



UNIVERSIDADE FEDERAL DO OESTE DO PARÁ
ICS - INSTITUTO DE CIÊNCIAS DA SOCIEDADE
BACHARELADO EM CIÊNCIAS ECONÔMICAS

ABNER DA PENHA OLIVEIRA SILVA

ESTIMAÇÃO DA CURVA DE PHILLIPS HÍBRIDA SEMIESTRUTURADA PARA
INFLAÇÃO DE SERVIÇOS NO BRASIL: UM ESTUDO COM BASES TEÓRICAS
NOVO-KEYNESIANA E MONETARISTA

SANTARÉM

2025

ABNER DA PENHA OLIVEIRA SILVA

**ESTIMAÇÃO DA CURVA DE PHILLIPS HÍBRIDA SEMIESTRUTURADA PARA
INFLAÇÃO DE SERVIÇOS NO BRASIL: UM ESTUDO COM BASES TEÓRICAS
NOVO-KEYNESIANA E MONETARISTA**

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado ao Bacharelado em ciências econômicas do Instituto de Ciências da Sociedade, para obtenção do grau de bacharelado em Ciências Econômicas da Universidade Federal do Oeste do Pará, Instituto de Ciências da Sociedade.

Orientador: Dr. Abner Vilhena de Carvalho

SANTARÉM

2025

Dados Internacionais de Catalogação-na-Publicação (CIP)
Sistema Integrado de Bibliotecas – SIBI/ UFOPA

S586e Silva, Abner da Penha Oliveira
Estimação da curva de Phillips híbrida semiestruturada para inflação de serviços no Brasil: um estudo com bases teóricas Novo-Keynesiana e monetarista. / Abner da Penha Oliveira Silva – Santarém, 2025.

77 p.: il.
Inclui bibliografias.

Orientador: Abner Vilhena de Carvalho.

Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação) – Universidade Federal do Oeste do Pará, Instituto de Ciências da Sociedade, Bacharelado em Ciências Econômicas.

1. Curva de Phillips. 2. Inflação de serviços. 3. Política monetária. 4. Novokeynesianismo. 5. Monetarismo. 6. Séries temporais. I. Carvalho, Abner Vilhena de, *orient.* II. Título.

CDD: 2A3 ed. 338.9



UNIVERSIDADE FEDERAL DO OESTE DO PARÁ
INSTITUTO DE CIÊNCIAS DA SOCIEDADE
CURSO DE BACHARELADO EM CIÊNCIAS ECONÔMICAS

ATA DE DEFESA PÚBLICA DE MONOGRAFIA DO CURSO DE BACHARELADO EM CIÊNCIAS ECONÔMICAS

No décimo oitavo dia do mês de julho de dois mil e vinte e cinco, às catorze horas, de forma virtual, Link: <https://meet.google.com/foq-yhpn-wbv>, realizou-se a Defesa Pública da Monografia do acadêmico **ABNER DA PENHA OLIVEIRA SILVA** (matrícula: 202004940), intitulada: **ESTIMAÇÃO DA CURVA DE PHILLIPS HÍBRIDA SEMIESTRUTURADA PARA INFLAÇÃO DE SERVIÇOS NO BRASIL: UM ESTUDO COM BASES TEÓRICAS NOVO-KEYNESIANA E MONETARISTA**, sob orientação do Prof. Dr. Abner Vilhena de Carvalho que compôs a banca examinadora com a Profa. Dra. Leila de Fátima de Oliveira Monte e o Prof. Dr. Jarsen Luis Castro Guimarães. O presidente fez a abertura do trabalho com a apresentação dos componentes da banca, do discente e atribuiu o tempo de vinte e cinco a trinta minutos para a apresentação do trabalho. Após a apresentação, seguiu-se a arguição e, depois as respostas. Posteriormente, os membros da banca fizeram suas considerações e sugestões finais passando a palavra para o discente que efetuou seus agradecimentos. A banca reuniu-se e apresentou o parecer final, com a nota **10,00**. Nada mais havendo a tratar, eu Prof. Dr. Abner Vilhena de Carvalho lavrei a presente ata que, após ser lida, será assinada pelos membros da banca e pelo discente.

Dr. Abner Vilhena de Carvalho – Orientadora

Documento assinado digitalmente
gov.br ABNER VILHENA DE CARVALHO
Data: 18/07/2025 15:09:43-0300
Verifique em <https://validar.jf.gov.br>

Dra. Leila de Fátima de Oliveira Monte – Membro da banca

Documento assinado digitalmente
gov.br LEILA DE FATIMA DE OLIVEIRA MONTE
Data: 18/07/2025 17:35:30-0300
Verifique em <https://validar.jf.gov.br>

Dr. Jarsen Luis Castro Guimarães – Membro da banca

Documento assinado digitalmente
gov.br JARSEN LUIS CASTRO GUIMARAES
Data: 18/07/2025 15:49:39-0300
Verifique em <https://validar.jf.gov.br>

Abner da Penha Oliveira Silva – Discente

Documento assinado digitalmente
gov.br ABNER DA PENHA OLIVEIRA SILVA
Data: 18/07/2025 14:22:00-0300
Verifique em <https://validar.jf.gov.br>

Aos meus pais Jonilson e Marina, minha caçula
Abigail e minha amada Rayssa Camille

AGRADECIMENTOS

Gostaria de agradecer a Deus por cada passo dado e pelo milagre que foi chegar até aqui e consagrar esse trabalho e sua contribuição para a sociedade a Ele.

Agradeço aos meus pais por todo o apoio financeiro, emocional e familiar, especialmente ao Jonilson, meu pai, que é exemplo de resiliência e sempre me ensinou a suportar a vida com leveza, afinal, o peso desse mundo já não nos pertence. Esse é mais um passo grande para que eu saia da casa de vocês, mas sempre carregarei com joias no pescoço e coroa na cabeça todo o ensinamento repassado ao longo desses anos.

Agradeço a minha namorada e futura esposa Rayssa Camille, que sempre me lembra que o descanso é merecido, e tem sido uma mulher virtuosa na minha vida. A reta final do curso se tornou tão suportável com você ao meu lado, e assim sempre será. Obrigado pela paciência e pelas palavras de motivação nos momentos difíceis.

Gostaria de agradecer aos meus amigos, tanto aqueles de longa data, quanto aqueles com quem firmei laços fortes de amizade. Agradeço por todo o apoio dado e por todos os momentos leves que tivemos.

Agradeço também a Universidade Federal do Oeste do Pará por ter aberto as portas para que eu cursasse o que sempre quis, ao Gepesa por ter sido um espaço acolhedor e que supriu por muito tempo minha necessidade de café. Agradeço a todo o corpo docente do curso, em especial aos professores Abner Vilhena de Carvalho e Leila de Fátima de Oliveira Monte que são meus pais acadêmicos e em muito me agregaram, e ao Tarcísio por ser o tio nessa família. Agradeço a paciência de vocês respondendo minhas dúvidas, mesmo nas madrugadas e nos domingos.

“Economia é igual física quântica,
mas as partículas possuem
sentimentos”.

