for Economic and Financial Affairs* (AMECO) e *Federal Reserve Economic Data* (FRED). Relativamente às variáveis utilizadas pode visualizar-se no anexo A os gráficos das séries e no anexo B a sua estatística descritiva. Os dados referentes a Portugal são de periodicidade anual com o horizonte temporal compreendido entre 1968 a 2016, abrangendo anos anteriores e posteriores à adesão ao Euro, perfazendo assim um total de 49 observações.

Índice de Gini

O índice de Gini para o rendimento disponível é uma medida de desigualdade, usualmente utilizada, que sintetiza a assimetria de toda a distribuição e é particularmente sensível às assimetrias na zona central da distribuição. Esta medida de desigualdade mede a disparidade nos rendimentos disponíveis, isto é, após-impostos e após-transferências para a população portuguesa. Os dados sobre a desigualdade do rendimento disponível para Portugal são extraídos da base de dados SWIID e são denominados por GINIDISP no *software e-views*. Esta medida de desigualdade capta o quão desigual é a distribuição dos rendimentos entre indivíduos da mesma população, numa escala entre zero a cem, onde zero ilustra uma completa igualdade de rendimentos e cem revela uma completa desigualdade de rendimentos.

Considerou-se relevante estudar esta categoria de rendimento que integra os rendimentos do trabalho, os rendimentos de capital, isto é, juros e dividendos, os rendimentos de propriedade e os que resultam das transferências entre o Estado e os cidadãos, após o pagamento de impostos. Assim sendo, esta é a medida de rendimento que permite estudar efetivamente o rendimento líquido que os agregados domésticos possuem para fazer face às suas despesas, ao seu consumo e investimento.

A sua evolução ao longo do período da amostra encontra-se na Figura A.1 nos anexos, onde o eixo das ordenadas corresponde ao valor do índice de Gini em percentagem e o eixo horizontal ao período amostral. Em Portugal o índice de Gini registou um aumento progressivo até 1987. Desse ano até 1994 este índice permaneceu estável e os maiores valores foram registados entre 2004 e 2006. Desde 2006 até ao ano 2010 o índice de Gini registou uma progressiva diminuição, e apesar de algumas oscilações verificadas no período da crise económica e financeira, o valor desta medida de desigualdade estabilizou entre 2010 e 2014, sendo que a partir deste último ano esta medida de desigualdade tem vindo a diminuir, o que traduz uma diminuição do nível de desigualdade nos rendimentos disponíveis em Portugal.

Taxa de juro nominal de curto prazo

Os dados foram extraídos da base de dados macroeconómica AMECO, encontrando-se apresentada em percentagem e designada por TXJURO no *software e-views*. Esta taxa baseia-se nos títulos do tesouro a três meses e é fulcral para o estudo, pois as decisões de política monetária traduzem-se, sobretudo, em alterações na taxa de juro. A política monetária consiste na escolha da taxa de juro de curto prazo, assumindo que esta tem um efeito mais rápido e efetivo na economia.

A evolução desta taxa é apresentada nos anexos, na Figura A.2, onde o eixo vertical representa a sua percentagem e o eixo horizontal o período da amostra. A taxa de juro nominal de curto prazo sofreu até 1984 um aumento progressivo. A partir desse ano teve início o processo de liberalização das taxas de juro, dando origem a uma descida das taxas de juro até 1988. A partir da década de 90 observa-se uma tendência decrescente porque existiam critérios de convergência nominal a cumprir. Esta tendência resulta também do processo de desinflação levado a cabo na economia portuguesa. Contudo, nos últimos anos em análise, a taxa de juro apresenta os valores mais baixos de toda a amostra, o que ilustra o facto do BCE ter adotado medidas de política monetária não convencionais.

Taxa de Inflação

A taxa de inflação em percentagem, designada por INF no *e-views*, resulta da variação homóloga do índice de preços no consumidor e foi extraída da base de dados FRED. A taxa de inflação interage com as decisões de política monetária, pois a sua manutenção é um dos principais objetivos na condução desta política, por forma a garantir a estabilidade dos preços. Este tem sido, na maioria das vezes, o motor da evolução das taxas de juro e o fator explicativo para a maioria das intervenções de política monetária, tendo sido por esse motivo escolhida como variável de controlo no presente estudo. O aumento do nível dos preços que traduzam taxas de inflação acima de 2% são acompanhados por subidas na taxa de juro, assim como períodos de inflação baixos resultam em descidas na taxa de juro, pois nessas fases torna-se imprescindível estimular o investimento e o emprego, por forma a evitar situações de deflação.

O gráfico desta variável apresenta-se na Figura A.3 nos anexos, onde o eixo das abcissas abrange o horizonte temporal em análise e o eixo das ordenadas revela o valor desta taxa. Nos anos 70 a economia portuguesa enfrentou um conjunto de choques desfavoráveis, sendo eles a instabilidade política e social após o 25 de abril de 1974 e o impacto do primeiro choque petrolífero. Logo após a adesão à Comunidade Económica Europeia em 1986 ocorre um processo de desinflação, que em 1988 foi contrariado por uma tendência crescente dos preços, resultado de uma evolução menos favorável dos preços internacionais e de um aumento dos custos unitários do trabalho. Tendo-se por esse motivo observado que entre 1988 e 1990 a inflação voltou a registar uma tendência ascendente. O comportamento da inflação após o colapso do sistema de *Bretton Woods* permite identificar um período de inflação muito elevada e volátil até meados dos anos 80 e um período de desinflação entre meados da década de 80 e o final da década de 90. Após 1991 voltou a observar-se níveis de inflação harmonizáveis com a estabilidade dos preços até ao final da década de 90, tendo sido reduzidos os níveis da taxa de inflação, por forma a garantir a estabilidade de preços.

Em 2009 a inflação regista valores negativos, sendo uma das causas a recessão que ingressou na economia portuguesa. Com a diminuição do consumo as empresas apresentaram maiores dificuldades para atualizar os seus preços. Também em 2014 a inflação apresenta-se negativa, pois o preço dos combustíveis e a alimentação contribuíram em grande escala para a queda da inflação. Após esse ano e até ao final da amostra observa-se um aumento desta variável.

Produto Interno Bruto *per capita*

O PIB *per capita* foi extraído da base de dados macroeconómica AMECO, a preços constantes de 2010 e foi convertido no seu logaritmo, obtendo a designação de LPIB no *e-views*. Esta variável é considerada o indicador mais representativo para analisar o crescimento económico de um país, e a sua evolução encontra-se representada na Figura A.4 nos anexos.

Na Figura A.4, onde o eixo horizontal representa o período de 1968 a 2016 e o eixo vertical o valor desta variável, observa-se que a série tem uma tendência positiva e crescente ao longo do período da amostra, embora com algumas oscilações associadas aos períodos de crise. A primeira oscilação significativa verifica-se em 1974 e está relacionada com a turbulência do processo revolucionário em abril desse ano, bem como com a crise petrolífera. Em 1986 Portugal aderiu à Comunidade Económica Europeia e desde essa data até 1992 é perceptível uma evolução positiva do PIB *per capita*.

Entre 1992 e 1998 as condições da economia portuguesa não sofreram uma evolução tão positiva, uma vez que este corresponde ao período de preparação para a adesão à UEM, tendo-se registado uma quebra do PIB *per capita* em 1993. A partir de 1999 a economia portuguesa entra num novo regime com a adesão ao Euro. Desde esse ano que se observa uma evolução positiva, embora mais lenta, do PIB *per capita*, atingindo-se o valor mais elevado em 2008 e apresentando pequenas quebras em 2003, 2009 e 2011, sendo estes últimos anos um resultado da época da crise económica e da dívida soberana.

5.2 - Análise da Estacionariedade

Inicialmente é necessário determinar para cada série se esta é estacionária - $I(0)$ ou se é não estacionária - $I(1)$. Esta determinação é fulcral, pois vai determinar a forma como o estudo será moldado. Se as séries forem não estacionárias DSP existe a possibilidade de estudar a cointegração. Para que se possa concluir que uma série é não estacionária tem que se satisfazer duas condições. Numa primeira instância os resultados dos testes têm que indicar que a série é não estacionária em níveis, e numa segunda fase a série tem que ser estacionária em primeiras diferenças.

Para a análise da estacionariedade das séries temporais a estudar foi utilizado o *software e-views*, encontrando-se na Tabela 5.1 o resumo dos resultados dos testes ADF, PP e KPSS, efetuados a cada uma das séries, segundo as hipóteses de teste.

Para testar a estacionariedade das séries é considerado o nível de significância de 5% e os valores críticos de 46,3% e 14,6%, associados a um nível de significância de 5%.

Tabela 5.1 - Testes de estacionariedade

Variáveis \ Testes		ADF		PP		KPSS		Conclusão
		<i>Intercept</i>	<i>Trend and Intercept</i>	<i>Intercept</i>	<i>Trend and Intercept</i>	<i>Intercept</i>	<i>Trend and Intercept</i>	
PIB per capita	Nível	pv=0,236 > 0,05	pv=0,312 > 0,05	pv=0,028 < 0,05	pv=0,915 > 0,05	0,893 > 0,463	0,195 > 0,146	I (1) DSP
	Primeiras diferenças	pv=0,018 < 0,05	pv=0,034 < 0,05	pv=0,022 < 0,05	pv=0,040 < 0,05	0,408 < 0,463	0,056 < 0,146	I (0)
Taxa de Juro	Nível	pv=0,540 > 0,05	pv=0,380 > 0,05	pv=0,782 > 0,05	pv=0,665 > 0,05	0,399 < 0,463	0,182 > 0,146	I (1) DSP
	Primeiras diferenças	pv=0,001 < 0,05	pv=0,003 < 0,05	pv=0,009 < 0,05	pv=0,041 < 0,05	0,364 < 0,463	0,099 < 0,146	I (0)
Taxa de Inflação	Nível	pv=0,591 > 0,05	pv=0,252 > 0,05	pv=0,549 > 0,05	pv=0,108 > 0,05	0,639 > 0,463	0,116 < 0,146	I (1) DSP
	Primeiras diferenças	pv=0,309 > 0,05	pv=0,712 > 0,05	pv=0 < 0,05	pv=0 < 0,05	0,144 < 0,463	0,085 < 0,146	I (0)
Índice de Gini	Nível	pv=0,041 < 0,05	pv=0,452 > 0,05	pv=0,066 > 0,05	pv=0,899 > 0,05	0,634 > 0,463	0,197 > 0,146	I (1) DSP
	Primeiras diferenças	pv=0,009 < 0,05	pv=0,010 < 0,05	pv=0,008 < 0,05	pv=0,006 < 0,05	0,449 < 0,463	0,047 < 0,146	I (0)

Fonte: Elaboração da autora através do software e-views

Os resultados apresentados na Tabela 5.1 exibem que todas as séries utilizadas no estudo são não estacionárias e DSP. Em todas as variáveis se constatou a não estacionariedade em níveis, e na aplicação dos mesmos testes em primeiras diferenças, em todas se observa a estacionariedade. No entanto, na taxa de inflação surge uma divergência no teste em primeiras diferenças, dado que nem todos os testes de raízes unitárias são unânimes. Contudo, nestes casos optou-se por valorizar o teste *Philips Perron* (PP) em detrimento de outros, por ser uma boa alternativa ao teste ADF e pelo facto de ser mais válido para amostras mais pequenas. Em suma, considera-se que também a taxa de inflação é estacionária em primeiras diferenças, uma vez que é dada prioridade ao teste PP.

