



INSTITUTO
UNIVERSITÁRIO
DE LISBOA

A hipótese NEO-FISHERIANA: Implicações empíricas e evidências no Banco Central Europeu

Uryel Henrique Lumertz de Pinho

Mestrado em Economia Monetária e Financeira

Orientadora:

Diana Elisabeta Aldea Mendes

Professora Associada do Departamento de Métodos Quantitativos
para Gestão e Economia do ISCTE-IUL

Novembro, 2021



CIÊNCIAS SOCIAIS
E HUMANAS

A hipótese NEO-FISHERIANA: Implicações empíricas e evidências no Banco Central Europeu

Uryel Henrique Lumertz de Pinho

Mestrado em Economia Monetária e Financeira

Orientadora:

Diana Elisabeta Aldea Mendes

Professora Associada do Departamento de Métodos Quantitativos
para Gestão e Economia do ISCTE-IUL

Novembro, 2021

“Eu não tenho ídolos. Tenho admiração por trabalho, dedicação e competência.”

Ayrton Senna

Agradecimentos

Gostaria de dedicar esta Dissertação a minha família, meus pais Valdir e Maria Inês, minha irmã Stephanie pelo apoio incondicional neste período de Mestrado. Quero agradecer e parabenizar aos docentes do mestrado em especial a Orientadora Doutora Diana Mendes pelo apoio e flexibilidade durante esta preparação desta Dissertação.

Gostaria de agradecer ao apoio dos discentes de mestrado, aos amigos de Lisboa e ao Senhor Rui Banha pela imensa amizade durante este período. Ao amigo Renato Ely, colega de curso de gestão de clubes de futebol que me proporcionou a oportunidade de trabalhar Athletico Paranaense e a todos os colegas de trabalho.

Resumo

A presente dissertação busca estudar a política monetária do Banco Central Europeu e o efeito Neo Fisheriano, entre os períodos de 199T1 e 2021T2. Para isto, será utilizado as variáveis Real GDP, HICP e Euribor 3M.

Primeiramente foi realizada uma revisão literária sobre o Banco Central Europeu, política monetária e o modelo Neo-Fisheriano, de maneira que foram apontados efeitos empíricos a respeito da política monetária do Banco Central Europeu.

Buscou-se colocar em prática diversas abordagens que colaborem com o efeito Neo Fisheriano, por meio de uma revisão bibliográfica, que exponham modelos e conceito econométricos. Desta maneira, o estudo foi realizado com modelos e métodos macroeconómicos através do software R na aplicação Jupyter Notebook (Anaconda) e executado testes de Raiz Unitária, Cointegração, Modelo VAR, Causalidade à Granger, pressupostos de resíduos e testes estatísticos associados. Desta maneira, foram realizadas previsões que sugerem em possíveis decisões de política monetária do Banco Central Europeu, sendo as variáveis de suma importância para este estudo e que ajudam no efeito Neo-fisheriano. Neste contexto, foi possível demonstrar que após choques monetários a inflação e a taxa de juros não são Cointegradas, possuem Causalidade à Granger entre as variáveis Real GDP e HICP e Euribor3M e que a taxa de juros se direciona para adaptar-se as mudanças na inflação.

Palavras-chave: Política monetária, Efeito Neo-Fisheriano, Banco Central Europeu.

Abstract

This dissertation seeks to study the monetary policy of the European Central Bank and the Neo Fisherian effect between the periods of 199Q1 and 2021Q2. For this, the variables Real GDP, HICP, and Euribor 3M will be used.

First, a literature review was carried out on the European Central Bank, monetary policy, and the Neo-Fisherian model in order to point out empirical effects regarding the monetary policy of the European Central Bank.

We sought to practice several approaches that collaborate with the Neo Fisherian effect through a literature review, which exposes econometric models and concepts. In this way, the study was carried out with macroeconomic models and methods through the R software in the Jupyter Notebook (Anaconda) application and performed tests of Unit Root, Cointegration, VAR Model, Granger Causality, residual assumptions, and associated statistical tests. In this way, forecasts were made that suggest possible decisions of monetary policy of the European Central Bank, being the variables of paramount importance for this study and that help in the Neo-Fisherian effect. In this context, it was possible to demonstrate that after monetary shocks, inflation and interest rates are not Cointegrated.

They have Granger Causality between the variables Real GDP and HICP and Euribor3M and that the interest rate is directed to adapt to changes in inflation.

Keywords: Monetary policy, Neo-Fisherian effect, European Central Bank.

GLOSSÁRIO

BCE – Banco Central Europeu

BCN - Bancos Centrais Nacionais

EU – União Europeia

EUA – Estados Unidos da América

EURIBOR - Taxa de Oferta Interbancária em Euros

IHPC - Índice Harmonizado de Preços do Consumidor

IME - Instituto Monetário Europeu

GDP – Produto Interno Bruto

VAR – Vetor Auto-Regressivo

VECM - Modelos Vetores de Correção de Erro

ZE – Zona Euro

Sumário

1. Introdução.....	12
2. Revisão de Literatura.....	13
2.1 BCE.....	13
2.2 Política Monetária	14
2.3 Política Monetária Banco Central Europeu	15
2.4 Modelo NEO-FISHERIANO.....	17
3 Metodologia.....	18
3.1 Teste de Raiz Unitária.....	18
3.2 Teste de Dickey-Fuller Aumentado	19
3.3 Teste Kwiatkowsky Phillips Schmidt Shin (KPSS).....	20
3.4 Cointegração	20
3.5 Modelo VAR – Vector Autoregression.....	21
3.6 Modelo VECM – Vector Error Correction Model.....	22
3.7 Causalidade à Granger	22
4 Dados	23
5 Conclusão	33
6 Bibliografia	35

Índice de Tabelas

Tabela 1: Valores críticos ADF	20
Tabela 2: Valores críticos teste KPSS	20
Tabela 3: Estatísticas resumidas das variáveis	25
Tabela 4: Testes de raiz unitária (p-value)	25
Tabela 5: Testes de raiz unitária – 1ª diferença (p-value)	27
Tabela 6: Método Engle-Granger	27
Tabela 7: Resultados dos testes	28
Tabela 8: Análise Modelo 1 = VAR lag 1	29
Tabela 9: Análise Modelo 2 = VAR lag 2	29
Tabela 10: Análise Modelo 3 = VAR lag 3	29
Tabela 11: Análise Modelo 4 = VAR lag 4	29
Tabela 12: Teste da Causalidade – VAR 4	29
Tabela 13: Teste da Causalidade – HICP	30
Tabela 14: Erro de Previsão - Real GDP	32
Tabela 15: Erro de Previsão - HICP	32
Tabela 16: Erro de Previsão - Euribor 3M	32

Índice de Figuras

Figura 1: União Económica e União Europeia.....	14
Figura 2: Séries temporais em nível	24
Figura 3: Séries temporais logaritmizadas e na primeira diferença.....	26
Figura 4: Taxa de crescimento.....	27
Figura 5: Previsão Ex-Ante	30
Figura 6: Previsão Ex-Post	31

1. Introdução

Os bancos centrais dos países desenvolvidos reagiram à crise financeira internacional de 2008 por intermédio de uma flexibilização sem precedentes da política monetária, a qual levou rapidamente as taxas nominais de juros de curto-prazo para o seu limite inferior de zero por cento. Desta maneira, procuro compreender se, para aumentar a inflação será necessário aumentar a taxa de juros nominal a longo prazo. Uma vez que desde 11 de Julho de 2012 a taxa de juro do BCE está em zero ou negativa. A situação atual global e da Zona Euro afetada pela pandemia “COVID”, proporciona-nos a oportunidade de pensar e buscar melhores soluções para a inflação. A visão NEO-FISHERIANA atraiu a atenção mundial e consideração política em 2015, porém vem sendo bastante controversa, uma vez que vai contra a visão tradicional da política monetária e económica, uma vez que a hipótese Neo Fisheriana sustenta que a inflação e a taxa de juros nominais andam no mesmo caminho em algumas situações mesmo no curto prazo.

De maneira a alcançar os propósitos da economia, os bancos centrais adotam decisões, essas decisões fazem parte da política monetária.

Dornbusch e Fischer, 1991, constituem uma regra monetária, fundamentada em uma variável de crescimento da oferta monetária, que é baixa quando a taxa de desemprego também for baixa, e é alta quando o desemprego também é. Essa regra cria uma quantidade de estímulos monetários para uma mostra de um ciclo de negócios. Quando se relaciona à taxa de desemprego com o crescimento monetário, uma política cíclica ou anticíclica é obtida.

A inflação proporciona diversas inseguranças na economia, prejudica o crescimento económico com a perda de investimentos. As empresas e a população não conseguem averriguar se os preços estão caros ou baratos quando os preços relativos estão distorcidos. Geralmente a inflação tem maior impacto na população com menor poder aquisitivo, e isto se deve ao fato de não poderem utilizar os instrumentos financeiros. Do mesmo modo, a inflação elevada ajuda a crescer a dívida pública, uma vez que a taxa de juros da dívida pública necessita incluir um prêmio de risco e reparar as dúvidas do efeito da inflação.

Esta dissertação tem como tema de investigação - a hipótese Neo-Fisheriana - implicações empíricas e evidências no BCE. Portanto, é de suma importância a formulação de questões de investigação. O objetivo é perceber essas questões para posteriormente exemplificar o uso do modelo Neo-Fisheriano no Banco Central Europeu.

A questão principal de investigação que será o fio condutor deste estudo é: O BCE utiliza o modelo Neo Fisheriano?

As demais questões que conduziram está dissertação são:

- A inflação e a taxa de juros nominal estão cointegradas com o choque monetário?
- A inflação e a taxa de juros possuem causalidade?

A presente dissertação inicia-se com a Revisão da Literatura. Desta maneira, busca-se analisar várias investigações com o tema em questão, neste contexto será realizada um breve enquadramento do BCE, sua política monetária e o modelo Neo-Fisheriano.

Em seguida, utiliza-se a Metodologia, no qual se expõem os métodos estatísticos e os modelos de séries temporais usufruídos para responder as perguntas do estudo econométrico. Com relação aos Dados, será utilizado um capítulo para examinar os dados considerados e as fontes empregadas. Neste capítulo também serão formuladas as hipóteses para o estudo.

No capítulo de Resultados, é apresentada a resposta da pergunta principal do estudo, conclusões relacionadas às hipóteses formuladas, também como a análise de todos os resultados alcançados.

Por fim, no último capítulo serão apresentadas as principais conclusões referente à esta Dissertação.