(AUTOR DESCONHECIDO)

RESUMO

Este trabalho tem como objetivo entender a dinâmica da inflação de serviços através da estimação de curvas de Phillips híbridas semiestruturadas para a inflação de serviços no Brasil, com base nos arcabouços teóricos novo-keynesiano e monetarista. A motivação principal se deve ao papel relevante da inflação de serviços no processo inflacionário brasileiro, considerando suas especificidades, como baixa exposição a choques externos e elevada inércia. Utilizando dados trimestrais de 2012 a 2024 e técnicas econométricas de séries temporais, foram construídos modelos autorregressivos com defasagens distribuídas, submetidos a testes de estacionaridade e ajustes estatísticos. Os resultados indicam que, tanto para a abordagem novo-keynesiana quanto para a monetarista, as variáveis "inflação cheia defasada" e "expectativas de inflação de longo prazo" se mostraram estatisticamente significativas, com a regressão monetarista apresentando maior poder explicativo ($R^2 = 0,707$) e melhor desempenho nos critérios de informação (AIC, HQ e BIC), além de resíduos normalmente distribuídos, homocedásticos e ausência de multicolinearidade severa em ambos os resultados. Tais achados destacam a importância da expectativa de inflação e da persistência inflacionária na dinâmica dos preços do setor de serviços, oferecendo subsídios relevantes para a condução da política monetária brasileira.

Palavras-chave: Curva de Phillips; Inflação de serviços; Política monetária; Novo-keynesianismo; Monetarismo; Séries temporais.

ABSTRACT

This study aims to understand the dynamics of the service inflation through the estimation of semi-structured hybrid Phillips curves for service inflation in Brazil, based on New Keynesian and Monetarist theoretical frameworks. The main motivation lies in the relevant role of service inflation in the Brazilian inflationary process, considering its specific characteristics such as low exposure to external shocks and high inertia. Using quarterly data from 2012 to 2024 and time series econometric techniques, autoregressive distributed lag models were constructed and subjected to stationarity tests and statistical adjustments. The results indicate that, for both the New Keynesian and Monetarist approaches, the variables “lagged headline inflation” and “long-term inflation expectations” were statistically significant. The Monetarist regression showed greater explanatory power ($R^2 = 0.707$) and better performance in information criteria (AIC, HQ, and BIC), in addition to normally distributed, homoscedastic residuals and no evidence of severe multicollinearity in both results. These findings highlight the importance of inflation expectations and inflation persistence in the price dynamics of the service sector, offering relevant insights for the conduct of Brazilian monetary policy.

Keywords: Phillips curve; Service inflation; Monetary policy; New Keynesian; Monetarist; Time series.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Gráfico 1: Proporção relativa do setor de serviços no PIB sob ótica da oferta em valores correntes (valores em %)	14
Figura 1: Gráfico e correlograma do IPCA de serviços	36
Figura 2: Gráfico e correlograma do IPCA cheio	37
Figura 3: Gráfico e correlograma para expectativa de inflação semestre a frente	37
Figura 4: Gráfico e correlograma da expectativa de inflação 12 meses à frente	38
Figura 5: Gráfico e correlograma da inflação externa	39
Figura 6: Gráfico e correlograma do hiato do produto	39
Figura 7: Gráfico e correlograma para o desemprego	40

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Teste Dickey-Fuller-Aumentado (ADF) dos resíduos em nível da variável.....	41
Tabela 2: Teste Dickey-Fuller-Aumentado (ADF) dos resíduos em primeira diferença.....	41
Tabela 3: Testes de hipótese das regressões.....	45
Tabela 4: Parâmetros e significâncias estimadas.....	45

LISTA DE SIGLAS

ADF Augmented Dickey-Fuller (Teste de Dickey-Fueller Aumentado)
AIC Akaike Information Criterion (Critério de Informação de Akaike)
BCB Banco Central do Brasil
BIC Bayesian Information Criterion (Critério de Informação de Schwarz)
BC Banco Central
BKW Belsley-Kuh-Welsch (Diagnóstico de multicolinearidade)
CM Curva Monetarista
CNK Curva novo-Keynesiana
Copom Comitê de Política Monetária
DSGE Dynamic Stochastic General Equilibrium (Equilíbrio Geral Dinâmico Estocástico)
FAC Função de Autocorrelação
FACP Função de Autocorrelação Parcial
FGV Fundação Getúlio Vargas
GMM Generalized Method of Moments (Método dos Momentos Generalizados)
GRETl Gnu Regression, Econometrics and Time-series Library (software econométrico)
HQ Hannan-Quinn Criterion (Critério de Informação de Hannan-Quinn)
IBGE Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IC-Br Índice de Commodities do Banco Central
IPCA Índice de Preços ao Consumidor Amplo
MQO Mínimos Quadrados Ordinários
NK Novo-Keynesiano
NUCI Nível de Utilização da Capacidade Instalada
OCDE Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico
PIB Produto Interno Bruto
POF Pesquisa de Orçamento Familiar
p.p Ponto percentual
RESET Regression Specification Error Test (Teste de Especificação de Ramsey)
SELIC Sistema especial de liquidação e custódia (taxa básica de juros)
SCNT Sistema de Contas Nacionais Trimestrais
VIF Variance Inflation Factor (Fator de Inflação da Variância)

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO.....	13
2. REFERENCIAL TEÓRICO E REVISÃO BIBLIOGRÁFICA.....	17
2.1 Setor de serviços no Brasil.....	17
2.2 Teorias macroeconômicas da inflação.....	18
2.3 Curvas de Phillips Tradicionais.....	19
2.3.1 Análise empírica das curvas de Phillips no Brasil.....	21
2.3.2 Modelos Semiestruturados da Curva de Phillips.....	24
3. METODOLOGIA.....	26
3.1 Abrangência (área de estudo), periodicidade e Variáveis utilizadas (informações levantadas, coleta de dados e variáveis estimadas)	26
3.2 Técnicas econométricas em Séries temporais.....	27
3.2.1 Modelos de regressão econométrica.....	27
3.2.2 Verificação de estacionaridade e ajustes/correções da(s) série(s).....	29
3.2.2.1 Raiz Unitária, Estacionaridade, Regressão Espúria e a estimação pelo Método dos Mínimos Quadrados Ordinários.....	30
3.3 Estimação da curva de Phillips e Modelo proposto aplicado para o estudo de caso.....	31
4. APRESENTAÇÃO DOS RESULTADOS E DISCUSSÃO DA MODELAGEM.....	34
4.1 Conjuntura Macroeconômica do Brasil de 2012 a 2024.....	34
4.2 Análise de tendência e estacionaridade das séries: análise visual e correlograma.....	36
4.3 Análise das séries: testes de Dickey-Fueller e transformações das séries.....	40
4.4 Estimação das curvas de Phillips novo-Keynesiana e monetarista.....	42
4.5 Relação com a teoria econômica e estado da arte.....	45
5. Considerações finais.....	49
 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	 52
 APÊNDICES.....	 57

1. INTRODUÇÃO

A macroeconomia é o ramo da economia que busca responder perguntas acerca do funcionamento dos ciclos econômicos, as raízes das disparidades socioeconômicas entre diferentes países, o comportamento dos agregados macroeconômicos e o mais importante, de qual forma o governo pode ter a melhor previsibilidade dos ciclos a fim de combater períodos de crise (MANKIW, 2021). A agenda de pesquisa da macroeconomia circunda a questões de interesse dos cidadãos de forma geral, dado o estudo acerca de variáveis que impactam de forma direta a qualidade de vida daqueles que são agentes atuantes no sistema econômico, a exemplo do Produto interno Bruto (PIB), taxa de desemprego e inflação.