Através dos testes à estacionariedade das séries é possível aferir que todas as variáveis em estudo são integradas de ordem 1, pois são todas não estacionárias em níveis e estacionárias em primeiras diferenças. Estão assim reunidas as condições para se afirmar que todas as séries são do tipo $I(1)$, e como tal as séries serão de seguida alvo de estudos de cointegração, uma vez que é possível a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo. Caso as variáveis sejam cointegradas, isto é, caso exista relação económica entre elas, procede-se à estimação de um modelo do tipo VECM.

5.3 - Modelo VAR

5.3.1 - Número de desfasamentos ótimo

Para realizar o modelo VAR é necessário determinar, em primeira instância, o número de desfasamentos ótimo do modelo, realizando-se para tal o teste *Lag Order Selection Criteria*. Após várias simulações, considerou-se que o número de desfasamentos ótimo é 3, conforme se observa na Figura C.1 no anexo, pois é o *lag* 3 a obter os melhores resultados nos testes, nomeadamente é o *lag* ótimo segundo a maioria dos critérios de informação. Apesar de este resultado se apresentar bastante adequado é necessário confirmar que o modelo está bem especificado, e para tal é necessário aplicar de seguida testes aos resíduos.

5.3.2 - Testes aos Resíduos

Por forma a verificar se o modelo se encontra bem especificado é necessário aplicar três novos testes, onde se irá verificar se existe ou não autocorrelação dos resíduos, se estes têm uma distribuição normal multivariada e, por último, se existe ou não heterocedasticidade. Estes testes determinam a robustez do modelo VAR e a adequabilidade do *lag* ótimo selecionado.

Numa primeira fase testa-se a autocorrelação dos resíduos, tendo sido considerados 5 *lags* temporais na realização deste teste. A partir do *lag* 3, inclusive, todos os valores se revelam aceitáveis, verificando-se ausência de autocorrelação, uma vez que os valores do *p-value* são superiores a 5% (Figura anexo D.1), o que comprova a escolha do *lag* ótimo. Relativamente ao teste da distribuição normal multivariada, no caso em estudo, o *p-value* é de aproximadamente 5%, portanto uma vez que este valor se encontra no limiar, vamos assumir a aceitação da hipótese nula, concluindo que os resíduos são normais (Figura anexo E.1). No teste de heterocedasticidade verifica-se a presença de homocedasticidade, com um *p-value* superior a 5% (Figura anexo F.1). Assim se conclui que 3 é o número de defasamentos ótimo do modelo, sendo desta forma os resíduos normalmente distribuídos.

5.4 - Modelo VECM e Cointegração

A aplicação do modelo VECM testa o modelo em diferenças. Foi feita a escolha deste modelo uma vez que este permite analisar a cointegração das variáveis em estudo, recaindo as atenções na metodologia de *Johansen* e nos testes *trace* e *lambda-max*. As interpretações com base neste modelo são retiradas da Tabela G.1 nos anexos, onde todos os resultados dos testes de cointegração, com diferentes termos determinísticos, indicam que as séries são cointegradas.

Pelo critério *Akaike Information Criterion* (AIC) é escolhido o quarto modelo. Nesta opção, que é o modelo mais adequado, segundo o teste *trace* existe uma relação de cointegração e segundo o teste *max-eig* existem duas relações de cointegração. O critério *Schwarz Information Criterion* (SC) opta pelo primeiro modelo, observando-se uma cointegração nos testes e no critério de informação. Assim sendo, opta-se pelo quarto modelo e assume-se a existência de uma relação de cointegração, seguindo a indicação do teste *trace*, e porque seria esse o número de cointegrações no caso da escolha do primeiro modelo. Isto significa que há uma combinação linear destas variáveis que converge para uma relação de equilíbrio no longo prazo.

Após concluir a evidência de cointegração entre as séries estima-se o modelo de cointegração VECM, com constante e com tendência. A relação mais importante do modelo VECM é $\alpha\beta$, onde α representa a correção para o equilíbrio e β o vetor de cointegração.

Tabela 5.2 - Resultados da estimação do modelo VECM

Variáveis	Coefficiente alfa (α)	Desvio padrão	Valor da estatística de teste
D (GINIDISP)	-0,057798	0,02288	-2,52592
D (TXJURO)	0,019850	0,48209	0,04118
D (INF)	-5,110952	1,06194	-4.81283
D (LPIB)	-0,014897	0,00833	-1,78842

Fonte: Elaboração da autora através do software e-views

Conforme se observa pela Tabela 5.2 o coeficiente α da variável taxa de inflação é o mais elevado de entre as variáveis utilizadas no modelo, o que demonstra que é a taxa de inflação que apresenta um ajustamento mais rápido para o equilíbrio do sistema. Seguidamente é o índice de Gini a revelar o segundo maior valor de α , apesar de pouco significativo. Relativamente à taxa de juro e ao PIB *per capita* estes são os que apresentam um coeficiente α mais reduzido e semelhante, o que significa que levam mais tempo para se ajustar ao equilíbrio.

A estimação de cointegração conduz à seguinte equação de longo prazo, em equilíbrio:

$$Ginidisp_{t-1} = 0.075891txjuro_{t-1} - 0.135873inf_{t-1} - 0.143599LPIB_{t-1} \quad (1)$$

(0,02824) (0,03604) (1,02376)

Verifica-se pela equação de equilíbrio de longo prazo que a taxa de juro e o índice de Gini variam no mesmo sentido, mas que esta relação é pouco significativa economicamente, como se pode comprovar pelo valor do desvio padrão.

Assim sendo, a política monetária contracionista, através do aumento da taxa de juro conduz a um acentuar das desigualdades de rendimento na população portuguesa. Segundo Marques I. e Sousa J. (2010) uma adoção de política monetária contracionista é prejudicial para o rendimento disponível, e em resposta a este tipo de choque a população reduz o montante dos seus empréstimos. O aumento da taxa de juro ao nível do crédito agrava também os empréstimos detidos pelos agregados domésticos. Por fim, de um modo geral, a política monetária contracionista fragiliza a atividade económica, o emprego e os salários, prejudicando principalmente as famílias de baixo rendimento (Coibion, O. et al. 2017).

Uma vez que estas variáveis variam no mesmo sentido, uma adoção de política monetária expansionista, isto é, uma redução da taxa de juro, diminui as desigualdades de rendimento no longo prazo. O Banco de Portugal (2017) sugere que uma diminuição da taxa de juro nos empréstimos tende a diminuir a desigualdade, dado que os seus detentores são, essencialmente, os cidadãos com menores rendimentos, logo a redução desta taxa gera uma contribuição fundamental para o alívio do serviço da dívida dos agregados domésticos. Aliado ao facto de a diminuição da taxa de juro promover maior emprego, o que resulta num aumento dos rendimentos disponíveis para o investimento. Ainda no que se refere à política monetária expansionista, Gameiro, I., Soares, C. e Sousa, J. (2011) sugerem que uma diminuição das taxas de juro desincentiva a população a poupar, aliado ao custo do capital que diminui, estimulando assim o investimento e o consumo, uma vez que conduz igualmente a uma redução do custo dos empréstimos.

Relativamente à taxa de inflação, o seu aumento provocará uma diminuição das desigualdades, uma vez que estas variáveis variam em sentidos opostos. A inflação melhora a vida dos que têm dívidas, pois a dívida diminui em termos reais, piorando a situação daqueles que emprestaram, uma vez que o valor que emprestaram perde valor em termos reais. Quer isto dizer que se salienta uma posição favorável do devedor face ao credor (Romer, C. e Romer, D., 1999). Em suma, um aumento da taxa de inflação redistribui os recursos das famílias mais ricas para as famílias com menores rendimentos.

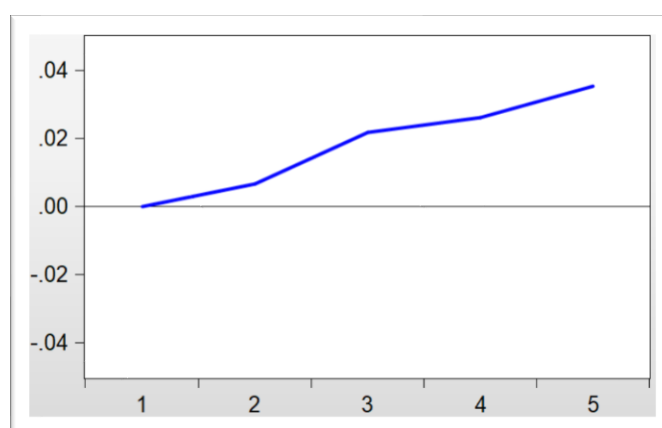
O PIB *per capita* é a variável que se apresenta mais representativa economicamente, dado o valor do seu desvio padrão. O incremento do crescimento económico conduz a uma redução do índice de Gini, uma vez que estes variam em sentidos opostos. Este comportamento traduz uma diminuição das desigualdades de rendimento, e isto pode ocorrer porque os cidadãos com menores rendimentos beneficiam da melhoria da rentabilidade das empresas por via do aumento do emprego, conduzindo a uma diminuição das desigualdades (Banco de Portugal, 2017). Esta melhoria generalizada no país tem a possibilidade de melhorar a desigualdade nos rendimentos, gerando maior equidade de oportunidades entre a população.