2. Revisão de Literatura

2.1 BCE

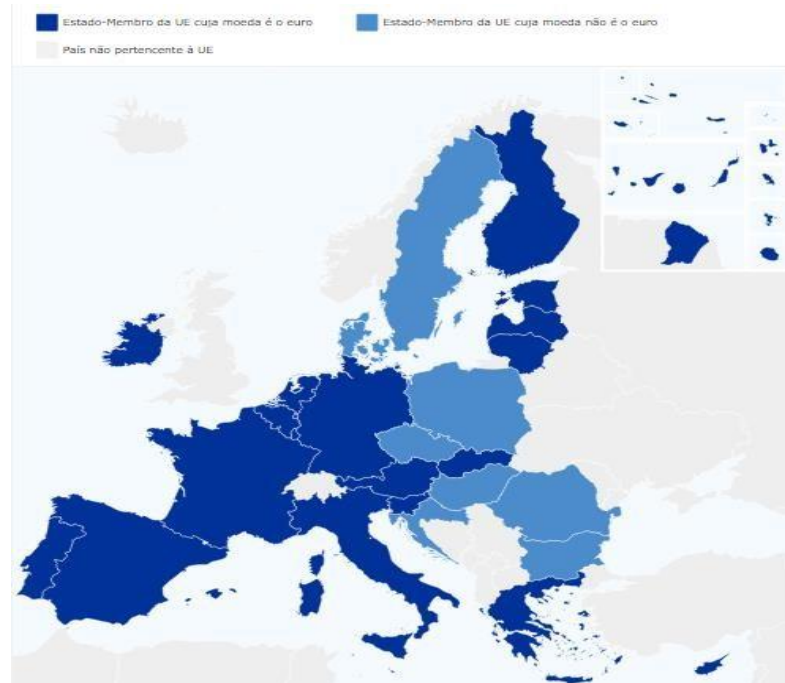
Na data de 1 de Janeiro de 1999 foi criado o Banco Central Europeu – BCE, esta data marcou e constituiu um dos mais importantes momentos na história monetária mundial e principalmente europeia. O BCE surgiu para introduzir uma moeda única num conjunto de países membros, tornando-se uma instituição acima dos interesses individuais e com uma política monetária de conveniência para todos os membros.

Segundo o BCE (2021), houve um processo em 3 partes para criação de uma União Monetária Europeia, onde os países membros utilizam a moeda única, Euro, e usufruem das mesmas taxas de juros, que são propostas pelo BCE.

A primeira parte da criação iniciou entre Julho de 1990 e Dezembro de 1993 onde houve uma total liberalização dos movimentos de capitais na União Europeia (EU), maior cooperação entre bancos centrais e aumento da convergência económica. No período de Janeiro de 1994 e Dezembro de 1998, ocorreu a segunda fase, onde se idealizou o Instituto Monetário Europeu (IME), os bancos centrais foram vetados de financiar o setor público assim como o setor público obter informações privilegiadas de instituições financeiras e uma prudência com défices públicos. No entanto, a última fase iniciou-se em Janeiro de 1999 com o BCE sob responsabilidade da política monetária, fixação das taxas de câmbio e o início da moeda euro com 11 países membros.

Na atualidade, entre os 27 Estados-Membros da EU, 19 aderiram às notas e moedas de euro, formando a área do euro. De maneira formal, com a Comunidade Europeia, Andorra, Mónaco, San Marino e Cidade do Vaticano utilizam o euro, assim como Kosovo e Montenegro, mas sem um acordo formal. A figura 1, demonstra os países membros da EU, os que utilizam a moeda euro e os países que não fazem parte da EU.

Figura 1: União Económica e União Europeia



Fonte: BCE

2.2 Política Monetária

De maneira a alcançar os propósitos da economia, os bancos centrais adotam decisões, essas decisões fazem parte da política monetária. Essas decisões dos bancos centrais procuram interferir a disponibilidade e no custo de moeda em uma determinada economia.

Lopes e Rosseti, 2002, destacam que grande parte dos países aplicam a política monetária como ferramenta governamental para alcançar seus objetivos, como por exemplo: manutenção e desenvolvimento de emprego, estabilidade de preços e controle da inflação, distribuição da renda e da riqueza, desenvolvimento e crescimento económico e equilíbrio do balanço comercial.

Libânio, 2004, neste contexto existem propostas de gestão da política monetária que vem afluindo entre organismos internacionais e diversos bancos centrais. Essas propostas são: procura de independência para o banco central, criação de comitês para conversar a respeito de política, práticas para metas de inflação, publicação de atas das reuniões decisórias, mecanismos de prestação de contas.

Deste modo, a interferência no desempenho dos agentes econômicos na política monetária, perdem ou ganham recursos com a utilização da taxa de juros para controlar

produto e inflação. Como resultado disto, existe a procura de antever possíveis alterações na política monetária pelos mercados financeiros. Contudo, o trabalho de arquitetar uma norma perfeita de política monetária é um quebra-cabeça complicado; isto se deve ao fato das pessoas responsáveis pela política monetária procurar interpretar e compreender os mercados e vice-versa.

A inflação com uma ótima política monetária no curto prazo, perante a choques na economia, consiga englobar uma conciliação entre determinada regra de juros com o estabelecimento de metas de inflação e algum tipo de arbitrariedade.

Taylor, 1993, foi um dos primórdios a retratar como a taxa de juros careceria de um mecanismo de definição, tornando uma atribuição do produto e dos desvios de inflação e seus pertencentes objetivos. O modelo afamado como a Regra de Taylor, antevê a estabilização de curto prazo da economia com uma taxa de juros apropriado, enquanto sustenta ao longo prazo o crescimento.

A meta de inflação e o PIB potencial são duas variáveis que fazem a Regra de Taylor, a qual pode-se ser demonstrada na seguinte equação:

$$i_t = \pi_t + r^* + 0,5(\pi_t - \pi^*) + 0,5(y_t)$$

Desta maneira, é representada por uma relação linear com a taxa de inflação, π_t , uma taxa de juros de equilíbrio, r^* , mais uma soma ponderada entre os desvios: o desvio percentual do PIB potencial e a diferença entre a meta de inflação e a diferença entre taxa de inflação (mensurada pelo deflator do PIB).

Essencialmente, Taylor resumizou uma equação sobre como FED teria de proceder em relação à taxa básica de juros para alcançar as metas para um nível de emprego elevado e uma inflação baixa.

A política monetária pode ser expansionista ou contracionista. A política expansionista busca aumentar a oferta de moedas, reduzindo a taxa de juros para incentivar investimentos privados, sendo geralmente realizada em períodos de crises com intuito de incentivar o consumo, buscando o crescimento da demanda agregada e criar novos empregos. A política contracionista é o contrário da expansionista. Ela busca diminuir a oferta da moeda, aumenta a taxa de juros e reduz os investimentos privados. É uma alternativa para diminuir a procura agregada, o nível de preços quando a economia sofre em períodos de elevada inflação.

De acordo com a sabedoria convencional, aumentos temporários na taxa de juros nominal levam a uma diminuição da inflação e do produto e a um aumento das taxas reais.

2.3 Política Monetária Banco Central Europeu

O BCE (2021), define-se com a instituição oficial da União Europeia, sendo a chave

principal do EUROSSISTEMA e do Mecanismo Único de Supervisão. Atualmente o EUROSSISTEMA é representado por membros da Zona Euro e dezanove Bancos Centrais Nacionais (BCN). Em janeiro de 2021, o BCE aprovou uma nova estratégia de política monetária, onde as decisões do BCE são tomadas por vinte e cinco membros com direito a voto que estabelecem o conselho do BCE. Este conselho é estruturado por seis membros da comissão executiva e pelos governadores dos dezanove BCN da Zona Euro, se reúne de seis em seis semanas, sendo o responsável por decisões relacionadas ao EUROSSISTEMA e definições da política monetária da Zona Euro. O BCE não divulga atas das reuniões e os votos de cada membro, apenas comunica as decisões que considera apropriadas em cada ocasião. Tem como objetivo primordial da política monetária a manutenção da estabilidade de preços, buscando o crescimento económico e a criação de empregos. Desta forma, controla a descida, subida e manutenção das taxas diretoras e para garantir o sucesso da política monetária, o BCE estipulou a estabilidade de preços como um aumento homólogo do Índice Harmonizado de Preços do Consumidor (IHPC) para Zona Euro a 2% no médio prazo. Desta maneira, o BCE considera uma inflação muito superior desfavorável quanto uma inflação muito baixa.

Com intuito de sustentar a meta, o BCE tem dois alicerces: análise económica e análise monetária.

De acordo com o BCE (2021), o conselho do BCE fixa as taxas de juro diretoras para a área do euro da seguinte maneira:

- A taxa de juro das operações principais de refinanciamento (OPR), que fornecem a maior parte da liquidez ao sistema bancário;
- A taxa da facilidade permanente de depósito que os bancos podem utilizar para fazer depósitos *overnight* no EUROSSISTEMA;
- A cedência de liquidez através da taxa da facilidade permanente, a ofertar crédito de *overnight* aos bancos do EUROSSISTEMA.

Desta maneira, uma redução da taxa de juros estimula o produto real e haverá uma tendência de crescimento da inflação. Contudo, por outra perspectiva, se o BCE aumenta a taxa de juros desestimula o produto real e tende a controlar a crescente da inflação.

Segundo Leão et al., 2019, uma descida da taxa de juro provoca efeitos no mercado. Mais precisamente, uma descida na taxa de juro por parte do BCE implica alterações sobre o mercado imobiliário (preço tende a subir); mercado acionista (tende a subir a cotação das ações); mercado obrigacionista (tendência para subida das cotações em bolsa); taxa de câmbio (tendência para depreciar o euro); consumo (efeito positivo); investimento (aumento); exportações (aumento); importações (contração); produto real (expansão); inflação (subida) e emprego (aumento).

2.4 Modelo NEO-FISHERIANO

A visão convencional aborda que a inflação diminui, as taxas de juros nominais crescem no curto prazo após choques positivos de política monetária. Portanto, as variáveis inclinam-se a andar em sentidos contrários no curto prazo.

O efeito Neo-Fisher menciona que há um crescimento na taxa de inflação quando sofre um choque de política monetária permanente, no longo e curto prazo.

Desta forma, Cochrane (2016), define a hipótese Neo-Fisheriana no modelo de Irving Fisher que é a relação de longo prazo entre a taxa de juros nominal e a inflação. O autor aborda que no longo prazo é a troca de posição das variáveis na equação, que segundo os Neo-Fisherianos essa equação é a taxa de juros nominal de equilíbrio (i), igual à taxa real (r) mais a expectativa de inflação futura ($E(p)$). Ou seja:

$$i = r + E(p)$$

Está equação assegura que no caso de aumento na taxa nominal de juros for permanente, haverá uma recuperação na taxa de juros nominal com a inflação no longo prazo.