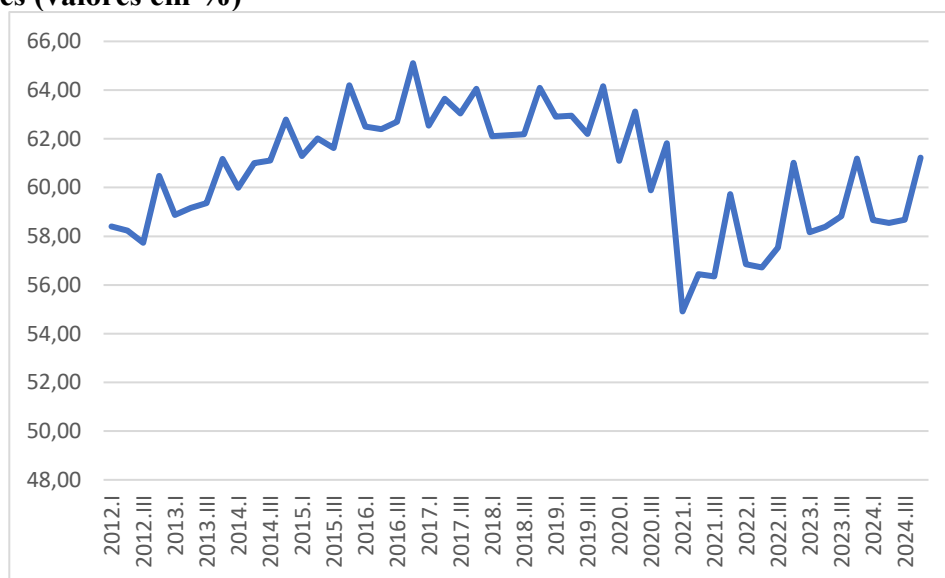
Dentre as variáveis citadas, há uma atenção especial para a inflação por parte dos economistas, a qual é definida por Blanchard (2017) como a taxa em que o preço médio dos bens e serviços aumenta ao longo do tempo. Junto com outras duas variáveis (PIB e desemprego), ela faz parte da tríade de indicadores que analisam a qualidade econômica de um país. No entanto, a variação no nível de preços tende a receber mais importância devido ao seu efeito direto sobre o poder de compra dos consumidores, pois o aumento generalizado no nível de preços corrói o poder de compra da população, e quanto maior a taxa de inflação, mais rápido esse processo ocorre, induzindo os trabalhadores a demandem salários maiores que acompanhem ou superem o poder de compra perdido desde o último reajuste de renda. Dessa forma, o Banco Central (2024) afirma que uma inflação baixa e previsível ajuda o país a crescer mais devido a sua menor incerteza e favorecer o planejamento futuro dos agentes econômicos em relação a sua alocação de renda.

Por esse motivo, diversos Bancos Centrais ao redor do mundo utilizam o sistema de metas de inflação, a fim de promover o crescimento econômico em torno de estabilidade da flutuação de preços, e os mesmos agentes se encarregam de cuidar do comportamento da inflação através dos mecanismos de política monetária, com o principal deles sendo a taxa básica do Juros. No Brasil esse sistema não é diferente, onde a meta de inflação é definida pelo Conselho Monetário Nacional (CMN) e cabe ao Banco Central (BC) utilizar as medidas necessárias para perseguir a meta estabelecida (BANCO CENTRAL, 2024).

A medição canônica para o índice de inflação que o BC utiliza como referência é o Índice de preços ao consumidor amplo (IPCA) mensurado pelo Instituto Brasileiro de geografia e estatística (IBGE), o qual acompanha os preços de diversos produtos consumidos por famílias com renda de 1 a 40 salários-mínimos, obtendo um índice baseado na média ponderada dos resultados, com pesos definidos pela Pesquisa de orçamento familiar (POF) (IBGE, 2025).

Entretanto, por mais que o IPCA busque captar de forma geral a variação de preços na economia, alguns recortes podem ser feitos para verificar a inflação de um setor específico, o que é feito por exemplo no setor de serviços. O Banco Central acompanha com atenção o comportamento do IPCA de serviços devido as características presentes no setor, o qual se trata da área mais influente no Produto Interno Bruto brasileiro no lado da oferta, como demonstrado pelo gráfico 1:

Gráfico 1: Proporção relativa do setor de serviços no PIB sob ótica da oferta em valores correntes (valores em %)



Fonte: Levantamento do autor com base no sistema de contas nacionais trimestrais (SCNT) do IBGE¹

O gráfico acima demonstra que durante o período da pesquisa (2012 a 2024) o setor de serviços foi responsável pela maioria da produtividade na economia brasileira, mesmo no período da pandemia, apresentando peso médio de 60,98% do PIB no lado da oferta nesse período.

Além do grande peso do setor de serviços na economia brasileira, a inflação setorial apresenta características particulares, como a independência de choques cambiais, alta sensibilidade ao hiato do produto e alta intensividade em trabalho, além de ser um setor com baixa concentração de mercado (GIOVANNETTI E CARVALHO, 2016). Além do mais, segundo o IBGE (2014), o setor de serviços é bastante heterogêneo em suas atividades e a Pesquisa Anual de

¹ Dados disponíveis em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/industria/9300-contas-nacionais-trimestrais.html?=&t=downloads>

Serviços em 2022 aponta para a existência de 1.639.650 empresas em atividade empregando 14.203.443 pessoas com remuneração total de 518 bilhões de reais².

Devido a sua magnitude dentro da economia e as características presentes na sua formação de preços, o Banco Central atua na tentativa de prever o comportamento e tendência da inflação de serviços, e o método utilizado para tentar atingir os resultados desejados é a curva de Phillips. Essa técnica busca correlacionar a inflação com indicadores de atividade econômica como desemprego e hiato do produto, de forma a buscar a melhor metodologia possível para obter os parâmetros mais precisos. Esse método foi desenvolvido por A.W Phillips em 1958 e popularizado por Samuelson e Solow em 1960, e desde então tem apresentado diversas versões com o passar do tempo e o desenvolvimento de teorias econômicas com aperfeiçoamento de técnicas econométricas (BLANCHARD, 2017). Uma das versões mais recentes da curva de Phillips que tem ganhado visibilidade são os modelos semiestruturais, que correlacionam variáveis de atividade econômica com índice de inflação específico para determinados setores, demonstrados por exemplo por Winograd (2016) e Santos (2021B).

Assim, diante da importância da inflação de serviços para a formação da inflação cheia e a atenção dada a esse índice pelo Banco Central do Brasil para a perseguição da meta de inflação, esse trabalho possui a questão problema de entender a dinâmica da inflação de serviços no Brasil e sua implicação na condução da política monetária. Portanto, dado o objeto de estudo, o objetivo principal é entender a formação da inflação de serviços no Brasil utilizando como técnica a estimação de duas curvas de Phillips semiestruturadas para a inflação de serviços no Brasil de acordo com o arcabouço novo-keynesiano e monetarista, avaliando sua significância estatística, parâmetros e relevância para a condução da política monetária por parte do Banco Central. Os objetivos específicos são: i) Analisar a relevância empírica demonstrada em trabalhos acadêmicos sobre a curva de Phillips desagregada para a inflação de serviços no Brasil; ii) Desenvolver um modelo econométrico da curva de Phillips para inflação de serviços no Brasil através de séries temporais e valores autorregressivos, o qual possa ser utilizada de acordo com a teoria novo-Keynesiana e monetarista e; iii) Estimar e interpretar os resultados obtidos com enfoque na sua relevância estatística, comparando ambos os resultados com a teoria econômica e analisando sua relevância para a política monetária brasileira.