Por fim, confirmou-se que o modelo VECM é estável, efetuando-se novamente os testes de autocorrelação dos resíduos, da distribuição normal multivariada e da heterocedasticidade. Conclui-se que não há autocorrelação dos resíduos, a distribuição é normal e verifica-se a presença de homocedasticidade. As tabelas do *e-views* que deram origem a estes resultados podem ser consultadas, respetivamente, nas Figuras N.1, O.1 e P.1 nos anexos.

5.5 - Função Impulso-Resposta

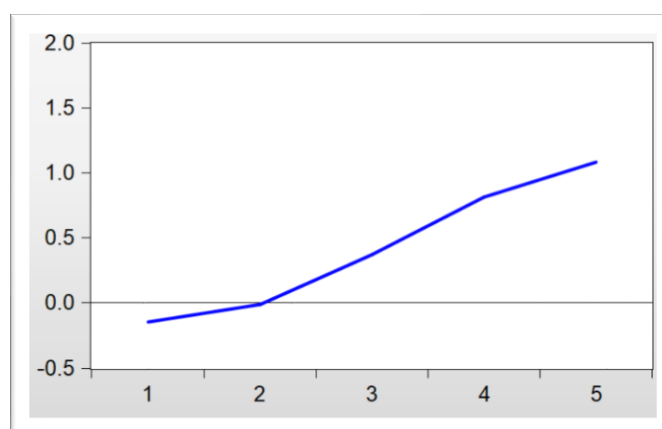
As funções impulso-resposta fazem com que seja possível analisar a presença de choques na variável dependente. Escolheu-se a decomposição de *Cholesky* com cinco períodos, por forma a limitar como os choques afetam as variáveis, eliminando efeitos contemporâneos. Assim, deve-se ter sensibilidade económica e dispor as variáveis da mais exógena para a mais endógena. O teste foi efetuado pela seguinte ordem: índice de Gini, taxa de inflação, PIB *per capita* e taxa de juro nominal de curto prazo.

Figura 5.1 - Resposta do Índice de Gini à Taxa de Juro



Fonte: Elaboração da autora através do software e-views

Figura 5.2 - Resposta da Taxa de Juro ao Índice de Gini



Fonte: Elaboração da autora através do software e-views

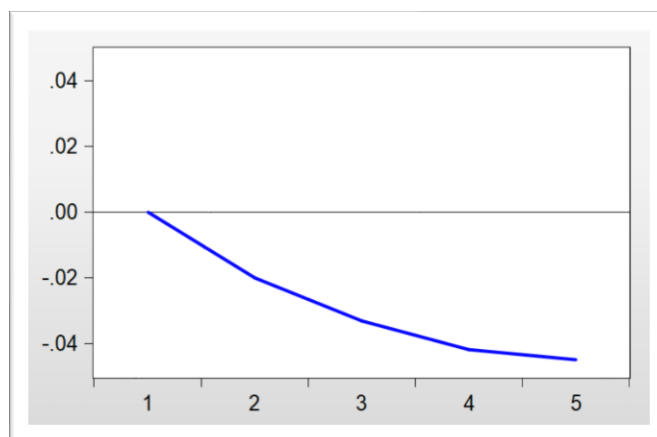
Pela observação da Figura 5.1 conclui-se que a resposta do índice de Gini a um choque da taxa de juro é positiva, isto comprova a relação entre estas duas variáveis no curto e médio prazo. Dando resposta ao estudo, a variável que mede a desigualdade nos rendimentos disponíveis, após o primeiro ano, aumenta em resposta a um choque de política monetária contracionista, isto é, através do aumento da taxa de juro. Este comportamento traduz uma relação de causa e efeito entre as séries para o curto e médio prazo, apesar de economicamente pouco significativa.

De modo inverso, por forma a acrescentar valor ao estudo, conclui-se pela Figura 5.2 que para o curto e médio prazo a taxa de juro responde positivamente a um choque do índice de Gini, após o segundo ano. Assim sendo, quando ocorre um acréscimo das desigualdades nos rendimentos disponíveis tendem a ser tomadas medidas de política monetária contracionistas, através do aumento da taxa de juro.

Segundo o Banco de Portugal (2019), o incremento da desigualdade dos rendimentos verificado nos últimos anos, em diversos países desenvolvidos, tem sido referenciado como um fator que justifica o comportamento da evolução da taxa de juro. Tal pode ocorrer dado que os cidadãos com maiores rendimentos disponíveis têm uma maior orientação para a poupança, assim como os que possuem menores rendimentos têm menor tendência para poupar (Dyan, K., Skinner, J., e Zeldes, S., 2004). Portanto, se uma maior concentração de recursos nos cidadãos com elevados rendimentos se traduz num aumento da poupança, isto promove uma pressão em diminuir a taxa de juro (Summers, L. H., 2014). No entanto, uma diminuição da taxa de juro nominal conduz a uma redução da poupança, visto que poupar se torna menos atrativo, o que conduz a um acentuar do consumo no imediato (Banco de Portugal, 2017).

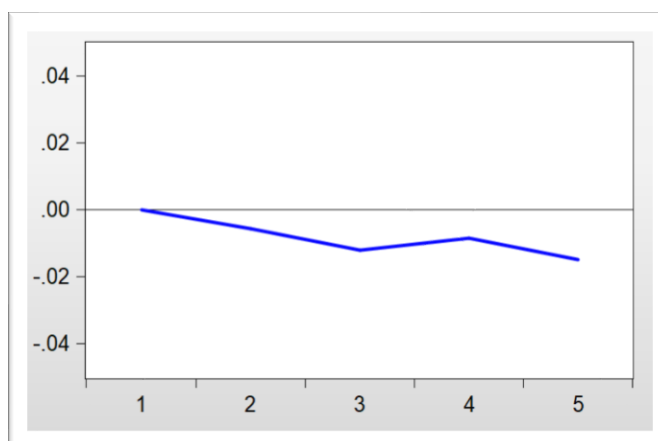
A acomodação monetária, associada às baixas taxas de juro, estimula o consumo, o que potencia a procura de financiamento. Portanto, considerando que o consumo é realizado com recurso ao crédito, as taxas de juro reduzidas despoletam uma maior procura de empréstimos. Então, assumindo que esta procura é em grande escala realizada pela população com menores rendimentos, por forma a prosseguir o mesmo nível de vida dos mais ricos, tal reação pode conduzir a uma pressão em aumentar a taxa de juro, por forma a evitar situações que potenciem o endividamento das famílias com rendimentos inferiores.

Figura 5.3 - Resposta do Índice de Gini ao PIB per capita



Fonte: Elaboração da autora através do software e-views

Figura 5.4 - Resposta do Índice de Gini à Taxa de Inflação



Fonte: Elaboração da autora através do software e-views

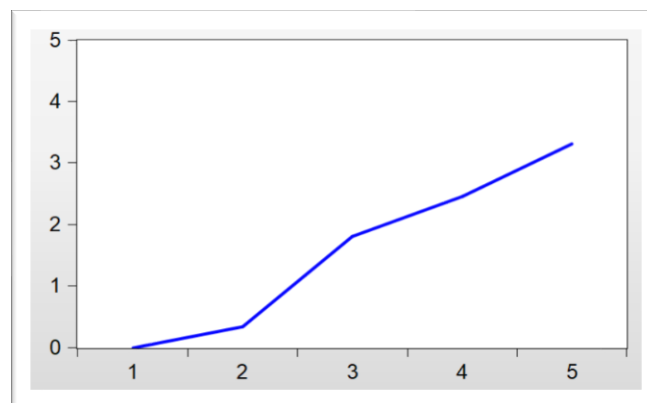
A Figura 5.3 demonstra que no curto e médio prazo um choque do PIB *per capita*, isto é, um aumento nesta variável, provoca uma diminuição do índice de Gini. Tal pode ocorrer porque os cidadãos com menores rendimentos beneficiam da melhoria da rentabilidade das empresas através do aumento do emprego, conduzindo a uma diminuição das desigualdades (Banco de Portugal, 2017). Por conseguinte, esta melhoria generalizada tem a possibilidade de criar uma maior equidade de rendimentos, de oportunidades e de bem-estar entre os cidadãos, logo a partir do primeiro ano do choque.

Pela observação da Figura 5.4 também um aumento da taxa de inflação resulta numa diminuição do índice de Gini, o que traduz uma redução da desigualdade dos rendimentos, apesar de ser menos significativa economicamente, e com algumas oscilações ao longo dos primeiros cinco anos. Segundo o Banco de Portugal (2017) o acentuar do nível dos preços redistribui os recursos das famílias com maiores rendimentos para as famílias com menores rendimentos, gerando uma redução da riqueza real para os credores e um aumento da riqueza real para os devedores, sendo que esta resposta surge imediatamente a partir do primeiro ano após o choque.

5.6 - Decomposição da Variância

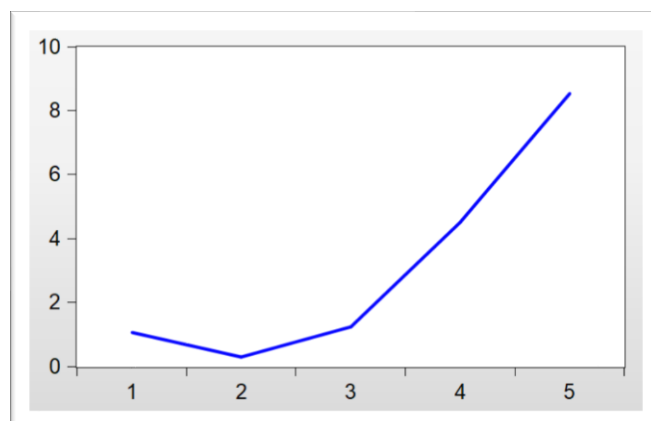
A decomposição da variância mede a incerteza e o desconhecimento relativamente a uma variável aleatória. Um determinado sistema pode ser afetado por diversos choques, sendo que esta metodologia tem como objetivo analisar a turbulência desses mesmos choques. Esta análise torna possível ter a percepção se a maior discrepância se encontra no erro de previsão ou na variância, através da atribuição de uma percentagem a cada erro, h passos à frente. Considera-se neste teste cinco anos para observação, usando a mesma ordenação de *Cholesky* utilizada na função impulso-resposta.