Cochrane (2014) e Williamson (2014), sugerem a ideia de modelo Neo-Fisheriano, sobre a perspectiva de uma regra de política monetária que visa uma taxa de juros nominal, onde essa taxa deve subir para que a tendência de inflação aumente, pois é a relação de Fisher, a relação proporcional entre as mudanças na taxa de juros nominal e a inflação esperada ou tendencial, que governa o comportamento de longo prazo de ambas as variáveis.

Cochrane (2016 e 2017), Williamson (2016) e Bullard (2010), entre outros, argumentam que a taxa de inflação em muitos países desenvolvidos é baixa devido à baixa taxa de juros nominal. O que deve ser levado em consideração em países como Japão, EUA e os países da Zona Euro.

Schmitt-Grohe e Uribe (2014), justificam a teoria levando em consideração o fato de o Banco Central elevar a taxa de juros nominal, em uma determinada taxa de juros real, então, a taxa de inflação aumentará. O efeito Neo-Fisher aparece em modelos de aperfeiçoamento dinâmico em um determinado período alargado de tempo com o crescimento da taxa de juros. Refere-se que um aumento momentâneo na taxa de juros real se deve ao fato do aumento momentâneo das taxas de juros nominais, o que leva a uma redução no aglomerado inflação e demanda. Todavia, ao longo prazo a inflação não sofre consequências com um crescimento esporádico na taxa de juros nominal. Ao apostado, existe uma ligação contínua entre a inflação considerada e a taxa de juros nominal se existir uma mudança permanente na taxa de juros nominal, descrita como o efeito de Fisher.

Para Uribe (2017), o efeito Neo-Fisheriano é obtido no contexto de modelos de

otimização dinâmica padrão com preços flexíveis ou rígidos, respetivamente. Para compreender a relação entre inflação e a taxa de juros nominal, não se pode apenas diferenciar mudanças transitórias e permanentes na taxa de juros, deve-se levar em consideração se é de longo ou curto prazo.

Uribe (2017), no artigo “*The neo-fisher effect in the United States and Japan*”, investiga os efeitos de um aumento na taxa de juros nominal sobre a inflação e o produto nos Estados Unidos e no Japão durante o período do pós-guerra. Desta maneira, acredita que os aumentos das taxas de juros nominais, que se espera que sejam temporários, ou seja, há um aumento temporário nas taxas reais que é contracionista e deflacionária. Por outro lado, os aumentos das taxas de juros nominais que são percebidos como permanentes causam um declínio temporário nas taxas reais com a inflação ajustando-se mais rápido do que a taxa de juros nominal para um nível permanente mais alto. Ao realizar testes, as respostas mostram que a inflação atinge o seu nível de longo prazo dentro de um ano. Com as taxas reais baixas durante a transição, a economia não sofre perda de produção.

Cowder, (2018), no artigo “*The Neo-Fisherian hypothesis: empirical implications and evidence?*”, busca comprovar se a tendência de inflação pode ser aumentada com o aumento da taxa de juro nominal? Contudo, se a teoria de Fisher se manter a longo prazo, com uma taxa de juros real constante e estável, o aumento da taxa de juros nominal acabará levando a uma taxa de inflação mais alta. O autor exemplifica a hipótese Neo-Fisheriana nos Estados Unidos com a utilização do modelo VAR/VECM e dados sobre a taxa de inflação e várias taxas de juros nominais.

3 Metodologia

Neste capítulo serão apresentados os conceitos, ferramentas e metodologias estatísticas relevantes utilizadas no estudo econométrico em questão, com o fim de obter uma investigação e resultados estatisticamente viáveis.

Para isto, serão utilizados os seguintes métodos e modelos econométricos: os Testes de Raiz Unitária, Cointegração, os modelos *Vector Autoregression* (VAR), *Vector Error Correction* (VECM), a Causalidade à Granger, bem como os pressupostos dos resíduos e os testes estatísticos associados.

3.1 Teste de Raiz Unitária

Os modelos econométricos baseiam a sua aplicabilidade no conceito de estacionaridade, ou seja, a variável (série temporal) em questão deve ter média, variância e co-variância constante ao longo do tempo. Está mesma característica permite decidir se deve-se usar um modelo VAR ou um modelo VECM, se faz sentido estudar relações ao

longo prazo (cointegração) entre as variáveis ou não. Remete-se o fato que uma série com tendência estocástica é não-estacionária (portanto a média e/ou a variância não são constantes).

Em séries temporais há testes próprios para averiguar a não-estacionaridade ou, equivalente, a existência de raiz unitária. Através destes testes é possível estabelecer se uma série possui ou não uma raiz unitária. Vejamos, por exemplo, o modelo seguinte (autorregressivo de ordem 1):

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \theta y_{t-1} + \varepsilon_t$$

No caso de $\theta = 1$, diz-se que y_t é um processo de raiz unitária. Se $-1 < \theta < 1$, e $\beta_1 = 0$ então o processo diz-se estacionário. Sendo assim, o teste de raiz unitária tem como hipótese nula a não-estacionaridade, levando a rejeição da mesma a conclusão de que o processo/série temporal é estacionária.

Portanto, uma série não-estacionária é uma série que possua raiz unitária, de modo que se faz necessário aplicar o método de diferenciação para conferir à estacionariedade, isto é,

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1}, \Delta^2 y_t = \Delta(\Delta y_t), \dots$$

Fala-se em integrada de ordem um e denota-se por $I(1)$, após a primeira diferenciação uma série temporal não-estacionária. Portanto, uma série diz-se $I(d)$ se for necessário diferenciar d vezes para ficar estacionária.

3.2 Teste de Dickey-Fuller Aumentado

O teste Dickey-Fuller é empregue para averiguar se uma raiz unitária está aplicada em um modelo autorregressivo. Sendo a maneira mais fácil de se testar uma raiz unitária, contudo em grande parte de séries temporais é necessário utilizar o teste Dickey-Fuller Aumentado. Para se rejeitar uma hipótese de que existe raiz unitária se leva em consideração o quanto a estatística-teste é negativa, quanto mais negativa for, maior é a rejeição, e, portanto, no caso de a estatística do teste ADF ser positiva, decide-se por não rejeitar a hipótese nula de raiz unitária.

O teste de Dickey-Fuller Aumentado está demonstrado pela seguinte maneira:

$$\Delta X_t = (\rho - 1)X_{t-1} + \sum \beta_i X_{t-i} + \varepsilon_t$$

Onde leva em consideração um número desconhecido de diferenças desfasadas da variável dependente com o intuito de conseguir a ausência de autocorrelação no modelo.

Tabela 1: Valores críticos ADF

Valores críticos ADF				
	Sem tendência		Com tendência	
Tamanho da amostra	1%	5%	1%	5%
T = 25	-3,75	-3,00	-4,38	-3,60
T = 50	-3,58	-2,93	-4,15	-3,50
T = 100	-3,51	-2,89	-4,04	-3,45
T = 250	-3,46	-2,88	-3,99	-3,43
T = 500	-3,44	-2,87	-3,98	-3,42
T = ∞	-3,43	-2,86	-3,96	-3,41

Fonte: Fuller (1979)

Na Tabela 1 apresentem-se os valores críticos para o teste ADF.

3.3 Teste Kwiatkowsky Phillips Schmidt Shin (KPSS)

O teste KPSS não testa a existência de raiz unitária e é utilizado para comprovar a estacionariedade da série. Para Soukhakian (2007), o teste KPSS exclui o problema de falta de eficácia do teste ADF em relação a processos estacionários que estejam próximos da raiz unitária, isto é, quando $\theta \simeq 1$. O teste KPSS apresenta as seguintes hipóteses:

H_0 : Série estacionária vs.

H_1 : Série não-estacionária

Tabela 2: Valores críticos teste KPSS

Modelo	1%	5%	10%
Constante	0.744	0.461	0.347
Com tendência	0.218	0.148	0.119

Fonte: Sephton (1994)

Em casos que o valor da estatística de teste KPSS seja maior ao valor crítico associado, a hipótese nula é rejeitada e concluir-se que a série possui raiz unitária, isto é, a série é não-estacionária.

3.4 Cointegração

Caso em qual tem-se um conjunto de séries não-estacionárias, integradas de ordem 1, faz sentido analisar se existem relações de longo-prazo entre as variáveis, pelo intermédio de cointegração.

$$y_t = \beta x_t + \mu_t$$

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t + \mu_t$$

Para Harris, 1995, o conceito de cointegração indica a existência de um equilíbrio de longo prazo, para o qual o sistema econômico converge no tempo.

O Modelo Engle-Granger

De modo a confirmar se existe correlação entre variáveis é necessário utilizar o método de Engle e Granger (1987), que consta de dois passos:

1. Utilizando o teste de ADF, onde busca-se averiguar a estacionariedade das séries. De maneira que para existir a chance de uma cointegração é necessário que as séries não sejam estacionárias;
2. Através de duas variáveis não estacionárias, é possível realizar uma regressão e compreender a estacionariedade dos resíduos. Portanto, se os resíduos forem não estacionários, trata-se de uma regressão espúria, e, no outro sentido, se os resíduos forem estacionários, há cointegração entre as séries não estacionárias.

Porém, o modelo de Engle-Granger demonstrar algumas deficiências como a presença de múltiplos vetores de cointegração e o obstáculo de gerar resultados homogêneos na previsão da regressão de cointegração de cada hipótese simulada. Pelo fato de ser uma análise bivariada e com baixa segmentação acaba por ser ineficiente para reparar a alternativa de ajuste linear dos vários vetores de cointegração ante a modelos multivariados.

3.5 Modelo VAR – Vector Autoregression

Sims (1980), apresentou o modelo VAR (Vector Autoregression) onde propôs que este modelo colaborou para averiguar a performance de *forecasting* de séries temporais, criar e ponderar modelos economicos e verificar possíveis efeitos macroeconomicos relativamente a política monetária.

Melo (2019), mostrou como Sims (1980) definiu de uma forma básica, um modelo VAR de ordem p , $VAR(p)$, isto é:

$$X_t = B_0 + B_1 X_{t-1} + \dots + B_p X_{t-p} + u_t$$

onde $X_t = (X_{1t}, \dots, X_{kt}, \dots, X_{Kt})$, $k = 1, \dots, K$ são variáveis endógenas,

B_i são matrizes de coeficientes de tipo $(k \times k)$, $i = 1, \dots, p$,

u_t é o erro (ruído branco), cujo valor esperado é zero e a matriz de covariância é definida positiva e não está correlacionado com X_{t-1}, \dots, X_{t-p} .

O $VAR(p)$ produz séries temporais estacionárias, ou seja, após um shock, a série retorna para o equilíbrio de curto prazo, e isto se deve ao fato de ser estável. O modelo VAR

não é o mais apropriado para variáveis não estacionárias pelo motivo de captar uma regressão viciada (espúria). Deste modo, para arrumar a regressão viciada deve-se utilizar a Estratégia de Newbold Granger, onde o modelo VAR utiliza as séries nas primeiras diferenças para excluir o risco da não-estacionariedade.