A estrutura da monografia está dividida em cinco sessões, com a primeira sendo a introdução presente neste momento. A segunda sessão trará uma revisão bibliográfica e

² Resultado da PAS 2022 disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/servicos/9028-pesquisa-anual-de-servicos.html?=&t=destaques>

referencial teórico para o trabalho, demonstrando resultados empíricos relevantes acerca da curva de Phillips, desde os seus primórdios com as teorias mais populares na literatura econômica, passando pelos resultados empíricos de pesquisas brasileiras acerca da curva de Phillips para a inflação cheia, findando em trabalhos sobre modelos desagregados da curva de Phillips para o Brasil.

A terceira sessão é composta pela metodologia, abordando o campo de pesquisa e período temporal utilizado para a coleta de dados. Em seguida é demonstrado a teoria econométrica por trás da curva de Phillips, buscando o modelo teórico mais adequado para a sua estimação e os ajustes de dados devidos para a utilização do modelo proposto. Por fim é demonstrado o modelo a ser estimado em sua forma teórica e suas características.

A quarta sessão trata-se da análise dos resultados obtidos, com no primeiro momento sendo realizado a análise conjuntural do recorte histórico dos dados e sua verificação para uso na regressão, utilizando-se recursos de ajuste caso necessário para a estimação do modelo. Após a aplicação dos ajustes, serão apresentados os resultados das regressões, com os testes de hipótese para verificar a qualidade da estimação, para que enfim a discussão gire em torno dos resultados obtidos, avaliando sua relação com a teoria econômica e relevância para a condução da política monetária.

Por fim, a quinta sessão encerra o trabalho apresentando as conclusões obtidas através das análises dos resultados estimados no capítulo quatro, derivados do modelo apresentado no capítulo três baseado em modelos anteriores apresentados no capítulo dois.

2. REFERENCIAL TEÓRICO E REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

2.1 Setor de serviços no Brasil

A análise do setor de serviços no Brasil gira em torno de sua capacidade produtiva e seu crescimento expressivo após o plano real, o que fora demonstrado por Jacinto e Ribeiro (2015) ao constatarem que o setor de serviços possui melhor performance de crescimento no período de 2002 a 2009 quando comparado com a Indústria.

O debate sobre a dinâmica do setor apresenta diferentes pontos de vista quando se trata da América Latina e Brasil a partir de artigos acadêmicos como o de Busso, Madrigal e Pages (2013), que foram enfáticos ao apontar a crescente disparidade dos fatores de produção dos países Latino-americanos comparados com os EUA desde os anos 1970, assinalando o setor de serviços como uma das raízes para a má alocação produtiva na América Latina.

Em consonância parcial, Pereira, Bastos e Perobelli (2013) por meio da matriz insumo-produto averiguam que o setor apesar de possuir baixa aptidão na geração de produtividade, possui alto potencial na oferta de empregos, onde a sua deficiência produtiva pode ser sanada com políticas públicas voltadas para a capacitação da mão de obra e maior inclusão do setor terciário no plano de desenvolvimento.

Silva, Filho e Komatsu (2016) analisam dados do setor de serviços de 2007 a 2013 e chegam à conclusão de que o setor responde a mais de 60% dos empregos no Brasil, com aumento expressivo no número de empresas no recorte temporal. O levantamento também apontou para a produtividade heterogênea dos serviços, com subsetores intensivos em conhecimento a exemplo de atividades imobiliárias e telecomunicação possuindo maior valor agregado e remunerações comparado com segmentos voltados ao consumidor final a exemplo dos serviços pessoais. Por fim, o mesmo artigo atesta que a partir de 2009 o crescimento dos salários passou a ser maior que a produtividade, sendo capaz se estrangular o lucro no setor e gerar maior inflação com o passar do tempo.

Corroborando com o diagnóstico anterior, Carvalho (2018) observa o período do “milagrinho econômico” ocorrido nos anos 2000 onde demonstra o protagonismo de setores com mão de obra pouco qualificada, especialmente a construção civil e serviços, com a valorização real do salário-mínimo e programas de transferência de renda guiando a inclusão da base da pirâmide social em mais setores no mercado consumidor, dentre eles os serviços, como explicado pela lei de Engel.

Silva *et al* (2021) analisa o comportamento do setor de serviços em relação ao choque pandêmico de 2020, observando a dinâmica das frentes que sofreram com forte retração devido

as medidas de isolamento social e até o momento da publicação estavam apresentando leves sinais de recuperação. Em complemento, o período foi marcado por mudanças estruturais no setor com maior digitalização, como observado por Carvalho (2023) na área financeira, a qual contou com investimento massivo em tecnologia e maior preparo digital em Cascavel-PR.

Os artigos sobre a dinâmica do setor de serviços durante e após pandemia são mais detalhados de acordo com o subsetor referido, corroborando com a ideia de heterogeneidade dos serviços, como Tomé (2020) ao estudar o impacto da pandemia no setor de turismo com viagens e hospedagem, além de Gomes e Araújo (2025) que por meio de levantamentos de registros contábeis constataram a resiliência financeira na área hospitalar com boa liquidez no período, sendo capaz de amortizar os impactos da Covid-19 sobre essa frente.

Os artigos citados demonstram o caráter dual do setor de serviços no Brasil, o qual ao mesmo tempo que representa grande parte da produção econômica e oferta de empregos, o seu caráter diversificado dificulta o exame do setor diante de certas condições e choques, como demonstrado em artigos citados durante a pandemia que apresentaram objetos de estudo mais nichados, dado os diferentes impactos da pandemia sobre os tipos de serviços, por mais que de uma maneira geral esse recorte temporal signifique quantitativamente retração de empregos e lucros. Ainda assim, a análise da inflação nesse setor se faz importante pelas características diversificadas presentes e seu impacto dentro da economia brasileira como um todo, demandando a devida atenção por parte dos *policy makers*.

2.2 Teorias macroeconômicas da inflação

A inflação consiste na taxa de aumento contínuo e generalizado dos preços de bens e serviços na economia, como conceituado por Blanchard (2017). Por mais que entre as escolas econômicas o conceito de inflação seja um ponto em comum, as disparidades se manifestam nas discussões sobre as causas da flutuação no nível de preços.

Mesmo com a inflação se tornando no passar do tempo um assunto da macroeconomia, ciência popularizada no século XX, as primeiras faíscas sobre as causas do aumento de preços datam de séculos atrás. Foi no contexto do metalismo europeu que Hume (1752) apresenta a teoria quantitativa da moeda, concluindo que o determinante da riqueza não é sua quantidade de moeda disponível, mas sua capacidade produtiva. Dessa forma, se a quantidade de moeda disponível não for proporcional as condições de oferta do sistema econômico, os preços tenderão a subir no médio prazo, ou seja, a emissão desenfreada de moeda não provocaria riqueza, mas sim o que séculos depois se conceituaria como inflação. Embora rudimentar, a

teoria proposta se tornou base para as teses de Bastiat (1849) ao chegar em conclusão semelhante e Hayek (1980) ao propor soluções mais radicais para a inflação como a competição entre moedas privadas e retorno ao padrão-ouro enquanto forma de “disciplina institucional”. Entretanto, a teoria mais popular da vertente derivada das ideias de Hume é a tese monetarista de Friedman (1968) ao afirmar que a inflação sempre é um fenômeno monetário, a política fiscal deve ser neutra em relação ao assunto e a política monetária deve cuidar do nível de preços através do controle da base monetária visto que o descompasso da velocidade da moeda com a capacidade produtiva da economia provoca inflação.