Figura 5.5 - Percentagem do Índice de Gini em variação da Taxa de Juro



Fonte: Elaboração da autora através do software e-views

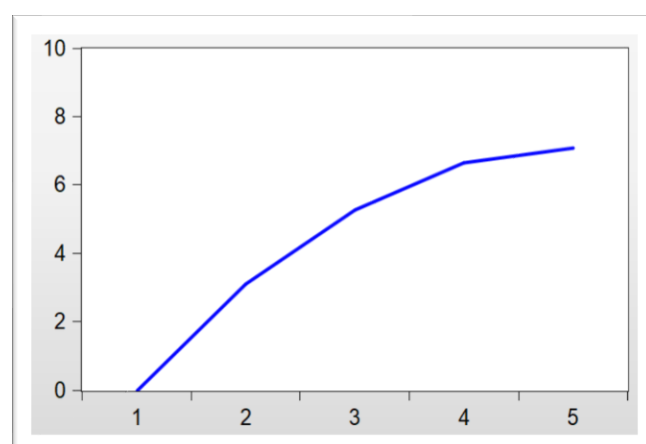
Figura 5.6 - Percentagem da Taxa de Juro em variação do Índice de Gini



Fonte: Elaboração da autora através do software e-views

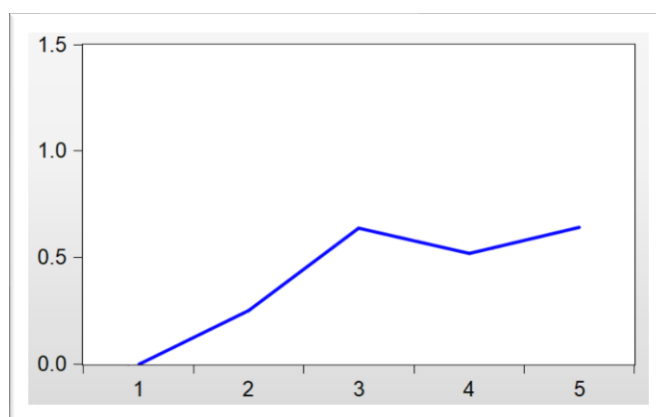
Observa-se pela Figura 5.5 que a taxa de juro apesar de positiva apresenta-se com uma fonte de certeza muito reduzida relativamente ao índice de Gini, ainda que se observe progressivos aumentos ao longo dos primeiros cinco anos. Isto revela, uma vez mais, que os efeitos da política monetária contracionista nas desigualdades do rendimento, apesar de existirem, são pouco significativos em termos económicos. Pelo contrário, pela observação da Figura 5.6 o índice de Gini, h passos à frente, contribui em cerca de 9% para a variância da taxa de juro, o que revela uma relação económica mais significativa.

Figura 5.7 - Percentagem do Índice de Gini em variação do PIB per capita



Fonte: Elaboração da autora através do software e-views

Figura 5.8 - Percentagem do Índice de Gini em variação da Taxa de Inflação



Fonte: Elaboração da autora através do software e-views

É o PIB *per capita* a fonte de maior certeza para uma variação da desigualdade de rendimentos no curto e médio prazo, tal como se observa na Figura 5.7. Este efeito é economicamente significativo e é observável de forma progressiva ao longo dos primeiros cinco anos. Relativamente à taxa de inflação, a par da taxa de juro, esta também contribui pouco para uma variação do índice de Gini e revela algumas oscilações nos primeiros cinco anos de observação, tal como é apresentado na Figura 5.8.

5.7 - Causalidade à Granger

O recurso a esta metodologia visa obter conclusões quanto à causalidade em termos previsionais das variáveis. De seguida procede-se à análise das conclusões mais relevantes deste teste de causalidade, assumindo um nível de significância de 5%.

Da análise da Tabela 5.3 conclui-se que apenas o PIB *per capita* causa à granger o índice de Gini, tal como já tinha sido comprovado pela função impulso-resposta e pela decomposição da variância para a análise de curto e médio prazo, bem como pelo modelo VECM para a relação de longo prazo entre estas variáveis. Assim se conclui que o PIB *per capita* ajuda a prever o comportamento do índice de Gini.

Relativamente à taxa de inflação, uma alteração desta variável conduz a uma reação da taxa de juro, através da adoção de medidas de política monetária. Portanto, tal como seria expectável, observa-se pela Tabela 5.3 que a taxa de inflação causa à granger a taxa de juro, mas não ajuda a prever o índice de Gini.

Uma vez mais, este teste traduz a reduzida significância da taxa de juro nesta variável dependente, uma vez que a taxa de juro não causa à granger o índice de Gini. Ao contrário do que se observa para a relação inversa, já que o índice de Gini ajuda a prever o comportamento da taxa de juro, o que também já tinha sido observado na função impulso-resposta e na decomposição da variância. Conclui-se assim que a relação inversa à questão central deste estudo, isto é, a resposta da taxa de juro a um choque no índice de Gini parece ser mais significativa economicamente, uma vez que a medida de desigualdade do rendimento ajuda a prever o comportamento da taxa de juro.

O comportamento da inflação é também previsto pela taxa de juro e pelo PIB *per capita*. As alterações da taxa de juro originam uma reação de causa e efeito na taxa de inflação, levando à conclusão de que a política monetária, através de alterações da taxa de juro causa à granger a taxa de inflação. Também o PIB *per capita* causa à granger a taxa de inflação, o que pode dever-se ao facto de um maior nível de riqueza no país, e consecutivamente nos cidadãos, possibilitar que as empresas alterem os preços dos seus produtos.

Tabela 5.3 - Teste de Causalidade à Granger

Variável dependente	H₀	Chi-squared	p-value
D (GINIDISP)	D (TXJURO)	1,691140	0,4293
D (GINIDISP)	D (INF)	5,614986	0,0604
D (GINIDISP)	D (LPIB)	6,239220	0,0442
D (TXJURO)	D (GINIDISP)	7,169569	0,0277
D (TXJURO)	D (INF)	6,516823	0,0384
D (INF)	D (TXJURO)	16,85272	0,0002
D (INF)	D (LPIB)	13,85542	0,0010

Fonte: Elaboração da autora através do software e-views

Capítulo VI - Conclusão

A temática das desigualdades tem merecido especial destaque na atualidade. A sua redução é um objetivo de desenvolvimento sustentável devido às repercussões que esta tem nas condições de vida dos agregados domésticos. Nomeadamente, a desigualdade associada à distribuição do rendimento disponível é um assunto que não poderia ser mais atual e relevante para o estudo português, dado que Portugal se apresenta como um dos países mais desiguais à escala da União Europeia (Rodrigues, CF., Figueiras, R. e Junqueira, V, 2012 e 2016).

O período em análise nesta investigação, que está compreendido entre 1968 e 2016, integra para Portugal dois períodos distintos na sua economia. O primeiro corresponde ao período da utilização da moeda de Escudo. Durante este período a política monetária, no que se refere às decisões quanto à alteração da taxa de juro, era regida exclusivamente pelo Banco de Portugal. O segundo período inicia-se após 1999 e está associado com a adesão de Portugal ao Euro, que representou uma mudança de regime económico e foi, possivelmente, o acontecimento mais marcante na economia portuguesa nas últimas décadas. A criação do Euro conduziu à adoção da política monetária única pelo Eurosistema, que é a autoridade monetária do Euro. O papel da política monetária tem sido imprescindível na zona Euro com o objetivo primordial da manutenção da estabilidade dos preços. A fim de atingir este objetivo, o BCE atua recorrendo quer a medidas de política monetária convencionais, quer não convencionais.

O estudo dos efeitos das medidas de política monetária sobre a atividade económica é um tema que tem suscitado um crescente interesse na economia monetária. É de salientar que isto ocorre porque as repercussões da política monetária na atividade económica constituem um instrumento relevante para que se proceda a uma condução eficaz desta política. Em Portugal, são várias as políticas que têm como objetivo a redução da desigualdade de rendimentos, tais como políticas educativas, bem como políticas redistributivas implementadas através do sistema fiscal e das contribuições sociais. Mas pelo contrário, a política monetária não prossegue o mesmo objetivo, o que pode contribuir para uma distribuição desigual dos rendimentos. Deste modo, esta investigação teve particularmente o objetivo de determinar o efeito da política monetária convencional sobre a desigualdade dos rendimentos disponíveis na população portuguesa, onde é feita a distinção entre os resultados obtidos pela adoção de medidas contracionistas e expansionistas.

Para a realização deste estudo foram utilizados dados com periodicidade anual e como metodologia realizou-se uma análise econométrica baseada em séries temporais. Foi empregue o modelo VECM que constatou a existência de uma relação de cointegração de longo prazo entre as variáveis do modelo. A variável cujo comportamento se pretendia explicar e a que foi dada ênfase neste estudo foi o índice de Gini, que mede a desigualdade no rendimento disponível em Portugal e a variável explicativa é a taxa de juro nominal de curto prazo que foi utilizada por forma a representar as decisões de política monetária convencional. Como variáveis de controlo utiliza-se a taxa de inflação, uma vez que a manutenção desta taxa é um dos principais objetivos da política monetária, tornando-se particularmente interessante incluí-la na investigação. Adicionalmente, é também utilizado no estudo o PIB *per capita*, por forma a constatar de que forma o desenvolvimento económico interfere com a desigualdade nos rendimentos disponíveis na população portuguesa.

Os resultados descrevem a política monetária convencional como um instrumento que influencia não só o estado geral da economia, mas especificamente a desigualdade de rendimentos. Numa relação de equilíbrio a longo prazo a política monetária contracionista, através do aumento da taxa de juro nominal de curto prazo, resulta num acentuar da desigualdade dos rendimentos disponíveis em Portugal. Isto pode dever-se ao efeito nefasto que esta subida provoca no rendimento disponível, a par de uma redução do montante de empréstimos pelos cidadãos (Marques I. e Sousa J., 2010), suscitando também um agravamento dos créditos detidos pelas famílias. De um modo geral, a política monetária contracionista fragiliza a atividade económica, o emprego e os salários, afetando, particularmente, as famílias com menores rendimentos (Coibion, O. et al. 2017). Enquanto, uma adoção de política monetária expansionista, transmitida através de uma redução da taxa de juro, conduz à diminuição das desigualdades no rendimento disponível, dado que uma redução desta taxa origina um alívio no serviço da dívida da população e reduz a taxa de desemprego, beneficiando os detentores de menor rendimento (Banco de Portugal, 2017).