3.6 Modelo VECM – Vector Error Correction Model

Importa estudar que tipo de modelos podem ser usados quando a regressão de séries não-estacionárias não é espúria, ou seja, quando existe uma relação de cointegração, uma vez que o modelo VAR não é o mais apropriado na presença de cointegração e raízes unitárias.

Desta maneira, definiu-se o modelo VECM (vetorial de correção de erro) que levada pela cointegração se adapta para conservar em longo prazo as relações dinâmicas entre as variáveis. Portanto, levando em consideração o modelo VAR descrito anteriormente, é possível gerar o VECM, fazendo algumas operações algébricas simples na expressão do VAR. Assim, pela subtração de termos desfasados da variável X_t e reordenação dos termos, obtém-se a seguinte expressão geral para um modelo VECM:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + u_t$$

Desta maneira, $\Pi = -I + \sum_{i=1}^{p-1} B_i$ é a matriz de informação de longo prazo (relação de cointegração), que pode ser reescrita na seguinte forma:

$$\Pi = \alpha\beta'$$

onde α representa a matriz de ordem $k \times n$ da velocidade de ajustamento ao desequilíbrio e β representa a matriz de ordem $k \times n$ dos coeficientes de longo prazo, ou seja, os r vetores cointegrantes.

Desta forma, o teste de cointegração corresponde ao estudo da característica da matriz Π , que sobretudo constitui-se em estabelecer o número de vetores cointegrantes na matriz β .

3.7 Causalidade à Granger

A causalidade de Granger é um método estatístico para estudar ligações casuais entre variáveis (Granger, 1969), determinando se uma série temporal é útil na previsão de outra.

O termo causalidade significa que há uma correlação entre o valor atual de uma variável e os valores desfasados de uma outra variável. Se os valores anteriores de X podem prever o valor atual de Y, é dito que a variável X "causa Granger" variável Y. Se for utilizado o modelo VAR como exemplo:

$$Y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_k y_{t-k} + \alpha_1 x_{t-1} + \alpha_2 x_{t-2} + \alpha_q x_{t-q} + u_t,$$

Para esta equação, se todos os coeficientes α nos valores defasados de X forem significativos, então diz-se que “X causa Granger a variável Y”. É chamada de causalidade unidirecional se X causa Granger Y, mas, Y não causa Granger X, e temos causalidade bidirecional se X causa Y e vice-versa (Brooks, 2008).

Logo, na Causalidade de Granger para identificar se há relação de causalidade entre as séries X e Y, utilizando o valor de prova, ou seja, para

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_q = 0$$

Se o p-value > 0.05 , não rejeito hipótese nula, ou seja, a variável X não causa Granger Y. Em consequência, se p-value < 0.05 , então rejeite-se a hipótese nula, ou seja, a variável X tem relação de causalidade (unidirecional) com Y.

O teste de causalidade de Granger só pode mostrar se duas variáveis têm impacto significativo uma sobre a outra, não dá nenhuma informação sobre quanto tempo vai durar.

4 Dados

Neste capítulo aborda-se brevemente os dados do Banco Central Europeu utilizados neste estudo empírico.

O estudo baseia-se no efeito Neo Fisheriano, com a utilização de séries temporais macroeconómicas. As séries utilizadas são o produto interno bruto real (GDP), inflação (HICP) e taxa de juros (EURIBOR).

Serão estimados dados trimestrais, agregados para a Zona Euro, para o período compreendido entre o primeiro trimestre de 1999 (Q1-1999) e segundo trimestre de 2021 (Q2-2021), tendo-se obtido uma amostra de noventa observações. Portanto, estamos na presença de dados de natureza cronológica ou séries temporais (*time series*), na medida em que os dados foram recolhidos ao longo de um determinado período sequencial de tempo.

Todos os dados foram obtidos com recurso à base de dados da plataforma da Bloomberg, FRED e BCE. Em relação ao produto, optou-se pela utilização do produto real, para excluir os efeitos sazonais, calculando o volume em cadeia e adaptado a sazonalidade.

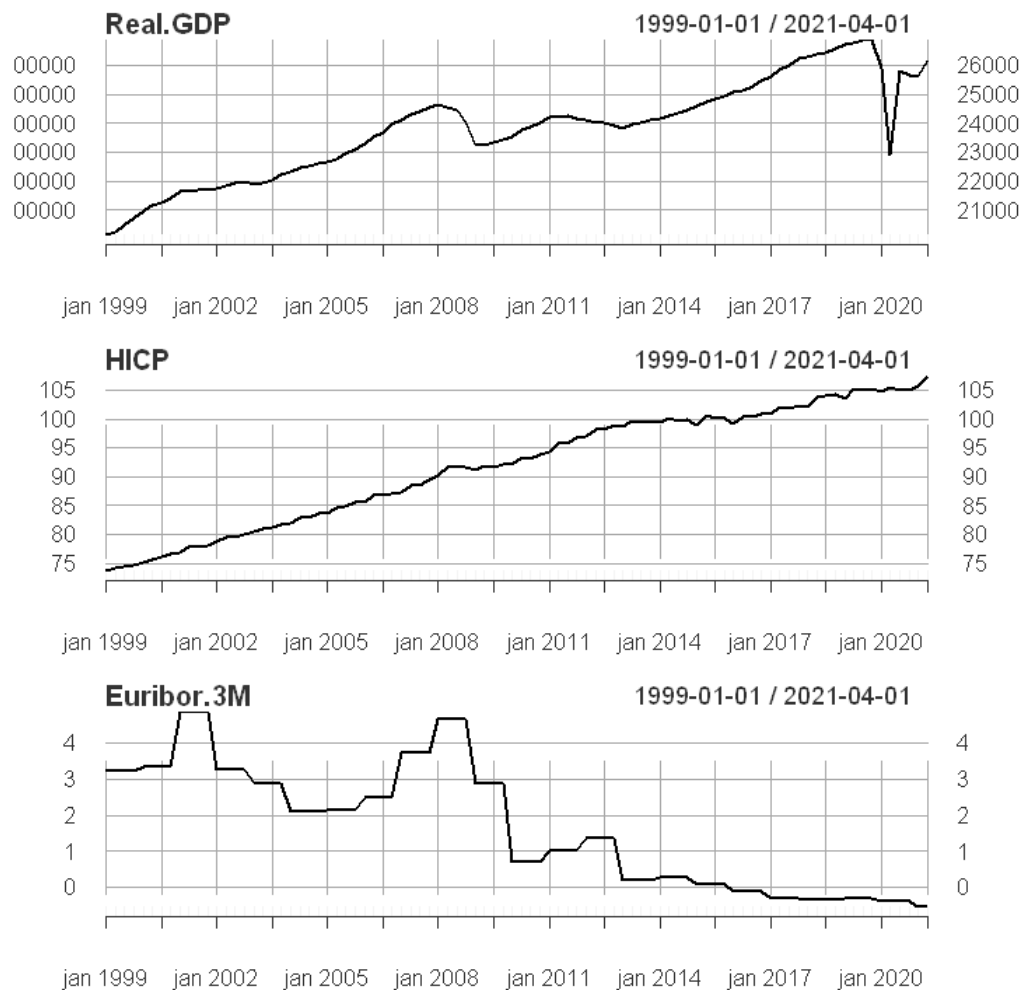
Para analisar as séries temporais foi utilizado o software R na aplicação Jupyter Notebook (Anaconda). Deste modo após a importação das variáveis diretamente da web (scraping) pelo uso de funções especializadas do software, os dados foram transformados em séries temporais para se poder proceder para a sua análise.

Ao realizar o carregamento de dados no Jupyter, faz-se necessário, primeiramente, representar os dados graficamente para uma análise preliminar da estacionariedade das séries. Em outras palavras, verificar se os dados oscilam sobre uma média constante,

aleatoriamente no tempo, com a variância das flutuações permanecendo em equilíbrio estável. Desta maneira os figuras dos dados serão analisados a seguir.

Os dados extraídos para as variáveis: produto interno bruto real (Real.GDP), inflação HICP (HICP), e taxa de juros EURIBOR 3M (EURIBOR.3M), são representadas na figura 2 abaixo:

Figura 2: Séries temporais em nível



Na análise da figura 2, podemos identificar claramente que todas as séries possuem tendência estocástica, portanto, não oscilam sobre uma média constante. Desta forma, podemos preliminarmente dizer que as séries são não estacionárias. Na tabela 3, podemos verificar as estatísticas descritivas resumidas das variáveis em estudo.

A série Real GDP pode-se notar que o produto interno bruto demonstra uma tendência de alta após a crise de 2008, permanecendo até o período 2019T4, onde atingiu o pico histórico. A pandemia do COVID19, afetou drasticamente o GDP em 2020T1, gerando uma grande recessão econômica. O HICP tem uma tendência linear, com uma tendência de crescimento e atingiu o pico no último trimestre estudado, 2021T2.

A taxa Euribor 3M, vem diminuindo deste o período 2008T1, começou a ter taxas próximas a zero em 2013T1 e atingiu as taxas negativas em 2016T1 e permanecem até o

momento.

Tabela 3: Estatísticas resumidas das variáveis

	MIN	1ST QUARTER	MEDIAN	MEAN	3RD QUARTER	MAX
Real GDP	2014344	2253640	2401860	2381304	2480632	2686430
HICP	73.63	83.15	92.63	91.93	100.18	107.42
EURIBOR 3M	-0.55	0.08	1.36	1.67	3.25	4.86

Análise da estacionariedade das variáveis (testes ADF, PP, KPSS)

Temos que comprovar a não-estacionariedade das séries temporais estatisticamente, fazendo um estudo dos teste de raiz unitária e estacionariedade.

Desta maneira, foi utilizado três testes – dois de raiz unitária e um de estacionariedade, de modo a aplicá-los em conjunto para garantir a (não)estacionariedade da série: teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e teste de Phillips-Perron (PP) que possuem as seguintes hipóteses:

H0 : Existe raiz unitária

H1 : Não existe raiz unitária

E o teste KPSS, onde a hipótese nula deste teste é igual às hipóteses alternativas nos testes anteriores.

Na aplicação dos testes busca-se verificar os P-Values gerados em cada um dos testes. Assim nos testes ADF e PP se o P-Value for maior que 0.05, não rejeito a hipótese nula, ou seja, há raiz unitária (não estacionariedade), se for menor, não há raiz unitária, portanto a série é estacionária. Para o teste KPSS, como já informado, a análise do P-Value será feita de forma contrária. Neste sentido, temos os seguintes resultados:

Tabela 4: Testes de raiz unitária (p-value)

Testes Raiz Unitária	ADF	PP	KPSS
Real.GDP	0.2717	0.02173	0.01
HICP	0.4417	0.8361	0.01
EURIBOR 3M	0.1043	0.2748	0.01

As 3 séries, Real GDP, HICP e Euribor 3M, nos Testes ADF possuem P-Value superiores que 0.05, portanto há raiz unitária, não há estacionariedade, pois não se rejeita a hipótese nula.