A teoria quantitativa da moeda exerceu dominância durante largos períodos da história econômica, ao menos até parte do século XX com a publicação da teoria geral de Keynes em 1936. A inflação na ótica keynesiana não necessariamente se tratava de um fenômeno monetário. Por mais que Wapshott (2016) apontasse a criação acadêmica marginalista de Keynes, ele rompe com pressupostos clássicos ao afirmar o excesso de demanda durante pleno emprego como causa estrutural da inflação, além de rejeitar a concepção de ajuste automático do mercado de trabalho por meio dos ajustes reais, argumentando que os salários são rígidos para baixo (KEYNES, 1936).

A imagem da inflação enquanto fenômeno de demanda ganha força com a publicação da curva de Phillips em 1958 e popularização em 1960, mudando os rumos da teoria macroeconômica tanto pela escola Keynesiana e posteriormente novo-Keynesiana, quanto na escola monetarista neoclássica, a partir de sua nova síntese que se adaptava aos novos desafios teóricos e econométricos da ciência econômica, especialmente após a estagflação dos anos 1970.

2.3 Curvas de Phillips tradicionais

A curva de Phillips trata-se de um movimento por dentro da curva de oferta agregada da economia no curto prazo, sendo vista como um *trade off* entre inflação e desemprego que os *policy makers* precisam lidar (MANKIW, 2021), uma vez que um aumento da produção via expansão da demanda agregada força uma pressão salarial que incide nos custos das firmas, as quais repassam o aumento para o preço final, ciclo manifestado na forma de inflação.

A curva de Phillips possui esse nome em homenagem ao economista neozelandês A. W. Phillips, que em 1958 observou uma correlação negativa entre a taxa de desemprego e a taxa de variação salarial no Reino Unido entre 1861 e 1957. Em 1960, Samuelson e Solow fizeram uma publicação de lógica semelhante para os Estados Unidos de 1900 a 1960, mas ao invés de

utilizarem a taxa de variação salarial como variável dependente, utilizaram o índice de preços ao consumidor dos Estados Unidos. Mesmo com a mudança da variável observada, ainda foi averiguado uma correlação negativa entre inflação e desemprego, fazendo com que tal relação se tornasse importante para a macroeconomia (BLANCHARD, 2017).

No entanto, grande parte dos países da OCDE enfrentaram uma combinação de alto desemprego e alta taxa de inflação simultâneas com os choques do petróleo nos anos 1970, colocando em xeque a aparente correlação entre o par de indicadores. O fato é que o estresse inflacionário levou a percepção dos fixadores de salários de que uma inflação alta em um ano poderia ser carregada para o ano seguinte, o que fazia a expectativa de inflação importar para a análise da correlação entre inflação e desemprego. A inserção do canal das expectativas na modelagem trouxe a curva de Phillips aceleracionista, onde há o veredito em que a relação entre desemprego e inflação influenciada pelas expectativas determinava também a aceleração do nível de preços, definindo não apenas o nível de inflação dado um nível de desemprego, mas também a intensidade da flutuação dos preços ao longo do tempo, podendo captar com maior precisão períodos de desinflação (BLANCHARD, 2017).

Também no final da década de 1960, Milton Friedman escrevera sobre a fragilidade da noção de *trade off* entre inflação e desemprego, apontando que os agentes econômicos utilizam da inflação passada para adequar suas expectativas de inflação futura, sendo o principal canal dos reajustes de contratos e salários. Assim, no longo prazo se o governo tentasse manter o desemprego baixo aceitando uma maior inflação, essa relação tenderia a desaparecer pois as expectativas de inflação mais acentuada antecipariam reajustes futuros em uma espécie de profecia autorrealizável que traz descompasso com o efeito esperado de um baixo desemprego, além do reajuste nominal dos salários apenas acompanhar a expectativa de preços, não necessariamente implicando em aumento real que pode aumentar o consumo provocando a inflação em si. Nesse caso, a inflação ao invés de responder a um ciclo, responderia a uma inércia impulsionada por expectativas acentuadas. Ou seja, as expectativas são o ponto mais importante da curva, onde o *trade off* temporário não está na inflação em si, mas em sua taxa crescente (FRIEDMAN, 1968).

Lucas (1976) publicou uma crítica que mudaria a visão econométrica sobre curva de Phillips e seus pressupostos, de forma que seu impacto não se delimitou apenas ao meio novo-Keynesiano, mas também trouxe uma reformulação no *Mainstream* através da Nova Síntese Neoclássica, especialmente nas microfundamentações propostas para o modelo (MEIRA, 2019). Além dos fundamentos microeconômicos como informação imperfeita, e pressupostos

keynesianos como a rigidez de preços, Lucas atentou para a limitação da capacidade preditiva dos modelos até então propostos. Considerando o fato de os indivíduos reagirem continuamente a política monetária, e como os parâmetros dos modelos econométricos representam decisões de reação a impulsos por parte dos agentes econômicos, e esses se adaptam as decisões do definidor de política, logo, mudanças no direcionamento de decisões da autoridade monetária alteram a estrutura econômica, alterando os parâmetros, ou seja, a curva de Philips não é linear ao longo do tempo.

O ingresso do arcabouço novo-Keynesiano trouxe novas perspectivas para a macroeconomia moderna através de seus modelos NK DSGE (*new keynesian dynamic estocastic of general equilibrium*), dentre essas a curva de Phillips, com o potencial de uma maior capacidade preditiva ao longo do tempo com seus pressupostos de informação imperfeita, rigidez nominal de preços e mercados imperfeitos (CAMPANTE, STURZENEGGER E VELASCO, 2021). A exemplo de Calvo (1983) que propôs uma curva com rigidez nominal de preços e informações imperfeitas, obtendo como consequência firmas que não reajustam preços em períodos uniformes e sincronizados. A conclusão do modelo implica que no curto prazo o excesso de demanda não é absorvido imediatamente pelas empresas, então a inflação nem sempre é diretamente proporcional ao excesso de demanda, como definido pelas teorias ortodoxas.

Percebe-se um padrão claro na forma como a história da curva de Phillips se desenrola. Com o passar do tempo, mesmo que a teoria da curva de Phillips mantenha a sua base de analisar a correlação entre inflação e variáveis de ciclo econômico a exemplo do desemprego e hiato do produto, as diferentes teorias contribuem com diferentes fatores endógenos, como observado na sessão acima pela contínua adição de variáveis que contribuem para a formação da inflação. O processo de estudos acerca da curva de Phillips não se limitou apenas aos Estados Unidos, e Europa, mas o Brasil também passou a analisar a inflação sobre a ótica da curva de forma a se tornar uma rica fonte de trabalhos acadêmicos acerca do tema.

2.3.1 Análise empírica das curvas de Phillips no Brasil

A estimação das curvas de Phillips no Brasil é de grande atenção de pesquisadores brasileiros, não apenas pela análise de sua viabilidade, mas também para a partir delas avaliar a adequação da política monetária brasileira, a eficiência do regime de metas e a rigidez salarial no Brasil (SACHSIDA, 2013).