Adicionalmente, é revelado para o curto e médio prazo que o aumento da desigualdade dos rendimentos disponíveis promove uma política monetária contracionista. Tal pode ocorrer pois, no caso da taxa de juro ser reduzida existe uma ânsia por parte da população com menores rendimentos de atingirem o mesmo nível de vida dos que possuem rendimentos superiores. Se o consumo realizado para esse fim for com acesso ao crédito, pode ocorrer uma pressão para a taxa de juro aumentar, por forma a contrariar esta tendência.

Mitigar as desigualdades não é o objetivo dos bancos centrais, contudo, o seu impacto nesta dimensão não deve ser ignorado. As conclusões deste estudo são cruciais para a economia e apontam para uma adoção de política monetária a pensar não só nas medidas estabilizadoras da economia, como também nas consequências que estas podem ter na vida dos cidadãos, promovendo disparidades no rendimento disponível e consecutivamente de oportunidades e de bem-estar. A autoridade monetária, e por conseguinte os bancos centrais, devem conhecer os efeitos da política monetária, apesar do impacto ser relativamente pequeno no longo prazo, que é o prazo adequado para analisar a evolução da desigualdade. Note-se que, neste horizonte de longo prazo ganham relevância fatores estruturais como o grau de abertura da economia, o desenvolvimento tecnológico, as alterações institucionais no mercado dos produtos e do trabalho, o sistema fiscal, bem como o sistema de proteção social, que são alheios ao banco central. Assim, a robustez dos efeitos pode divergir mediante o estado da economia e também com a evolução das expectativas dos agentes económicos, o que revela dificuldades para estimar o seu verdadeiro impacto.

A principal limitação no estudo corresponde à periodicidade dos dados utilizados na análise, sendo estes de periodicidade anual. O impacto distributivo da política monetária é relativamente pequeno no longo prazo, sendo este o prazo apropriado para analisar a evolução da desigualdade. Assim, no que se refere ao estudo da política monetária, esta seria capturada de forma mais clara através de dados trimestrais, apesar de no presente estudo, devido à variável índice de Gini, a taxa de juro nominal de curto prazo ter sido analisada anualmente, o que pode contribuir para que não se obtenham os melhores resultados.

O impacto da política monetária sobre a economia portuguesa, e concretamente nos rendimentos dos cidadãos, é mais vasto do que o canal da taxa de juro analisado neste estudo. Existem outros canais igualmente importantes sobre o impacto da política monetária no conjunto da economia que não foram analisados nesta investigação, tal como é o caso de canais conduzidos por uma política monetária não convencional. Um estudo mais aprofundado do impacto distributivo desses mecanismos é um tópico interessante para investigação futura. Por fim, seria também interessante, em investigações futuras, o uso de uma outra medida de desigualdade, nomeadamente uma medida que relacione a desigualdade entre o topo e a base da distribuição poderia obter mais conclusões sobre esta temática.

Bibliografia

Banco de Portugal (2019), "A taxa de juro natural: do conceito aos desafios para a política monetária", *Boletim Económico de Março do Departamento de Estudos Económicos*, pp. 29-45.

Disponível em: https://www.bportugal.pt/sites/default/files/anexos/pdf-boletim/be_mar2019_p.pdf

Banco de Portugal (2017), "Mecanismos distributivos da política monetária na economia portuguesa", *Boletim Económico de Maio do Departamento de Estudos Económicos*, pp. 95-115.

Disponível em: https://www.bportugal.pt/sites/default/files/anexos/pdf-boletim/be_mai2017_p.pdf

Bivens, J. (2015), "Gauging the impact of the Fed on inequality during the Great Recession", *Hutchins Center on Fiscal and Monetary Policy at Brookings*, Working Paper 12, pp. 1-33.

Disponível em: https://www.brookings.edu/wp-content/uploads/2016/06/Josh_Bivens_Inequality_FINAL.pdf

Bulir, A. e Gulde, A-M. (1995), "Inflation and Income Distribution: Further Evidence on Empirical Links", *International Monetary Fund*, Working Paper 95/86, pp. 1-30.

Disponível em: <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/30/Inflation-and-Income-Distribution-Further-Evidenceon-Empirical-Links-1298>

Carmo, R., Cantante, F. e Carvalho, M. (2012), "Desigualdades como problema: que políticas?", *Observatório das Desigualdades*, pp. 1-19.

Disponível em: http://observatorio-das-desigualdades.cies.iscte.pt/content/project/forum%20pp_pdf.pdf

Casiraghi, M., Gaiotti, E., Rodano, L. e Secchi, A. (2018), "A "reverse Robin Hood"? The distributional implications of non-standard monetary policy for Italian households", *Journal of International Money and Finance*, Volume 85, pp. 215-235.

Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2017.11.006>

Cloyne, J., Ferreira, C. e Surico, P. (2016), “Monetary Policy when households have debt: new evidence on the transmission mechanism”, *Bank of England, London*, Working paper 589, pp. 1-69.

Disponível em: <https://www.bankofengland.co.uk/-/media/boe/files/working-paper/2016/monetary-policy-when-households-have-debt-new-evidence-on-the-transmission-mechanism.pdf?la=en&hash=F1C10A3548F50FF64D70369564633F94FF8DC400>

Coibion, O., Gorodnichenko, Y., Kueng, L. e Silvia, J. (2017), “Innocent Bystanders? Monetary policy and inequality”, *Journal of Monetary Economics*, Volume 88, pp. 70-89.

Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2017.05.005>

Davtyan, K. (2017), “The distributive effect of monetary policy: The top one percent makes the difference”, *Economic Modelling*, Volume 65, pp. 106-118.

Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2017.05.011>

Dynan, K., Skinner, J., e Zeldes, S. (2004). “Do the rich save more?”, *Journal of Political Economy*, Volume 112 (2), pp. 397-444.

Disponível em: <https://www.dartmouth.edu/~jskinner/documents/DynanKEDotheRich.pdf>

Easterly, W. e Fischer, S. (2001), “Inflation and the Poor”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Volume 33 (2), pp. 160-178.

Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2673879>

Furceri, D., Loungani, P. e Zdzienicka, A. (2018), “The effects of monetary policy shocks on inequality”, *Journal of International Money and Finance*, Volume 85, pp. 168-186.

Disponível em:

<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0261560617302279?via%3Dihub>

Galli, R. e Van der Hoven, R. (2001), “Is inflation bad for income inequality: The importance of the initial rate of inflation”, *Employment Paper 2001/29*, pp. 1-39.

Disponível em: https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---ed_emp/documents/publication/wcms_142351.pdf

Guerello, C. (2018), “Conventional and unconventional monetary policy vs. households income distribution: an empirical analysis for the Euro Area”, *Journal of International Money and Finance*, Volume 85, pp. 187-214.

Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2017.11.005>

Inui, M., Sudo, N. e Yamada, T. (2017), “Effects of Monetary Policy Shocks on Inequality in Japan”, *Bank of Japan, Tokyo*. Working Paper 17-E-3, pp. 1-65.

Disponível em: https://www.boj.or.jp/en/research/wps_rev/wps_2017/data/wp17e03.pdf

Gameiro, I., Soares, C. e Sousa, J. (2011), “Política Monetária e estabilidade financeira: um debate em aberto”, *Banco de Portugal, Boletim Económico Primavera 2011*, pp. 7-27.

Disponível em: https://www.bportugal.pt/sites/default/files/anexos/papers/ab201100_p.pdf

Lenza, M. e Slacalek, J. (2018), “How does monetary policy affect income and wealth inequality? Evidence from quantitative easing in the Euro Area” *European Central Bank*, Working Paper 2190, pp. 1-49.

Disponível em: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecb.wp2190.en.pdf>

Marques I. e Sousa J. (2010), “O Impacto da Política Monetária nas transações financeiras das empresas e dos particulares em Portugal”, *Banco de Portugal, Boletim Económico Verão 2010*, pp. 37-49.

Disponível em: https://www.bportugal.pt/sites/default/files/anexos/papers/ab201005_p.pdf

Montecino, J. e Epstein, G. (2015), “Did Quantitative Easing Increase Income Inequality?” *Institute for New Economic Thinking*, Working Paper 28, pp. 1-33.

Disponível em:

<https://pdfs.semanticscholar.org/bec1/0a45317c0033bac0865a0a3ee7ac70f237e7.pdf>

Mumtaz, H. e Theophilopoulou, A. (2015), “Monetary Policy and Inequality in the UK”, *Queen Mary University of London, School of Economics and Finance*, Working paper 738, pp. 1-20.

Disponível em:

<https://www.qmul.ac.uk/sef/media/econ/research/workingpapers/2015/items/wp738.pdf>

Mumtaz, H. e Theophilopoulou, A. (2016), “The Impact of Monetary Policy on Inequality in the UK. An Empirical Analysis”, *Queen Mary University of London, School of Economics and Finance*, Working paper 783, pp. 1-20.

Disponível em:

<https://www.qmul.ac.uk/sef/media/econ/research/workingpapers/2016/items/wp783.pdf>

OCDE, (2017), *Relatórios Económicos da OCDE: Portugal*, pp. 7-59.

Disponível em: <https://www.oecd.org/eco/surveys/Portugal-2017-OECD-economic-survey-overview-portuguese.pdf>

O’Farrel, R., Rawdanowicz, L. e Inaba, K-I. (2016), “Monetary Policy and Inequality”, *OECD Economics Department*, Working Paper 1281, pp. 1-37.

Disponível em: [https://www.oecd-ilibrary.org/docserver/5jm2hz2x9hxr-](https://www.oecd-ilibrary.org/docserver/5jm2hz2x9hxr-en.pdf?expires=1571850064&id=id&accname=ocid49026614&checksum=461FCFB6B578AC410F781C5013097418)

[en.pdf?expires=1571850064&id=id&accname=ocid49026614&checksum=461FCFB6B578AC410F781C5013097418](https://www.oecd-ilibrary.org/docserver/5jm2hz2x9hxr-en.pdf?expires=1571850064&id=id&accname=ocid49026614&checksum=461FCFB6B578AC410F781C5013097418)

Piketty, T., (2014), “*O Capital no século XXI*”, Portugal, Temas e Debates.