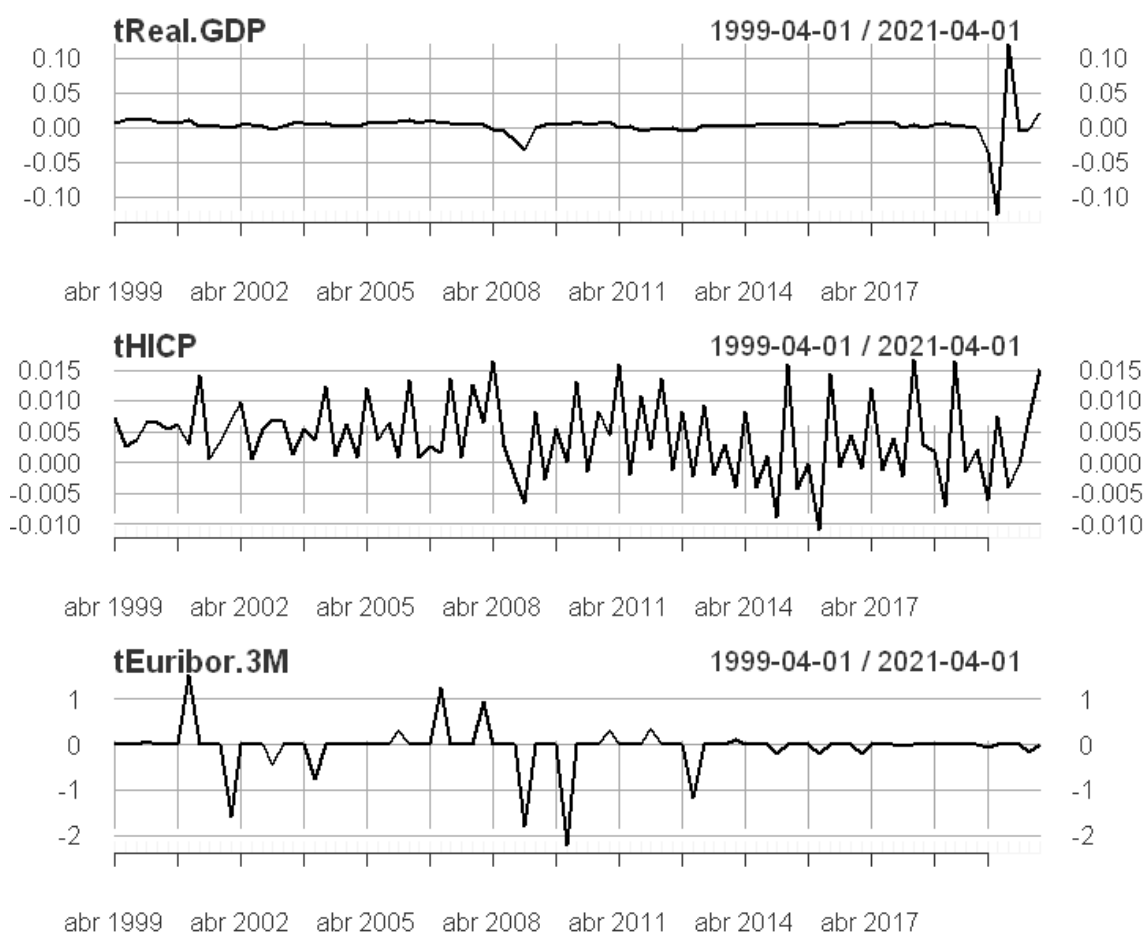
No teste PP realizado, as séries HICP e Euribor 3M possuem P-Value maior que 0.05, logo, não se rejeita a hipótese nula, existe raiz unitária. Porém, no teste realizado com a série

Real GDP, a série apresentou P-value inferior a 0.05, por isso, rejeita-se a H0.

No teste KPPS, as séries apresentaram P-value inferiores a 0.05, desta forma, rejeita-se a hipótese nula e confirma-se que todas as séries são não estacionárias.

De modo a investigar as séries temporais, é necessário transformar os dados originais, o que é possível através da aplicação de diferenças nos logaritmos dos dados (taxas de crescimento) da série original, até se obter uma série estacionária. Porém, a taxa Euribor 3M em determinado momento possui taxas negativas, o que impossibilita logaritmizar. Por este motivo, foi apenas calculado a primeira diferença. Deste modo, seguimos a trabalhar com 89 dados (trimestrais). Assim sendo está representado graficamente a primeira diferença com intuito de averiguar a estacionariedade com figura 3 a seguir:

Figura 3: Séries temporais logaritmizadas e na primeira diferença



Após a aplicação de diferenças nos logaritmos dos dados, é necessário fazer novamente os testes de raiz unitária para verificar se há estacionariedade nas taxas de crescimentos, em outras palavras, se as séries são integradas de ordem 1.

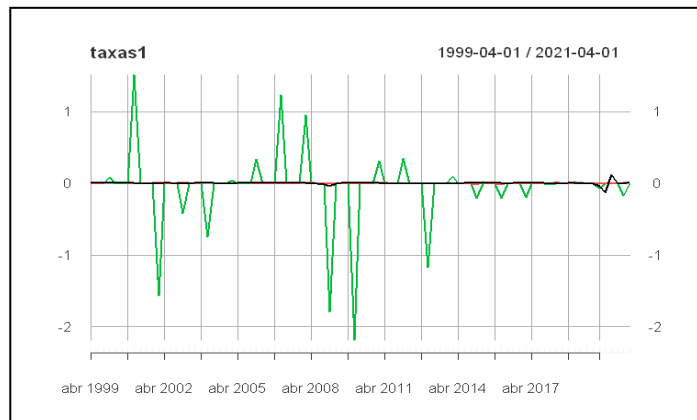
Tabela 5: Testes de raiz unitária – 1ª diferença (p-value)

Testes Raiz Unitária (1ª dif)	ADF	PP	KPSS
Real.GDP	0.01	0.01	0.1
HICP	0.01093723	0.01	0.02475
EURIBOR 3M	0.02364018	0.01	0.1

Após realizar o teste de raiz unitária para as séries na 1ª diferença, foi possível confirmar que todas as séries nos testes ADF e PP são estacionárias, não existem raiz unitária, pois possuem P-Value menor que 0.05. Em relação ao teste KPSS, duas das séries nas primeiras diferenças - Real GDP e Euribor 3M - possuem P-Value superiores que 0.05, portanto há estacionariedade e para HICP rejeita-se a hipótese nula, logo as taxas de HICP são não-estacionárias. Desta maneira, pela regra de aceitação geral, as séries devem passar em pelo menos 2 dos 3 testes e como todas as séries passaram nos testes, podemos concluir que todas as séries (Real.GDP, HICP, EURIBOR.3M) são integradas de ordem (1), isto quer dizer, estacionárias após a primeira diferença, como demonstrado nos testes ADF, PP e KPSS.

Deste modo, segue abaixo representação única das três taxas de crescimento como se observa na figura xx:

Figura 4: Taxa de crescimento



A metodologia de Engle-Granger, foi utilizado para o teste de cointegração, onde os resíduos são obtidos através da regressão entre as pares das 3 variáveis, como demonstrado na tabela 6:

Tabela 6: Método Engle-Granger

Teste de cointegração	ADF
Resíduo 1 - Real.GDP - HICP	0.2757
Resíduo 2 - Real.GDP - Euribor.3M	0.2112
Resíduo 3 - HICP - Euribor.3M	0.08858

Todos os p-values são maiores que 0.05, não rejeitam hipótese nula, assim, todos os resíduos dos modelos de regressão linear são não-estacionários, portanto as séries não são

cointegradas. Desta maneira, podemos responder a questão de investigação se a inflação e a taxa de juros nominal estão cointegradas com o choque monetário? Para responder a questão pode-se verificar na tabela 6, o HICP e a Euribor 3M, não são cointegradas, não existindo assim um equilíbrio ao longo prazo entre as variáveis macroeconómicas.

Como soma dos resultados do estudo da estacionariedade/cointegração das séries temporais em estudo, apresenta-se a tabela 7:

Tabela 7: Resultados dos testes

Séries	Resultados
Real.GDP	Integrada ordem 1
HICP	Integrada ordem 1
EURIBOR 3M	Integrada ordem 1
Resíduos	Não estacionários (séries não cointegradas)

Deste modo, como as séries temporais são não-estacionárias em nível, mas não são cointegradas, devemos aplicamos um modelo VAR (autorregressivos vetoriais) para as séries nas primeiras diferenças. Se houvesse pelo menos uma relação de cointegração deveríamos usar um modelo VECM.

A utilização do modelo VAR propõe a escolha inicial do número adequado de defasamentos (lags) a serem utilizados. Logo, utilizando os critérios de informação AIC (Akaike) e SIC (Schwarz), concluímos que devemos usar no modelo entre 1 (SC) a 4 (AIC) lags.

Neste sentido, se inicia com a estimação do modelo VAR com 1, 2, 3 e 4 lags para as 2 séries logaritmizadas, Real GDP e HICP, na primeira diferença, e em seguida, verificar os pressupostos dos resíduos para garantir que temos ruído branco e validar o modelo VAR, ou seja, ausência de autocorrelação, heterocedasticidade, ou normalidade dos erros, de acordo com os seguintes critérios:

Teste de autocorrelação:

P-Value < 0.05, ou seja, existe autocorrelação, resíduos não são independentes.

P-Value > 0.05, ou seja, não existe autocorrelação, resíduos são independentes.

Teste de Heterocedasticidade:

P-Value < 0.05, resíduos não têm variância constante.

P-Value > 0.05, resíduos têm variância constante.

Teste de Normalidade:

P-Value < 0.05, resíduos não têm distribuição normal.

P-Value > 0.05, resíduos têm distribuição normal.