Assim, Cysne (1985) apresenta diferentes regressões para diferentes recortes de períodos de 1950 a 1983 a fim de avaliar diferentes políticas de reajuste salarial baseadas em ganho de produtividade e seus efeitos sobre a inflação brasileira, chegando a conclusão de que não há *trade off* no longo prazo entre inflação e capacidade ociosa, que oligopólios possuem margens insensíveis ao nível de atividade econômica, e que há a forte influência de choques de oferta causadas por enchentes no Sul e seca no Nordeste.

Cavalcanti (1990) passou a levar em consideração a volatilidade e incerteza da inflação na regressão, afetando o lado da oferta na economia. Assim, a aversão ao risco por parte dos empregadores possui um efeito inversamente proporcional sobre o nível de emprego, uma vez que em momentos de inflação alta o receio de incorrer em prejuízo é maior, reduzindo a oferta de trabalho. Além da cautela, conclui-se que o ativismo fiscal tende a reduzir o produto e aumentar a inflação de equilíbrio, e que uma maior expansão monetária tende a desestabilizar o sistema e reduzir o produto no longo prazo.

Ambos os trabalhos - Cysne (1985) e Cavalcanti (1990) - foram fundamentais para estabelecerem as bases de análises futuras e mais modernas sobre a curva de Phillips no Brasil, além do fato de estarem historicamente localizados em períodos de instabilidade na economia brasileira. Com a estabilização da economia através do plano Real em 1994³, da aplicação do tripé macroeconômico em 1999⁴, a sofisticação dos modelos econométricos e a continuidade do desenvolvimento da curva de Phillips na literatura econômica, a abordagem sobre o tema passou a focar na avaliação do regime de metas de inflação, na dureza da política monetária do Banco Central do Brasil e na capacidade preditiva desses modelos.

Correa e Minella (2005) estimam uma curva de Phillips não linear para o Brasil de 1995 a 2004 utilizando modelo de *Threshold* não linear (*Threshold Autoregressive* (TAR) Model), agregando em seu modelo aspectos de conjuntura internacional, como a inflação estadunidense e a taxa de câmbio, além de estabelecer como variável dependente o IPCA livre por conta de sua dinâmica diferente em relação aos preços administrados. A aplicação proposta demonstrou em seus resultados que no curto prazo a variação cambial sofre um repasse maior em períodos que o hiato do produto é mais apertado, indicando maior atividade econômica, evidenciando que a influência no nível de preços do Brasil não é apenas nacional e de demanda, mas também leva em conta choques de oferta como o cambial.

³ Para mais detalhes acerca do processo da história econômica do período ver LACERDA, et. al; Organizadores: José Marcio Rego e Rosa Maria Marques. **Economia Brasileira** – 4. ed. – São Paulo, Saraiva.

⁴ Para mais detalhes acerca do processo da história econômica do período e do triplice mudança de regime — cambial, monetário e fiscal ver Fabio Giambiagi et al.; - Organizadores. *Economia brasileira contemporânea* [recurso eletrônico]: 1945-2010 – Rio de Janeiro: Elsevier, 2011. recurso digital.

Pimentel (2013) modela uma curva de Phillips nos moldes de Friedman e Phelps de 1980 a 2011 a partir do método de *wavelets*, quebrando o período em três recortes. Esse método demonstrou ineficiência na correlação das variáveis nível de preço e desemprego para o curto prazo, mas com a análise de longo prazo elas se tornam mais fortes.

Ferreira e Palma (2015) utilizam o *Dynamic Model Averaging* para modelar uma curva de Phillips geral e chegaram à conclusão de que modelos com parâmetros variáveis ao longo do tempo tiveram melhor resultado que os estáticos. No entanto com resultados sugerindo a ineficiência dos parâmetros da curva tanto em curto quanto em longo prazo.

Neto (2010), busca compreender os microfundamentos da persistência de preços no Brasil, juntando pressupostos microeconômicos como a presença de mercados imperfeitos, racionalidade limitada e rigidez de preços (também presente na macroeconomia). O resultado obtido demonstrou que de 2000 a 2008 a persistência inflacionária (diferente de inércia) é a maior determinante da inflação, com choques cambiais sendo protagonistas em alguns momentos do período analisado. Esse processo de persistência da inflação e a pouca influência das expectativas demonstra a dificuldade do Banco Central em conduzir processos de desinflação, podendo apenas compensar em outros determinantes como taxa de câmbio e hiato de capacidade.

Arruda, Oliveira e Castelar (2017) utilizaram do arcabouço da Curva de Phillips novo-Keynesiana para o Brasil de 2002 a 2015, trazendo também para o modelo o repasse cambial, mas entregando um grande foco nos indicadores de ciclos econômicos como o hiato do produto e do emprego, além do custo marginal real (Massa Salarial/PIB). Foi utilizado o método dos momentos generalizados (GMM) e se encontram resultados estatisticamente robustos, mas com o componente da inércia (*backward-looking*) sendo mais significativo que as expectativas (*forward-looking*), demonstrando ainda um grau de indexação da economia brasileira.

Santos (2021A) aplica a curva de Phillips no Brasil em seus modelos tradicionais utilizando o modelo Autorregressivo e de médias Móveis (ARIMA), sendo eles a primeira versão, a original, a aceleracionista e a com expectativas aumentadas, encontrando maior significância estatística na curva original e aceleracionista, mas com explicações insatisfatórias. Além desses resultados, também constatou que pelo modelo a NAIRU (*non accelerating inflation rate of unemployment*) de 2004 a 2019 era cerca de 9,17%, patamar alto mesmo para um país de renda média como o Brasil, e um produto potencial também baixo em relação a mesma referência.

Bentes (2022) analisa a interdependência da inflação com a taxa de desemprego através do modelo de equações simultâneas com dados de 2004 a 2019, além de ajustar um modelo de regressão linear múltipla para a taxa de desemprego utilizando importação, exportação, salário, inflação, taxa de câmbio e PIB como variáveis independentes. Foi verificada significância estatística diretamente proporcional das variáveis sobre a taxa de desemprego, entre elas PIB e taxa de câmbio, que segundo a teoria econômica deveriam possuir influência inversamente proporcional, ou seja, o resultado empírico divergiu do teórico. Além disso, os resultados para curva de Phillips original e aceleracionista demonstraram significância estatística para o período e, ainda que sejam resultados pequenos, se mostraram mais significativos que o de Santos (2021A), que utiliza o mesmo recorte temporal.

2.3.2 Modelos Semiestruturados da curva de Phillips

Os modelos apresentados anteriormente relacionavam variáveis de ciclo econômico como capacidade ociosa, hiato do produto e hiato do desemprego com o índice de preços cheios, buscando entender fatores como a própria correlação entre eles, a capacidade preditiva dos modelos e a capacidade do BC em utilizar eles para perseguir o regime de metas de inflação. Entretanto, como o índice de inflação é composto por diversos setores separados em itens e subitens, também se subentende que há muitos fatores determinantes para a flutuação no nível de preços, gerando ruídos excessivos na análise da sua relação com fatores de ciclo econômico. Por isso, alguns trabalhos apresentam a inflação de forma parcial, surgindo assim os modelos semiestruturados e desagregados de pequeno porte, em especial para o setor de serviços.