Rodrigues, CF., Figueiras, R. e Junqueira, V. (2012), “Desigualdade Económica em Portugal”, *Fundação Francisco Manuel dos Santos*, pp. 1-237.

Disponível em: [https://www.ffms.pt/FileDownload/3eaa2df1-da1f-4952-9f04-](https://www.ffms.pt/FileDownload/3eaa2df1-da1f-4952-9f04-915a54c00611/desigualdade-economica-em-portugal)

[915a54c00611/desigualdade-economica-em-portugal](https://www.ffms.pt/FileDownload/3eaa2df1-da1f-4952-9f04-915a54c00611/desigualdade-economica-em-portugal)

Rodrigues, CF., Figueiras, R. e Junqueira, V. (2016), “Desigualdade do Rendimento e Pobreza em Portugal. As consequências sociais do programa de ajustamento”, *Fundação Francisco Manuel dos Santos*, pp. 1-176.

Disponível em: [https://www.ffms.pt/FileDownload/a98e63bd-0e40-436f-926c-](https://www.ffms.pt/FileDownload/a98e63bd-0e40-436f-926c-68e800225fd2/desigualdade-do-rendimento-e-pobreza-em-portugal)

[68e800225fd2/desigualdade-do-rendimento-e-pobreza-em-portugal](https://www.ffms.pt/FileDownload/a98e63bd-0e40-436f-926c-68e800225fd2/desigualdade-do-rendimento-e-pobreza-em-portugal)

Romer, C. e Romer, D. (1999), “Monetary Policy and the Well-Being of the Poor”, *Economic Review, Federal Reserve Bank of Kansas City*, pp. 21-49.

Disponível em: <https://www.kansascityfed.org/publicat/econrev/PDF/1q99romr.pdf>

Saiki, A. e Frost, J. (2014), “Does unconventional monetary policy affect inequality? Evidence from Japan”, *Applied Economics*, Volume 46 (36), pp. 4445-4454.

Disponível em: <https://www.tandfonline.com/doi/pdf/10.1080/00036846.2014.962229>

Summers, L. H. (2014). “US economic prospects: Secular stagnation, hysteresis, and the zero lower bound.” *National Associations for Business Economics*, 49(2), pp. 65-73.

Disponível em: <http://larrysummers.com/wp-content/uploads/2014/06/NABE-speech-Lawrence-H.-Summers1.pdf>

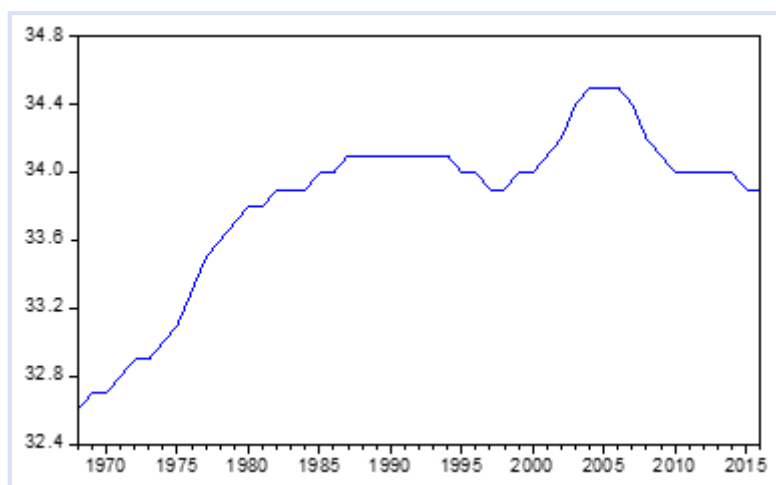
Voinea, L., Lovin, H. e Cojocaru, A. (2018), “The impact of inequality on the transmission of monetary policy”, *Journal of International Money and Finance*, Volume 85, pp. 236-250.

Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2017.11.007>

Anexos

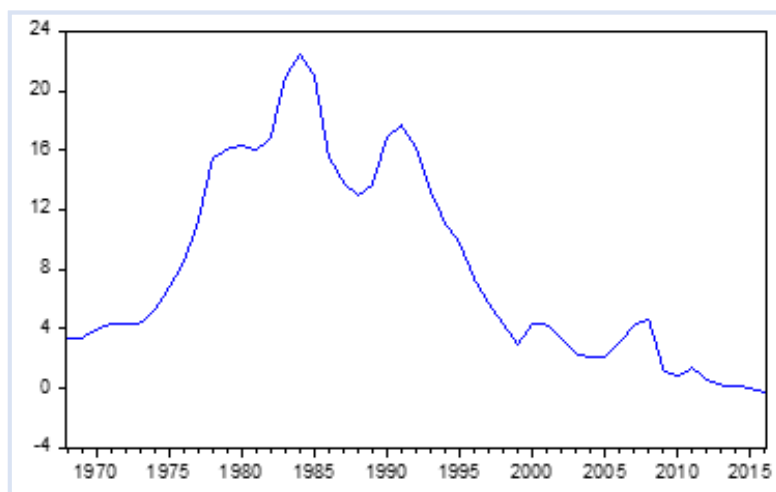
Anexo A

Figura anexo A.1 - Gráfico da série Índice de Gini



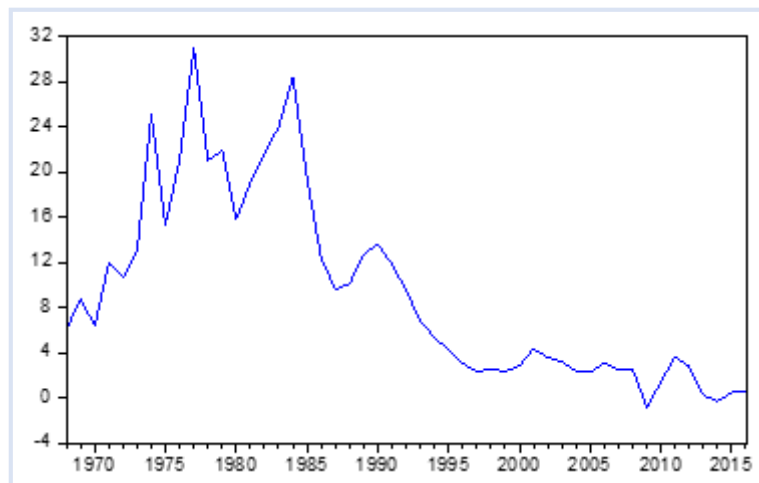
Fonte: Output do software e-views

Figura anexo A.2 - Gráfico da série Taxa de Juro



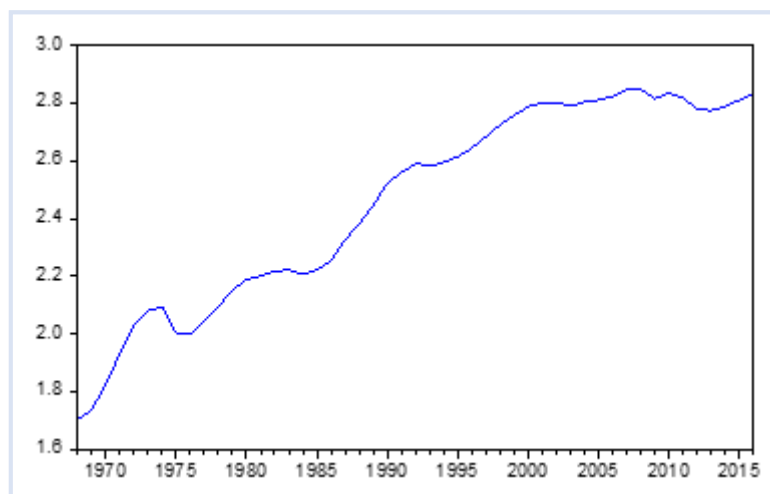
Fonte: Output do software e-views

Figura anexo A.3 - Gráfico da série Taxa de Inflação



Fonte: Output do software e-views

Figura anexo A.4 - Gráfico da série PIB per capita



Fonte: Output do software e-views

Anexo B

Tabela anexo B.1 - Estatística descritiva das variáveis

Estatísticas Variáveis	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio Padrão
GINIDISP	33,82449	34	34,50	32,60	0,497716
TXJURO	8,095634	4,63	22,46	-0,264167	6,643225
INF	9,432149	6,380144	31,01675	-0.835530	8,431849
LPIB	2,457306	2,582419	2,847088	1,704479	0,350992

Fonte: Elaboração da autora através dos dados do software e-views

Anexo C

Figura anexo C.1 - VAR Lag Order Selection Criteria

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-259.2071	NA	1.096702	11.44379	11.60280	11.50335
1	-23.25439	420.6114	7.73e-05	1.880626	2.675687*	2.178461
2	1.131324	39.22920	5.46e-05	1.516029	2.947140	2.052132
3	24.21935	33.12630*	4.19e-05*	1.207854*	3.275014	1.982225*

* 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

Fonte: Output do software e-views

Anexo D

Figura anexo D.1 - Teste de autocorrelação do modelo VAR

VAR Residual Serial Correlation LM T...		
Null Hypothesis: no serial correlation ...		
Date: 06/29/19 Time: 16:17		
Sample: 1968 2016		
Included observations: 46		
Lags	LM-Stat	Prob
1	29.52787	0.0206
2	26.49608	0.0474
3	11.19126	0.7975
4	14.88408	0.5331
5	15.46492	0.4909
Probs from chi-square with 16 df.		