Os resultados podem ser verificados nas tabelas 8, 9, 10 e 11 a seguir:

Tabela 8: Análise Modelo 1 = VAR lag 1

VAR (Lag 1)	P-Value	Resultado
Autocorrelação	0.0103	Resíduos não são independentes
Heterocedasticidade	2.184e-07	Resíduos não tem variância constante
Normalidade	2.2e-16	Resíduos não tem distribuição normal

Tabela 9: Análise Modelo 2 = VAR lag 2

VAR (Lag 2)	P-Value	Resultado
Autocorrelação	0.0002085	Resíduos não são independentes
Heterocedasticidade	9.583e-06	Resíduos não tem variância constante
Normalidade	2.2e-16	Resíduos não tem distribuição normal

Tabela 10: Análise Modelo 3 = VAR lag 3

VAR (Lag 3)	P-Value	Resultado
Autocorrelação	0.1198	Resíduos são independentes
Heterocedasticidade	0.0001756	Resíduos não tem variância constante
Normalidade	2.2e-16	Resíduos não tem distribuição normal

Tabela 11: Análise Modelo 4 = VAR lag 4

VAR (Lag 4)	P-Value	Resultado
Autocorrelação	0.99	Resíduos são independentes
Heterocedasticidade	0.0001316	Resíduos não tem variância constante
Normalidade	2.2e-16	Resíduos não tem distribuição normal

Como a análise dos pressupostos dos resíduos para as taxas de crescimento com 1, 2, 3 e 4 lags, verifica-se que não existe autocorrelação nos resíduos para o modelo VAR com 3 lags e com 4 lags, ou seja, resíduos independentes, e foi verificado que não há variância constante e distribuição normal. Porém, os resíduos nos modelos VAR com lags 1 e 2, verifica-se que existe autocorrelação, ou seja, não são independentes e foi verificado que não há variância constante e distribuição normal. Dentro dos modelos estimados iremos prosseguir com o modelo VAR (4).

Faz-se necessário ainda aplicar o Teste de Causalidade de Granger para identificar se há relação de causalidade entre as séries, conforme as tabelas 12 e 13:

Tabela 12: Teste da Causalidade – VAR 4

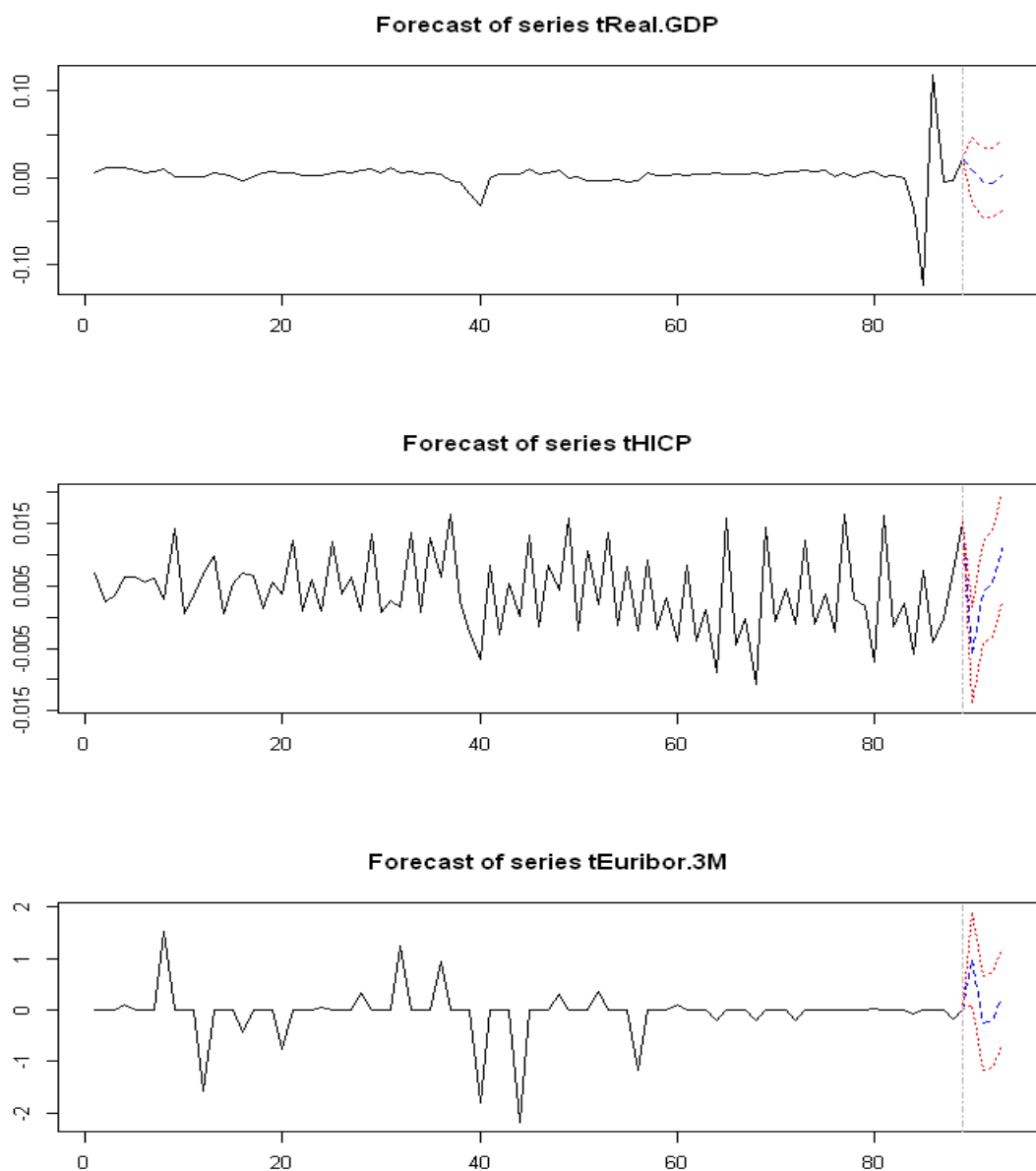
Real.GDP		Resultado
P-Value	0.00251	O Real.GDP tem causalidade no HICP e Euribor.3M

Tabela 13: Teste da Causalidade – HICP

HICP		Resultado
P-Value	0.1622	O HICP não tem causalidade na Euribor.3M e Real.GDP

Portanto, no teste de causalidade de Granger, no Real GDP, rejeita-se a hipótese nula nos testes e possui causalidade com as variáveis HICP e Euribor 3M, ou seja, há relação de causalidade de Granger entre elas, significando que o modelo é adequado para a realização de previsões. Com relação ao teste de causalidade em HICP, não rejeita-se a hipótese nula, portanto, está variável não possui causalidade com as demais.

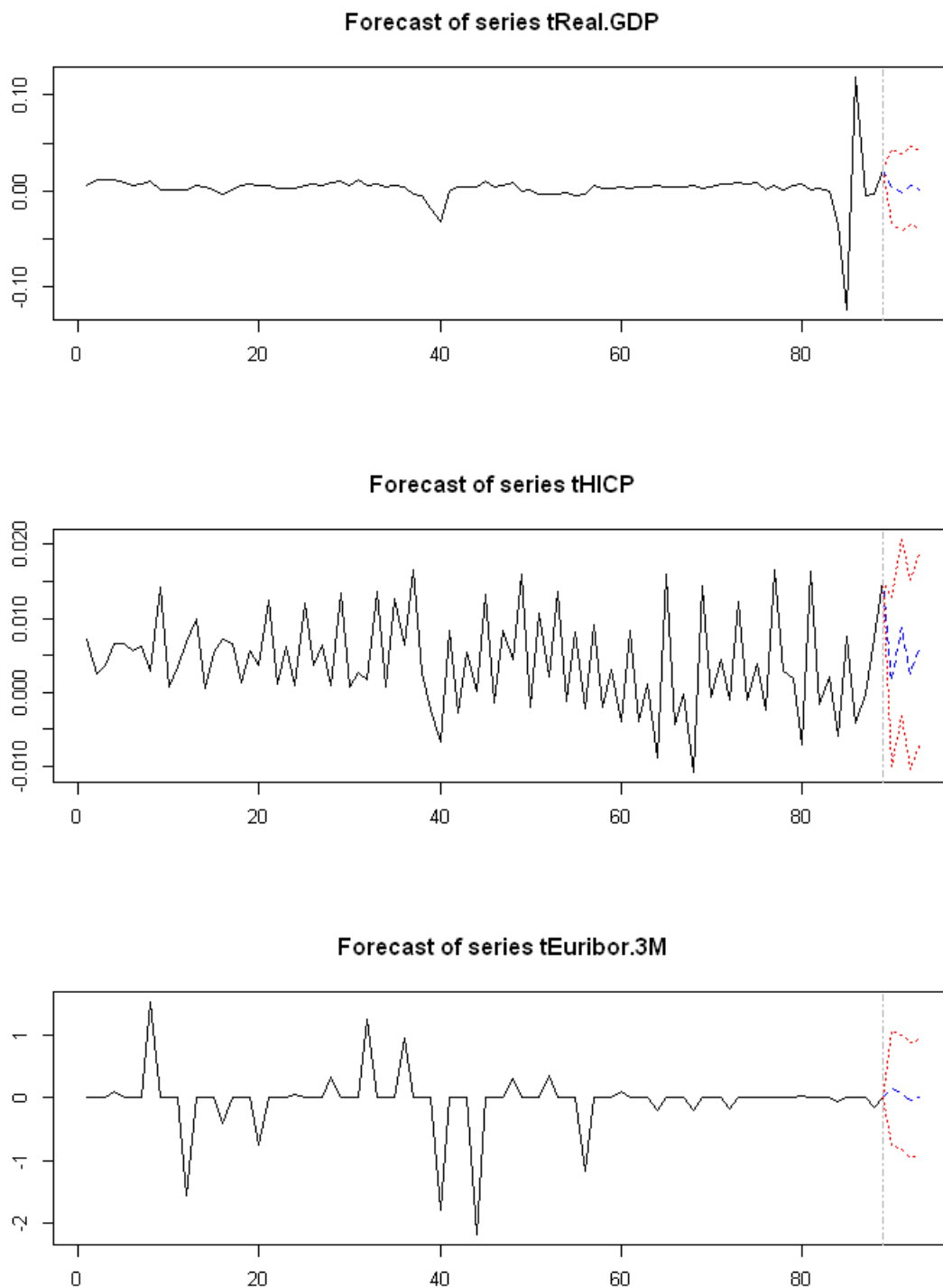
Figura 5: Previsão Ex-Ante



Após a previsão ex-ante, foi realizada uma previsão ex-post para comparar os dados previstos pelo modelo com os dados reais da série, logo após a primeira diferença e diminuída a série em 1 trimestre, ou seja, para o período entre 01-04-1999 e 01-04-2021, permanecendo trimestral, mas agora com 89 dados.

Em seguida, foi estimado um novo modelo multivariado VAR com 4 lags para as 3 séries (logaritmizadas e na primeira diferença e sem os últimos 4 valores). E a previsão ex-post conforme figuras a seguir:

Figura 6: Previsão Ex-Post



Desta maneira, a analisar as tabelas 14, 15 e 16, podemos averiguar a eficiência das previsões, utilizando uma simples observação de valores previstos com valores reais e

verificando se o erro de previsão é baixo. Para a variável GDP, observa-se um erro por excesso com alguma significância. A análise da tabela 15 permite concluir que o erro de previsão de HICP é bastante baixo, uma vez que o valor previsto é muito próximo do valor real da taxa de juros de HICP. Como GDP causa Granger a taxa de inflação, esta causalidade reflete-se no erro de previsão. Contudo, a tabela 16, demonstrou que o modelo VAR será inadequada para prever a taxa de juros, visto que o valor previsto e o real gerou um erro de previsão bastante alto. Tendo em conta as taxas de juros nulas e negativas e as sucessivas intervenções do Banco Central, este resultado de previsão não é uma surpresa, apenas fortalece a importância em usar modelos econométricos avançados (não-lineares) para refletir as políticas monetárias não-convencionais.