A possibilidade de analisar a curva de Phillips com base em desagregações categóricas da inflação brasileira tem ganhado presença pela possibilidade de observar o índice de forma mais específica, bem como as suas causas. Assim, Winograd (2020), utiliza modelos semiestruturados de pequeno porte do Banco Central para analisar a capacidade preditiva da curva de Phillips desagregada no Brasil através de uma análise *in e out of sample*, demonstrando uma capacidade preditiva maior da inflação de serviços mesmo que outras categorias do IPCA como preços livres, semiduráveis e alimentação dentro e fora do domicílio também demonstrem resultados satisfatórios, reafirmando a eficiência das curvas de Phillips estimadas pelo BCB.

Por sua vez, Giovannetti e Carvalho (2016) analisam a dinâmica da inflação de serviços no Brasil de 2005 a 2013, observando a importância dessa categoria dado sua sensibilidade com as condições de demanda, o nível de trabalho intensivo, o fato de ser pouco dependente da taxa de câmbio e por representar grande parcela do PIB brasileiro. Com esse estudo foi evidenciado

a influência do aumento do custo da mão de obra seguido do aumento dos preços dos serviços, colaborando com a noção de que o aumento na produtividade do trabalho tem potencial para aliviar o conflito distributivo, amenizando as flutuações futuras do setor.

Santos (2021B) faz a modelagem de diferentes curvas de Phillips para o Brasil incluindo também o índice de preços ao produtor (IPA) e em sua análise sobre a inflação de serviços encontra uma capacidade preditiva satisfatória com a conclusão de que as expectativas de inflação é o fator de maior relevância para o ajuste de preços no setor.

O Banco Central do Brasil (2025) faz uma estimativa atualizada da curva de Phillips semiestruturada para a inflação de serviços subjacentes (serviços em geral, exceto itens de maior volatilidade) e busca entender conjuntamente por que a inflação de serviços em 2024 está baixa comparado a 2014, quando a taxa de desemprego se encontrava em níveis similares ao momento recente. Os resultados demonstraram que a conjuntura brasileira mudou entre 2014 e 2024, com o mercado de trabalho não exercendo mais tanta pressão inflacionária devido a redução da NAIRU de 2018 a 2023. Mas ainda assim, o menor patamar da inflação de serviços ainda não é suficiente para convergir o IPCA cheio para a meta de 3%.

Assim, os trabalhos apresentados demonstram o interesse acadêmico e institucional crescente acerca da estimação de curvas de Phillips semiestruturadas, além de ser observado que as produções são de períodos recentes, com a citação mais antiga sendo de 2016, diagnosticando assim que o arcabouço teórico deste trabalho segue um processo atual de refinamento da teoria e das técnicas econométricas.

3. METODOLOGIA

3.1 Abrangência (área de estudo), periodicidade e Variáveis Utilizadas (informações levantadas, coleta de dados e variáveis estimadas).

A área de abrangência do estudo consiste na coleta de dados secundários levantados nos bancos de dados oficiais na internet. As variáveis utilizadas consistem na coleta de séries históricas com periodicidade trimestral referente do 1º trimestre de 2012 ao 4º trimestre de 2024 (recorte temporal fechado: 1T2012 a 4T2024), totalizando 52 observações temporais.

As variáveis utilizadas nos modelos são: inflação de serviços, inflação cheia, expectativa de inflação, Inflação externa, hiato do produto e taxa de desemprego.

Destaca-se que todos os dados exceto o hiato do produto e índice de *commodities* do Banco Central (IC-Br) foram coletados no IPEA Data⁵, enquanto as outras duas variáveis foram coletadas respectivamente através da FGV⁶ e BACEN⁷. Todas as séries, exceto o hiato do produto foram transformados para períodos trimestrais, considerando a média simples de 3 meses em cada período.

A variável a ser testada (variável dependente) é a inflação de serviços calculada através do recorte do IPCA medido pelo IBGE e recortado pelo Banco Central⁸, que atualmente consta dos seguintes itens: Alimentação fora do domicílio; Aluguel residencial; Condomínio; Mudança; Mão de obra (Reparos); Consertos e manutenção; Passagem aérea; Transporte escolar; Transporte por aplicativo; Seguro voluntário de veículo; Conserto de automóvel; Estacionamento; Pintura de veículo; Aluguel de veículo; Serviços médicos e dentários; Serviços laboratoriais e hospitalares; Serviços pessoais (exceto Cartório e Conselho de classe); Recreação (exceto Jogos de azar, Instrumento musical, Bicicleta, Alimento para animais, Brinquedo e Material de caça e pesca); Cursos regulares; Cursos diversos; Plano de telefonia móvel; Acesso à internet; Serviços de *streaming*; Combo de telefonia, internet e TV por assinatura.

Para as variáveis independentes (variáveis explicativas) foram extraídos o IPCA cheio, calculado pelo IBGE, a média mensal das expectativas de inflação no momento presente para

⁵ Disponível em <https://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>

⁶ Hiato do produto disponível em: <https://blogdoibre.fgv.br/posts/o-hiato-do-produto-continuou-positivo-no-4o-trimestre-de-2024>

⁷ Série histórica do IC-Br disponível em: <https://www.bcb.gov.br/estatisticas/indicadoresselecionados>

⁸ Para mais informações, consultar: https://www.google.com/url?sa=i&url=https%3A%2F%2Fwww.bcb.gov.br%2Fconteudo%2Frelatorioinflacao%2FEstudosEspeciais%2FE069_Atualizacoes_da_estrutura_de_ponderacao_do_IPCA_e_repercussao_nas_suas_classificacoes.pdf&psig=AOvVaw0qCxnJuATF5OeFbKIX4vfW&ust=1751220064488000&source=images&cd=vfe&opi=89978449&ved=0CAYQrpoMahcKEwiI_dWh2ZSOAxUAAAAAHQAAAAAQB

2 e 4 trimestres a frente, realizada pela pesquisa Focus do BACEN. A inflação externa tem como *proxy* o índice de *commodities* calculado pelo Banco Central. Como representação do ciclo econômico foram coletados o hiato do produto e o desemprego. O hiato do produto escolhido é calculado pela metodologia da FGV, demonstrada por Andrade *et al.* (2024) que estima o produto potencial através da função Cobb-Douglas, utilizando a combinação de estimativas da taxa natural de desemprego com o nível de utilização de capacidade instalada (NUCI)⁹. Por fim, a taxa de desemprego é representada pela taxa de desocupação do IBGE¹⁰.

3.2 Técnicas econométricas de estimação em séries temporais

A estimação econométrica será feita através do modelo autorregressivo com defasagens distribuídas. Para Gujarati e Porter (2011) esse método é eficiente para captar fenômenos como a inércia, ou seja, eventos passados que são trazidos para o presente e os efeitos das defasagens entre as variáveis observadas, ambas características observadas na inflação. Para isso, os dados coletados serão testados antes de serem aplicados. Assim, será exposta a adequação desse modelo para os objetivos do trabalho.

3.2.1 Modelos de regressão econométrica

Os modelos de regressão são um dos principais instrumentos da econometria aplicada, com o intuito de investigar as relações entre variáveis econômicas e estimar o impacto de uma ou mais variáveis independentes sobre uma dependente. A ideia econométrica até chegar na regressão linear múltipla autorregressiva com defasagens distribuídas passa por algumas etapas teóricas que se desenvolvem de acordo com a necessidade do modelo.