Fonte: Output do software e-views

Anexo E

Figura anexo E.1 - Teste de distribuição normal multivariada do modelo VAR

VAR Residual Normality Tests				
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)				
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal				
Date: 06/26/19 Time: 18:48				
Sample: 1968 2016				
Included observations: 46				
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.000524	2.10E-06	1	0.9988
2	-0.038462	0.011341	1	0.9152
3	0.725007	4.029865	1	0.0447
4	-0.610106	2.853762	1	0.0912
Joint		6.894970	4	0.1415
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.302153	0.174985	1	0.6757
2	4.008984	1.951261	1	0.1625
3	4.867587	6.685109	1	0.0097
4	2.809461	0.069585	1	0.7919
Joint		8.880940	4	0.0641
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	0.174987	2	0.9162	
2	1.962602	2	0.3748	
3	10.71497	2	0.0047	
4	2.923346	2	0.2318	
Joint	15.77591	8	0.0457	

Fonte: Output do software e-views

Anexo F

Figura anexo F.1 - Teste de heterocedasticidade do modelo VAR

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)					
Date: 06/26/19 Time: 18:52					
Sample: 1968 2016					
Included observations: 46					
Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
254.5777	240	0.2474			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(24,21)	Prob.	Chi-sq(24)	Prob.
res1*res1	0.247647	0.288017	0.9980	11.39175	0.9859
res2*res2	0.508908	0.906744	0.5944	23.40977	0.4957
res3*res3	0.721439	2.266143	0.0312	33.18619	0.1002
res4*res4	0.643836	1.581737	0.1460	29.61648	0.1978
res2*res1	0.505606	0.894843	0.6063	23.25788	0.5046
res3*res1	0.474483	0.790028	0.7129	21.82623	0.5896
res3*res2	0.615668	1.401680	0.2189	28.32075	0.2467
res4*res1	0.383584	0.544496	0.9238	17.64487	0.8199
res4*res2	0.413775	0.617600	0.8724	19.03364	0.7502
res4*res3	0.662623	1.718535	0.1070	30.48064	0.1693

Fonte: Output do software e-views

Anexo G

Tabela anexo G.1 - Cointegração de Johansen

Date: 06/26/19 Time: 18:57					
Sample: 1968 2016					
Included observations: 46					
Series: GINIDISP TXJURO INF LPIB					
Lags interval: 1 to 2					
Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	1	2	2	1	2
Max-Eig	1	2	2	2	2
*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)					
Information Criteria by Rank and Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
No. of CEs	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
	Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)				
0	-15.84761	-15.84761	-13.19207	-13.19207	-9.245547
1	2.348096	3.065310	5.398823	6.174581	8.078729
2	10.01061	15.38406	17.41121	19.50622	21.13482
3	13.07037	21.26011	22.56699	24.67773	26.02124
4	13.09180	24.21935	24.21935	26.71789	26.71789
	Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)				
0	2.080331	2.080331	2.138786	2.138786	2.141111
1	1.637039	1.649334	1.678312	1.688062	1.735707
2	1.651713	1.505041	1.503861	1.499730*	1.515878
3	1.866505	1.640865	1.627522	1.666185	1.651250
4	2.213400	1.903507	1.903507	1.968787	1.968787
	Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)				
0	3.352429	3.352429	3.569896	3.569896	3.731234
1	3.227162*	3.279210	3.427447	3.476950	3.643855
2	3.559860	3.492694	3.571020	3.646396	3.742050
3	4.092678	3.986296	4.012707	4.170629	4.195447
4	4.757597	4.606716	4.606716	4.831008	4.831008

Fonte: Output do software e-views

Anexo H

Tabela anexo H.1 - Aplicação do quarto modelo

Date: 06/29/19 Time: 11:26				
Sample (adjusted): 1971 2016				
Included observations: 46 after adjustments				
Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)				
Series: GINIDISP TXJURO INF LPIB				
Lags interval (in first differences): 1 to 2				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.569164	79.81993	63.87610	0.0013
At most 1	0.439898	41.08663	42.91525	0.0753
At most 2	0.201363	14.42335	25.87211	0.6225
At most 3	0.084882	4.080322	12.51798	0.7304
Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.569164	38.73331	32.11832	0.0067
At most 1 *	0.439898	26.66328	25.82321	0.0387
At most 2	0.201363	10.34303	19.38704	0.5822
At most 3	0.084882	4.080322	12.51798	0.7304
Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'S11*b=I):				
GINIDISP	TXJURO	INF	LPIB	@TREND(69)
2.344829	-0.177950	0.318598	0.336714	0.071127
-5.759537	-0.097365	0.413824	17.12642	-0.102244
-4.538287	0.456302	-0.257435	6.256891	0.019535
-1.536539	0.196368	-0.020034	-5.516646	0.155167
Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):				
D(GINIDISP)	-0.024649	0.024442	-0.001525	0.011649
D(TXJURO)	0.008466	-0.204358	-0.535997	-0.000137
D(INF)	-2.179670	-0.305735	-0.676867	-0.332161
D(LPIB)	-0.006353	-0.009701	-0.002682	0.003844
1 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	6.174581	
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)				
GINIDISP	TXJURO	INF	LPIB	@TREND(69)
1.000000	-0.075891	0.135873	0.143599	0.030333
	(0.02824)	(0.03604)	(1.02376)	(0.02348)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)				
D(GINIDISP)	-0.057798			
	(0.02288)			
D(TXJURO)	0.019850			
	(0.48209)			
D(INF)	-5.110952			
	(1.06194)			
D(LPIB)	-0.014897			
	(0.00833)			
2 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	19.50622	
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)				
GINIDISP	TXJURO	INF	LPIB	@TREND(69)
1.000000	0.000000	-0.034008	-2.405704	0.020044
		(0.00778)	(0.37995)	(0.01024)
0.000000	1.000000	-2.238500	-33.59182	-0.135581
		(0.20231)	(9.87943)	(0.26629)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)				
D(GINIDISP)	-0.198570	0.002007		
	(0.05514)	(0.00180)		
D(TXJURO)	1.196858	0.018391		
	(1.26085)	(0.04113)		
D(INF)	-3.350060	0.417641		
	(2.79842)	(0.09128)		
D(LPIB)	0.040976	0.002075		
	(0.01967)	(0.00064)		
3 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	24.67773	
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)				
GINIDISP	TXJURO	INF	LPIB	@TREND(69)
1.000000	0.000000	0.000000	-1.810665	0.029659
			(0.57074)	(0.01474)
0.000000	1.000000	0.000000	5.575012	0.497305
			(18.1693)	(0.46925)
0.000000	0.000000	1.000000	17.49691	0.282728
			(10.4495)	(0.26987)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)				
D(GINIDISP)	-0.191651	0.001311	0.002654	
	(0.06824)	(0.00443)	(0.00516)	
D(TXJURO)	3.629366	-0.226186	0.056113	
	(1.40125)	(0.09089)	(0.10598)	
D(INF)	-0.278243	0.108785	-0.646711	
	(3.35378)	(0.21754)	(0.25366)	
D(LPIB)	0.053148	0.000851	-0.005348	
	(0.02411)	(0.00156)	(0.00182)	

Fonte: Output do software e-views

Anexo I

Tabela anexo I.1 - Estimação do modelo VECM

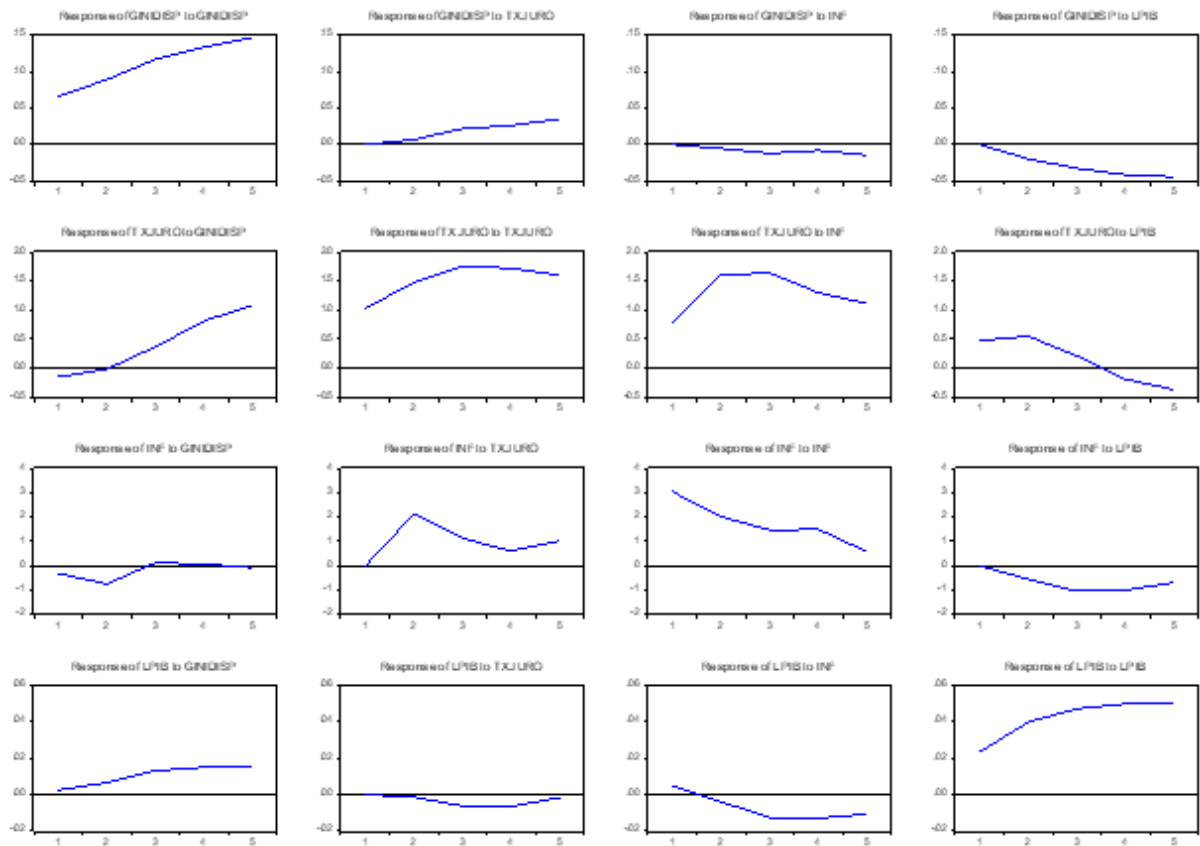
Vector Error Correction Estimates				
Date: 06/26/19 Time: 19:01				
Sample (adjusted): 1971 2016				
Included observations: 46 after adjustments				
Standard errors in () & t-statistics in []				
Cointegrating Eq:	CointEq1			
GINIDISP(-1)	1.000000			
TXJURO(-1)	-0.075891 (0.02824) [-2.68774]			
INF(-1)	0.135873 (0.03604) [3.77003]			
LPIB(-1)	0.143599 (1.02376) [0.14027]			
@TREND(68)	0.030333 (0.02348) [1.29192]			
C	-35.67949			
Error Correction:	D(GINIDISP)	D(TXJURO)	D(INF)	D(LPIB)
CointEq1	-0.057798 (0.02288) [-2.52592]	0.019850 (0.48209) [0.04118]	-5.110952 (1.06194) [-4.81283]	-0.014897 (0.00833) [-1.78842]
D(GINIDISP(-1))	0.443695 (0.14810) [2.99599]	3.986219 (3.12020) [1.27755]	2.005911 (6.87314) [0.29185]	0.028845 (0.05391) [0.53505]
D(GINIDISP(-2))	0.357856 (0.16241) [2.20344]	4.254010 (3.42173) [1.24323]	7.790767 (7.53733) [1.03362]	0.055422 (0.05912) [0.93742]
D(TXJURO(-1))	0.001975 (0.00901) [0.21905]	0.435855 (0.18992) [2.29499]	1.685144 (0.41834) [4.02813]	-0.002627 (0.00328) [-0.80064]
D(TXJURO(-2))	0.007495 (0.00692) [1.08269]	-0.293596 (0.14584) [-2.01308]	-0.757613 (0.32126) [-2.35823]	0.003693 (0.00252) [1.46536]
D(INF(-1))	0.005937 (0.00318)	0.161758 (0.06700)	-0.074999 (0.14758)	-0.001719 (0.00116)