Tabela 14: Erro de Previsão - Real GDP

Data	tReal.GDP	Previsao Real.Gdp	Erro Previsão
2020-07-01	0.118932057	0.008924815	0.110007242
2020-10-01	-0.004242285	-0.00491647	0.000674185
2021-01-01	-0.002878883	-0.005581725	0.002702842
2021-04-01	0.022038635	0.003048084	0.018990551
Total			0.13237482

Tabela 15: Erro de Previsão - HICP

Data	tHICP	Previsao tHICP	Erro Previsão
2020-07-01	-0.0040849342	-0.006150123	0.002065189
2020-10-01	-0.0001904037	0.004114900	-0.004305304
2021-01-01	0.0073044958	0.005334362	0.001970134
2021-04-01	0.0151958651	0.011177534	0.004018331
Total			0.00374835

Tabela 16: Erro de Previsão - Euribor 3M

Data	tEuribor 3M	Previsao tEuribor 3M	Erro Previsão
2020-07-01	0.00	0.9989909	-0.9989909
2020-10-01	0.00	-0.2557884	0.2557884
2021-01-01	-0.17	-0.1941677	0.0241677
2021-04-01	0.00	0.2644078	-0.2644078
Total			-0.9834426

5 Conclusão

O presente trabalho buscou identificar, através da análise de séries temporais, utilizando o software R, de que forma os níveis Produto Interno Bruto Real, HICP e Euribor 3m impactam nas decisões do BCE, ou o contrário. A investigação elaborada orientou-se a determinar a melhor previsão possível para decisões monetárias do BCE com relação a taxa de juros (Euribor 3M) e HICP. Optou-se por trabalhar com 90 dados, com frequência trimestral e entre período de 01-01-1999 e 01-04-2021.

O BCE busca uma inflação a 2% no médio prazo, portanto considera tanto uma inflação muito baixa desfavorável quanto uma inflação superior. Na teoria, quando o BCE possui uma inflação mais baixa deverá estabelecer a taxa de juros o mais baixo admissível. Como a taxa de juros no BCE está negativa há bom tempo, mais de uma década, os mercados avaliam que ela será mantida em um período longo indeterminado. Para isso, se fez necessário estudar a estacionariedade das séries através dos Teste de Raiz ADF e a estacionariedade de KPSS e, de maneira prevista pela reprodução gráfica das séries, as mesmas constataam não ser estacionárias.

De modo a investigar as séries temporais, é necessário transformar os dados originais através da aplicação de diferenças nos logaritmos dos dados (taxas de crescimento) da série original, até se obter uma série estacionária. Porém, a taxa Euribor 3M em determinado momento possui taxas negativas, o que impossibilitou logaritmizar. Por este motivo, foi apenas calculado a primeira diferença. Após a primeira diferença foi possível constatar novamente que as séries não são estacionárias.

A metodologia de Engle-Granger, foi utilizado para o teste de cointegração, onde os resíduos são obtidos através da regressão entre as pares das 3 variáveis e os resíduos dos modelos de regressão linear demonstraram serem não-estacionários, portanto as séries não são cointegradas. Como o HICP e a Euribor 3M, não são cointegradas, para o efeito Neo-Fisheriano, não existe assim um equilíbrio ao longo prazo entre as variáveis macroeconômicas.

A previsão de erro na variável GDP foi possível observar um erro com significância, na variável HICP o erro bastante baixo e que na variável Euribor 3M como inadequada no modelo VAR, uma vez que o valor previsto e o real gerou um erro de previsão bastante alto. De maneira que as taxas de juros utilizadas pelo Banco Central Europeu e suas intervenções, o resultado de previsão compactua com a suma relevância em utilizar modelos econométricos avançados (não-lineares) de modo a retratar as políticas monetárias não-convencionais.

O estudo demonstra que a inflação e a taxa de juros nominal não estão cointegradas após um choque monetário e demonstra que a taxa de juros terá períodos de inflação alta e baixa. Para concluir, espero que este trabalho possa ser analisado e melhorado com o efeito

Neo Fisheriano e o Banco Central Europeu.

6 Bibliografia

Banco Central Europeu (2021). Organização. Acedido em 14/01/2021 Disponível em: <https://www.ecb.europa.eu>

Cochrane J. (2014), The Neo-Fisherian question. Acedido em: 05/12/2020. Disponível em: <http://johnhcochrane.blogspot.com/2014/11/the-neofisherian-question.html>.

COCHRANE, J.H., Michelson-Morley, Occam and Fisher: The Radical Implications of Stable Inflation at Near-Zero Interest Rates; Dec.2016. Acedido em: 10/01/2021 Disponível em <http://faculty.chicagobooth.edu/john.cochrane>.

Crowder, W.J. (2018), “The Neo-Fisherian Hypothesis: Empirical Implication and Evidence?”, *Empirical Economics*: <https://doi.org/10.1007/s00181-018-1591-8>

Dickey, D. A., Fuller, W. A., (1979), Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root, *Journal of the American Statistical Association* 74, 427-431

Engle, R. F., Granger, C. W. J., (1987), Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing, *Econometrica* 55, 251-276.

Granger, C., (1969), Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods, *Econometrica*, Vol. 37, No. 3, 424–438

Fava, V.L, Cati, R.C. (1995), Mudanças no comportamento do PIB brasileiro: uma abordagem econométrica. *Pesquisa e planejamento econômico*.

Fuller, W. A (1976), *Introdução às séries temporais estatísticas*. Nova York: John Wiley and Sons. ISBN 0-471-28715-6.

Garín, J., Lester, R. and Sims, E. (2018), "Raise Rates to Raise Inflation? Neo-Fisherianism in the New Keynesian Model". *Journal of Money, Credit and Banking* 50, 243-259.

Gujarati, D. N.; Porter, D. C.(2011), *Econometria Básica*. 5^o edição, Porto Alegre: AMGH.

Gürkaynak R.S., Swanson E., Levin A. (2010), “Does Inflation Targeting Anchor Long-Run Inflation Expectations? Evidence From the U.S., UK, and Sweden”, *Journal of the European Economic Association*, 8, pp. 1208-1242.

Harris, R.I.D. (1995), *Using cointegration analysis in econometric modelling*. London.

Ip, G. (2015), "Could Higher Interest Rates Lead to Higher Inflation? Explaining NeoFisherism" *The Wall Street Journal*, Dec. 8.

Jung, T., Teranishi, Y., Watanabe, T. (2005), “Optimal Monetary Policy at the ZeroInterest-Rate Bound”, *Journal of Money, Credit and Banking* 37, pp 813-835.

Leão, Emanuel, Leão, Pedro; Lagoa, Sérgio (2019), *Política Monetária e Mercados Financeiros*. 3^a Edição, Lisboa, Edições Sílabo.

Melo, Fabiana (2019), *Análise e Previsão de Taxas decâmbio: modelos univariados vs*

modelos multivariados, Lisboa.

Oinonen, S., Paloviita, M. (2014), "Updating the Euro Area Phillips Curve: The Slope Has Increased", Discussion Papers, Bank of Finland Research, n. 31

Sephton P. (1994), Response surface estimates of the KPSS stationarity test. *Economics Letters*,47(3-4).

Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. "Econometrica" 48(1), 1–48

Soukhakian, B., 2007. Financial development, trade openness and economic growth in Japan: Evidence from Granger causality tests. *International Journal of Economic Perspectives*, 1(3): 117-128.

Uribe, M., (2017). "The Neo-Fisher Effect in the United States and Japan," NBER Working Papers 23977

Uribe, M., (2018), "The Neo-Fisher Effect: Econometric Evidence from Empirical and Optimizing Models," NBER Working Papers 25089.

Williamson S. (2014), Neo-Fisherians: Unite and Throw off MVPY and Your Phillips Curves! [http:// newmonetarism.blogspot.com/2014/11/neo-fisherians-unite-and-throw-off-mvpy.html](http://newmonetarism.blogspot.com/2014/11/neo-fisherians-unite-and-throw-off-mvpy.html). Acedido em 04/12/2020

Anexos

Teste ADF

Augmented Dickey-Fuller Test

```
data: Real.GDP
Dickey-Fuller = -2.7396, Lag order = 4, p-value = 0.2717
alternative hypothesis: stationary
```

Augmented Dickey-Fuller Test

```
data: HICP
Dickey-Fuller = -2.3267, Lag order = 4, p-value = 0.4417
alternative hypothesis: stationary
```

Augmented Dickey-Fuller Test

```
data: Euribor.3M
Dickey-Fuller = -3.1462, Lag order = 4, p-value = 0.1043
alternative hypothesis: stationary
```

Teste PP e KPSS

Phillips-Perron Unit Root Test

```
data: Real.GDP
Dickey-Fuller Z(alpha) = -24.14, Truncation lag parameter = 3, p-value
= 0.02173
alternative hypothesis: stationary
```

```
Warning message in kpss.test(Real.GDP):
"p-value smaller than printed p-value"
```

KPSS Test for Level Stationarity

```
data: Real.GDP
KPSS Level = 2.0621, Truncation lag parameter = 3, p-value = 0.01
```

Phillips-Perron Unit Root Test

```
data: HICP
Dickey-Fuller Z(alpha) = -4.8215, Truncation lag parameter = 3, p-value
= 0.8361
alternative hypothesis: stationary
```

```
Warning message in kpss.test(HICP):
"p-value smaller than printed p-value"
```

KPSS Test for Level Stationarity

```
data: HICP
KPSS Level = 2.3219, Truncation lag parameter = 3, p-value = 0.01
```

Phillips-Perron Unit Root Test

```
data: Euribor.3M
Dickey-Fuller Z(alpha) = -14.371, Truncation lag parameter = 3, p-value
= 0.2748
alternative hypothesis: stationary
```

```
Warning message in kpss.test(Euribor.3M):
"p-value smaller than printed p-value"
```

KPSS Test for Level Stationarity

```
data: Euribor.3M
KPSS Level = 1.9085, Truncation lag parameter = 3, p-value = 0.01
```

Teste ADF – 1º Diferença

	statistic	parameter	alternative	p.value	method
tt1	-4.359438	4	"stationary"	0.01	"Augmented Dickey-Fuller Test"
tt2	-4.046431	4	"stationary"	0.01093723	"Augmented Dickey-Fuller Test"
tt3	-3.775773	4	"stationary"	0.02364018	"Augmented Dickey-Fuller Test"

```
data.name
tt1 "tReal.GDP"
tt2 "tHICP"
tt3 "tEuribor.3M"
```

Teste PP e KPSS – 1º Diferença

```
Warning message in pp.test(tReal.GDP):
"p-value smaller than printed p-value"
```

Phillips-Perron Unit Root Test

```
data: tReal.GDP
Dickey-Fuller Z(alpha) = -103.73, Truncation lag parameter = 3, p-value
= 0.01
alternative hypothesis: stationary
```

```
Warning message in kpss.test(tReal.GDP):
"p-value greater than printed p-value"
```

KPSS Test for Level Stationarity

```
data: tReal.GDP
KPSS Level = 0.10149, Truncation lag parameter = 3, p-value = 0.1
```

```
Warning message in pp.test(tHICP):
"p-value smaller than printed p-value"
```

Phillips-Perron Unit Root Test

```
data: tHICP
Dickey-Fuller Z(alpha) = -125.92, Truncation lag parameter = 3, p-value
= 0.01
alternative hypothesis: stationary
```

KPSS Test for Level Stationarity

```
data: tHICP
KPSS Level = 0.57676, Truncation lag parameter = 3, p-value = 0.02475
```

Teste de Regressão Linear Real GDP – HICP

Augmented Dickey-Fuller Test

data: resid1
Dickey-Fuller = -2.7297, Lag order = 4, p-value = 0.2757
alternative hypothesis: stationary

Teste de Regressão Linear Real GDP – Euribor 3M

Augmented Dickey-Fuller Test

data: resid2
Dickey-Fuller = -2.8865, Lag order = 4, p-value = 0.2112
alternative hypothesis: stationary

Teste de Regressão Linear HICP – Euribor 3M

Augmented Dickey-Fuller Test

data: resid3
Dickey-Fuller = -3.2261, Lag order = 4, p-value = 0.08858
alternative hypothesis: stationary

Modelos AIC - SC

Sselection

AIC(n)

4

HQ(n)

4

SC(n)

1

FPE(n)

4

Criteria

A matrix: 4 × 10 of type dbl

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
AIC(n)	-1.948192e+01	-1.941930e+01	-1.945446e+01	-2.014372e+01	-2.013828e+01	-1.997307e+01	-1.986080e+01	-1.985668e+01	-1.976333e+01	-1.971568e+01
HQ(n)	-1.933773e+01	-1.916696e+01	-1.909397e+01	-1.967509e+01	-1.956150e+01	-1.928815e+01	-1.906774e+01	-1.895547e+01	-1.875397e+01	-1.859818e+01
SC(n)	-1.912201e+01	-1.878944e+01	-1.855466e+01	-1.897399e+01	-1.869861e+01	-1.826347e+01	-1.788126e+01	-1.760720e+01	-1.724391e+01	-1.692633e+01
FPE(n)	3.461163e-09	3.689038e-09	3.571218e-09	1.801472e-09	1.825812e-09	2.179353e-09	2.478830e-09	2.544860e-09	2.875905e-09	3.129890e-09

VAR Model4

VAR Estimation Results:

```

=====
Endogenous variables: tReal.GDP, tHICP, tEuribor.3M
Deterministic variables: const
Sample size: 85
Log Likelihood: 534.551
Roots of the characteristic polynomial:
0.9829 0.9266 0.9266 0.8227 0.6334 0.6334 0.6203 0.6203 0.6035 0.6035 0.5128 0.5128
Call:
VAR(y = taxas1, p = 4, type = "const")

```

Estimation results for equation tReal.GDP:

```

=====
tReal.GDP = tReal.GDP.11 + tHICP.11 + tEuribor.3M.11 + tReal.GDP.12 + tHICP.12 + tEuribor.3M.12 + tReal.GDP.13 + tHICP.13 + tEuribor.3M.13 + tReal.GDP.14 + tHICP.14 + tEuribor.3M.14 + const

```

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
tReal.GDP.11	-3.415e-01	1.150e-01	-2.970	0.00404 **
tHICP.11	4.833e-01	4.181e-01	1.156	0.25154
tEuribor.3M.11	-7.307e-05	4.852e-03	-0.015	0.98802
tReal.GDP.12	-1.684e-01	1.215e-01	-1.386	0.16998
tHICP.12	1.173e-01	4.229e-01	0.277	0.78233
tEuribor.3M.12	1.048e-03	4.813e-03	0.218	0.82820
tReal.GDP.13	3.224e-02	1.298e-01	0.248	0.80461
tHICP.13	-7.063e-01	4.170e-01	-1.694	0.09462 .
tEuribor.3M.13	-1.142e-03	4.805e-03	-0.238	0.81276
tReal.GDP.14	-2.926e-02	1.594e-01	-0.183	0.85493
tHICP.14	-8.695e-01	4.312e-01	-2.016	0.04749 *
tEuribor.3M.14	-1.909e-03	4.746e-03	-0.402	0.68869
const	7.875e-03	4.750e-03	1.658	0.10170

```

---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.01942 on 72 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.2068,    Adjusted R-squared: 0.07461
F-statistic: 1.564 on 12 and 72 DF,  p-value: 0.1219

```

```

Estimation results for equation tHICP:
=====
tHICP = tReal.GDP.11 + tHICP.11 + tEuribor.3M.11 + tReal.GDP.12 + tHICP.12 + tEuribor.3M.12 + tReal.GDP.13 + tHICP.13 + tEuribor.3M.13 + tReal.GDP.14 + tHICP.14 + tEuribor.3M.14 + const

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
tReal.GDP.11  0.0498596  0.0235178  2.120  0.03745 *
tHICP.11      -0.0433205  0.0855117  -0.507  0.61398
tEuribor.3M.11 0.0009225  0.0009924  0.930  0.35570
tReal.GDP.12  0.0921233  0.0248541  3.707  0.00041 ***
tHICP.12      -0.0075721  0.0865997  -0.088  0.93049
tEuribor.3M.12 0.0002604  0.0009844  0.265  0.79212
tReal.GDP.13  0.0181275  0.0265563  0.683  0.49705
tHICP.13      -0.1789722  0.0852911  -2.098  0.03938 *
tEuribor.3M.13 -0.0005583  0.0009828  -0.568  0.57176
tReal.GDP.14  -0.0424675  0.0326133  -1.302  0.19701
tHICP.14      0.7147121  0.0882022  8.103  9.84e-12 ***
tEuribor.3M.14 -0.0003224  0.0009707  -0.332  0.74073
const         0.0017873  0.0009715  1.840  0.06995 .
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.003973 on 72 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.6784, Adjusted R-squared: 0.6248
F-statistic: 12.65 on 12 and 72 DF, p-value: 2.115e-13

Estimation results for equation tEuribor.3M:
=====
tEuribor.3M = tReal.GDP.11 + tHICP.11 + tEuribor.3M.11 + tReal.GDP.12 + tHICP.12 + tEuribor.3M.12 + tReal.GDP.13 + tHICP.13 + tEuribor.3M.13 + tReal.GDP.14 + tHICP.14 + tEuribor.3M.14 + const

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
tReal.GDP.11  2.54383  2.74387  0.927  0.3570
tHICP.11      11.94492  9.97685  1.197  0.2351
tEuribor.3M.11 -0.05777  0.11578  -0.499  0.6193
tReal.GDP.12  3.25366  2.89979  1.122  0.2656
tHICP.12      1.58194  10.09330  0.157  0.8759
tEuribor.3M.12 -0.03821  0.11485  -0.333  0.7403
tReal.GDP.13  4.06885  3.09839  1.313  0.1933
tHICP.13      -14.18516  9.95112  -1.425  0.1583
tEuribor.3M.13 -0.04476  0.11467  -0.390  0.6975
tReal.GDP.14  7.45932  3.80507  1.960  0.0538 .
tHICP.14      4.14974  10.29876  0.403  0.6880
tEuribor.3M.14 0.03982  0.11326  0.352  0.7262
const         -0.10291  0.11335  -0.908  0.3670
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.4636 on 72 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.1231, Adjusted R-squared: -0.0231
F-statistic: 0.842 on 12 and 72 DF, p-value: 0.6077

```

```

Covariance matrix of residuals:
              tReal.GDP    tHICP tEuribor.3M
tReal.GDP    3.773e-04  2.299e-05  0.001372
tHICP        2.299e-05  1.579e-05  0.000125
tEuribor.3M  1.372e-03  1.250e-04  0.214888

```

```

Correlation matrix of residuals:
              tReal.GDP    tHICP tEuribor.3M
tReal.GDP    1.0000  0.29783  0.15235
tHICP        0.2978  1.00000  0.06788
tEuribor.3M  0.1524  0.06788  1.00000

```

Teste autocorrelação Model4 Portmanteau Test (asymptotic)

```

data: Residuals of VAR object model4
Chi-squared = 61.757, df = 108, p-value = 0.9999

```

```
$serial
```

Portmanteau Test (asymptotic)

```

data: Residuals of VAR object model4
Chi-squared = 61.757, df = 108, p-value = 0.9999

```

Teste de heterocedasticidade para os resíduos (ARCH_LM)


```

ARCH (multivariate)
data: Residuals of VAR object model4
Chi-squared = 257.57, df = 180, p-value = 0.0001316

$arch.mul

```

```

ARCH (multivariate)
data: Residuals of VAR object model4
Chi-squared = 257.57, df = 180, p-value = 0.0001316

```

Test de normalidade para os resíduos do Model 4

```

JB-Test (multivariate)
data: Residuals of VAR object model4
Chi-squared = 3603.3, df = 6, p-value < 2.2e-16

```

```
$Skewness
```

```

Skewness only (multivariate)
data: Residuals of VAR object model4
Chi-squared = 238.94, df = 3, p-value < 2.2e-16

```

```
$Kurtosis
```

```

Kurtosis only (multivariate)
data: Residuals of VAR object model4
Chi-squared = 3364.4, df = 3, p-value < 2.2e-16

```

```

$jb.mul
$jb.mul$JB

```

```

JB-Test (multivariate)
data: Residuals of VAR object model4
Chi-squared = 3603.3, df = 6, p-value < 2.2e-16

```

```

JB-Test (multivariate)
data: Residuals of VAR object model4
Chi-squared = 3603.3, df = 6, p-value < 2.2e-16

```

```
$jb.mul$Skewness
```

```

Skewness only (multivariate)
data: Residuals of VAR object model4
Chi-squared = 238.94, df = 3, p-value < 2.2e-16

```

```
$jb.mul$Kurtosis
```

```

Kurtosis only (multivariate)
data: Residuals of VAR object model4
Chi-squared = 3364.4, df = 3, p-value < 2.2e-16

```

AIC	BIC
-977.4434	-947.7153

AIC	BIC
-958.9819	-907.1978

AIC	BIC
-991.1028	-895.8392