	[1.86709]	[2.41434]	[-0.50818]	[-1.48522]
D(INF(-2))	-0.002114	0.010737	-0.415160	-0.000125
	(0.00332)	(0.06989)	(0.15396)	(0.00121)
	[-0.63720]	[0.15362]	[-2.69653]	[-0.10364]
D(LPIB(-1))	-0.970043	-5.783866	-65.28150	0.733292
	(0.42334)	(8.91933)	(19.6474)	(0.15411)
	[-2.29138]	[-0.64846]	[-3.32266]	[4.75824]
D(LPIB(-2))	0.154513	1.708965	6.625222	-0.367155
	(0.40713)	(8.57773)	(18.8949)	(0.14821)
	[0.37952]	[0.19923]	[0.35064]	[-2.47730]
C	0.024058	-0.187916	0.953950	0.010693
	(0.01390)	(0.29279)	(0.64496)	(0.00506)
	[1.73118]	[-0.64180]	[1.47908]	[2.11361]
R-squared	0.520239	0.525985	0.571256	0.612039
Adj. R-squared	0.400299	0.407481	0.464070	0.515049
Sum sq. resids	0.157695	69.99972	339.6568	0.020897
S.E. equation	0.066185	1.394431	3.071630	0.024093
F-statistic	4.337483	4.438555	5.329579	6.310316
Log likelihood	65.27065	-74.92772	-111.2549	111.7546
Akaike AIC	-2.403072	3.692510	5.271954	-4.424111
Schwarz SC	-2.005541	4.090040	5.669485	-4.026580
Mean dependent	0.026087	-0.091830	-0.125495	0.021855
S.D. dependent	0.085465	1.811532	4.195801	0.034598
Determinant resid covariance (dof adj.)		2.40E-05		
Determinant resid covariance		8.98E-06		
Log likelihood		6.174581		
Akaike information criterion		1.688062		
Schwarz criterion		3.476950		

Fonte: Output do software e-views

Anexo J

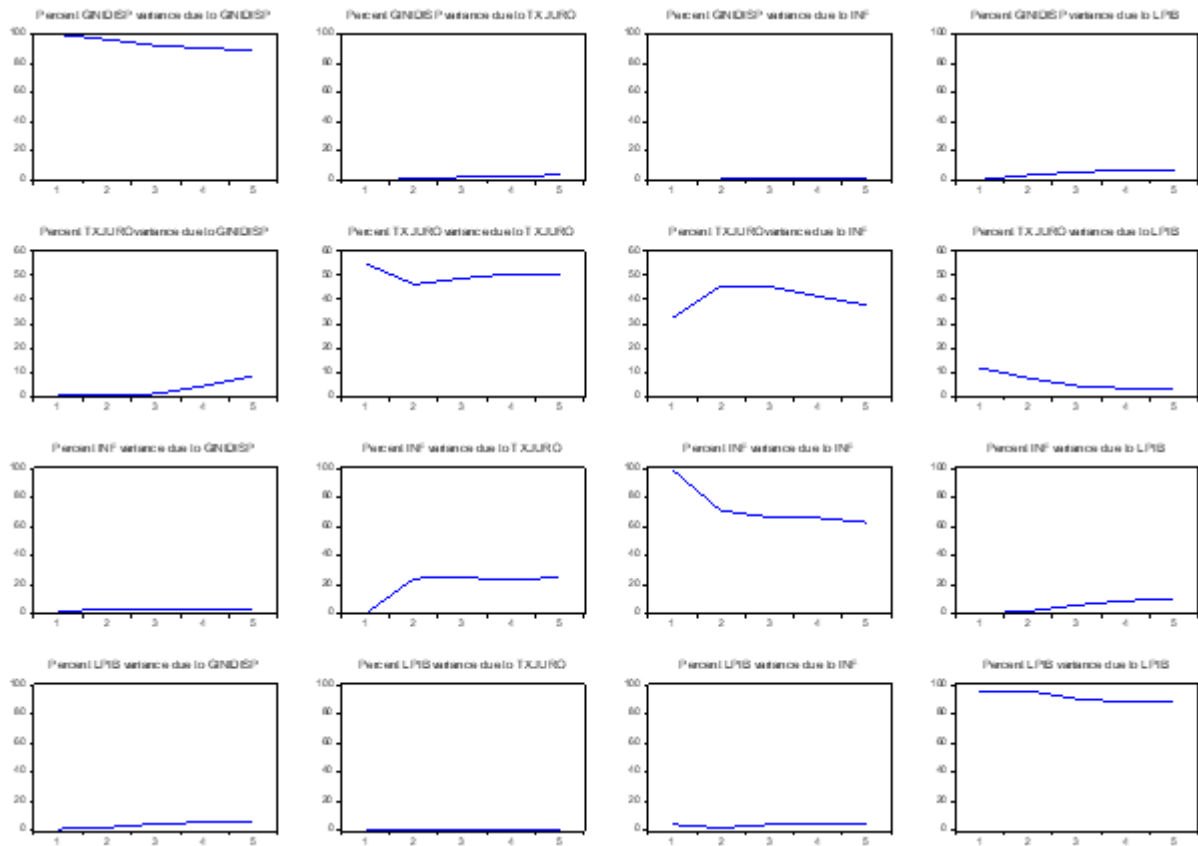
Figura anexo J.1 - Função Impulso-Resposta



Fonte: Output do software e-views

Anexo L

Figura anexo L.1 - Decomposição da Variância



Fonte: Output do software e-views

Anexo M

Tabela anexo M.1 - Causalidade à Granger

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests			
Date: 06/26/19 Time: 19:21			
Sample: 1968 2016			
Included observations: 46			
Dependent variable: D(GINIDISP)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(TXJURO)	1.691140	2	0.4293
D(INF)	5.614986	2	0.0604
D(LPIB)	6.239220	2	0.0442
All	9.749159	6	0.1356
Dependent variable: D(TXJURO)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(GINIDISP)	7.169569	2	0.0277
D(INF)	6.516823	2	0.0384
D(LPIB)	0.450398	2	0.7984
All	12.59604	6	0.0499
Dependent variable: D(INF)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(GINIDISP)	2.158881	2	0.3398
D(TXJURO)	16.85272	2	0.0002
D(LPIB)	13.85542	2	0.0010
All	29.34990	6	0.0001
Dependent variable: D(LPIB)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(GINIDISP)	2.498198	2	0.2868
D(TXJURO)	2.198079	2	0.3332
D(INF)	2.456164	2	0.2929
All	10.21328	6	0.1160

Fonte: Output do software e-views

Anexo N

Figura anexo N. 1 - Teste de autocorrelação do modelo VECM

VEC Residual Serial Correlation LM T...		
Null Hypothesis: no serial correlation ...		
Date: 06/29/19 Time: 16:45		
Sample: 1968 2016		
Included observations: 46		
Lags	LM-Stat	Prob
1	20.85140	0.1843
2	14.94404	0.5287
3	12.52523	0.7071
4	14.21441	0.5827
5	5.810654	0.9900
Probs from chi-square with 16 df.		

Fonte: Output do software e-views

Anexo O

Figura anexo O.1 - Teste de distribuição normal multivariada do modelo VECM

VEC Residual Normality Tests				
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)				
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal				
Date: 06/26/19 Time: 19:05				
Sample: 1968 2016				
Included observations: 46				
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.082313	0.051945	1	0.8197
2	0.379379	1.103449	1	0.2935
3	0.444732	1.516365	1	0.2182
4	-0.417720	1.337758	1	0.2474
Joint		4.009517	4	0.4047
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.033805	0.002190	1	0.9627
2	3.406685	0.317003	1	0.5734
3	4.560696	4.668563	1	0.0307
4	3.752369	1.084948	1	0.2976
Joint		6.072705	4	0.1938
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	0.054135	2	0.9733	
2	1.420452	2	0.4915	
3	6.184928	2	0.0454	
4	2.422705	2	0.2978	
Joint	10.08222	8	0.2593	

Fonte: Output do software e-views

Anexo P

Figura anexo P.1 - Teste de heterocedasticidade do modelo VECM

VEC Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)					
Date: 06/26/19 Time: 19:06					
Sample: 1968 2016					
Included observations: 46					
Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
174.3575	180	0.6046			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(18,27)	Prob.	Chi-sq(18)	Prob.
res1*res1	0.198557	0.371623	0.9837	9.133605	0.9566
res2*res2	0.342879	0.782686	0.7016	15.77245	0.6084
res3*res3	0.458835	1.271799	0.2792	21.10642	0.2741
res4*res4	0.609843	2.344607	0.0220	28.05278	0.0613
res2*res1	0.374682	0.898778	0.5853	17.23535	0.5070
res3*res1	0.222673	0.429689	0.9668	10.24294	0.9237
res3*res2	0.315949	0.692818	0.7887	14.53365	0.6937
res4*res1	0.180289	0.329914	0.9913	8.293314	0.9739
res4*res2	0.377088	0.908045	0.5761	17.34605	0.4994
res4*res3	0.487530	1.427002	0.1967	22.42639	0.2136

Fonte: Output do software e-views