Partindo do modelo de regressão linear simples, a qual é a forma mais básica de análise da regressão, demonstrado na equação 1:

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + u_i \quad (1)$$

Onde:

- Y_i = valor da variável dependente para a i -ésima observação;
- X_i = valor da variável independente para a i -ésima observação;
- β_1 = intercepto (valor esperado de Y_i quando $X_i=0$);

⁹ O hiato do produto é representado como uma porcentagem em relação ao produto efetivo (PIB IBGE), dado pela fórmula: $h = \left(\frac{Y - Y_{pot}}{Y_{pot}} \right) \cdot 100$.

¹⁰ A taxa de desocupação do IBGE se inicia em março de 2012, assim, esse é o valor que representa a taxa de desemprego no período 1T2012.

- β_2 = coeficiente angular (mede o efeito marginal de X sobre Y);
- u_i termo de erro aleatório (capta os efeitos de variáveis não observadas).

Segundo Gujarati e Porter (2011) esse modelo é linear em seus parâmetros (β_1 e β_2) mesmo que não seja linear nas variáveis. Assim, se o objetivo for estimar esses parâmetros, o método dos mínimos quadrados ordinários (MQO) é suficiente para a regressão. Esse método trata-se do ajuste da função de regressão amostral de maneira que as observações dos n pares de X e Y fiquem mais próximas possíveis do Y observado. Esse processo envolve encontrar o ponto em que a soma dos quadrados dos resíduos de erro em relação ao resultado efetivo seja a menor possível, se traduzindo no melhor ajuste da reta em relação aos dados, entregando assim também os parâmetros ideais da regressão (GUJARATI E PORTER, 2011). Assim, o método dos mínimos quadrados ordinários servirá tanto para esse modelo quanto para os próximos tipos de regressão a serem apresentados.

No entanto, as relações econômicas não são tão simples, e raramente uma variável dependente pode ser explicada com eficiência por apenas uma variável independente (GUJARATI E PORTER, 2011). Diante dessa limitação surge a regressão linear múltipla, onde ao invés de apresentar uma variável explicativa, há a presença de outras variáveis independentes. Sua forma teórica é demonstrada conforme a equação 2:

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \dots + \beta_k X_{ki} + u_i \quad (2)$$

A diferença notada da regressão simples para a múltipla é a presença de mais de um regressor, além de os coeficientes de regressão serem parciais. Nesse caso, o coeficiente β_2 por exemplo, mede o valor esperado de Y_i por unidade de variação de X_2 , excluídos o efeito de X_3 sobre a variável dependente. Assim, ambos os modelos podem ser consistentes e bem ajustados a depender da hipótese trabalhada.

Contudo, o modelo de regressão linear simples e múltipla trabalham apenas com dados em tempos correntes, ao mesmo passo que algumas hipóteses podem requerer a utilização de variáveis defasadas. Segundo Gujarati e Porter (2011, p. 614) “se o modelo de regressão incluir não só os valores correntes, mas também os defasados (passados) das variáveis explanatórias (os X), será chamado de modelo de defasagens distribuídas”. Esse modelo é dado por:

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \dots + \beta_k X_{t-k} + u_t \quad (3)$$

Por sua vez, “se o modelo incluir um ou mais valores defasados da variável dependente entre suas variáveis explanatórias, será denominado modelo autorregressivo” (GUJARATI,

PORTER, 2011, p. 614). Ainda sobre estes tipos específicos de modelos, ressalta que “Este também é chamado de modelo dinâmico, por retratar a trajetória da variável dependente no tempo, em relação a seus valores passados”. O modelo autorregressivo é dado pela equação 4:

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \gamma Y_{t-1} + u_t \quad (4)$$

Enquanto o modelo autorregressivo com defasagens distribuídas é representado pela equação 5:

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \dots + \beta_k X_{t-k} + \gamma Y_{t-1} + u_t \quad (5)$$

Nota-se que o modelo autorregressivo com defasagens distribuídas (equação 5) é a junção entre as equações 3 e 4. Dessa forma, observa-se a evolução dos modelos econométricos, que vão desde modelos simples analisando linearmente duas variáveis, passando por modelos que analisam mais de uma variável independente em relação a uma dependente, até os modelos que consideram as defasagens tanto das variáveis explicativas, quanto defasagens da própria variável dependente.

Para falar sobre o papel da defasagem na econometria, Gujarati e Porter (2011, p.617) apontam que “Como resultado da força do hábito (inércia), as pessoas não mudam seus hábitos de consumo imediatamente após uma redução no preço ou um aumento na renda...”. Considerando esse fator e juntando as características teóricas acerca da inflação que considera também a inflação passada como fator fundamental para o nível da variação de preços como afirmara Friedman (1968), conclui-se que o modelo de curva de Phillips que leve em conta a existência da inércia inflacionária deve considerar as defasagens, especialmente em relação a própria variável dependente (inflação), tornando o modelo autorregressivo com defasagens distribuídas ideal para o contexto de aplicação econométrica da hipótese.

3.2.2 Verificação de estacionaridade e ajustes/correções da(s) série(s)

Por se tratar de séries temporais, os dados coletados terão a sua estacionaridade testada a fim de saber a sua adequação para aplicação no modelo. A verificação consiste na necessidade de as séries históricas das variáveis apresentarem média e variância igual ou próxima a zero, assim como as suas respectivas autocorrelações entre as defasagens. Esse processo é necessário pois se a série apresentar média ou variância que são mutáveis com o tempo, logo a aplicabilidade dela serve apenas para o período analisado, retirando a capacidade técnica de fazer previsões futuras, não sendo suficiente para os objetivos propostos. (GURJARATI E PORTER, 2011).

Assim, para cada variável serão apresentados três passos, sendo eles a verificação puramente visual dos gráficos das séries, procurando a presença de tendências e sazonalidades que podem indicar não estacionariedade das variáveis, a análise do correlograma para as funções de autocorrelação e autocorrelação aumentada utilizando o critério *Akaike information criterion* AIC para defasagens, e por fim o teste de Dickey-Fueller aumentado (ADF) em três formas (sem constante, com constante, com constante e tendência). Após a verificação da estacionariedade das variáveis selecionadas, aquelas que não apresentarem os resultados necessários – ou seja, não atendem os critérios quanto a ausência de raiz unitária e estacionariedade - serão ajustadas através do processo de diferenciação ou por meio de processo estacionário em tendência, e será feito para estas novas séries (agora estacionários em diferenciação ou em tendência) novamente o teste ADF a fim de verificar a adequação das séries para a fins de prosseguimento com as regressão por meio do Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) em conformidade com as recomendações dispostas no capítulo 22 de Gujarati e Porter (2011).

3.2.2.1 Raiz Unitária, Estacionariedade, Regressão Espúria e a estimação pelo Método dos Mínimos Quadrados Ordinários.

De acordo com Gujarati e Porter (2011), o trabalho empírico que envolve séries temporais supõe que as séries sejam estacionárias, ou seja, não há raiz unitária. Isso porque a aplicação da regressão sem a estacionariedade das séries serve apenas para o período analisado, retirando a sua utilidade de elaborar previsões. O processo estocástico de raiz unitária corresponde a um passeio aleatório, descrito na equação 6:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad (6)$$

Esse modelo é semelhante ao autorregressivo, uma vez que existe a presença da variável dependente defasada em um período. Ela descreve um passeio aleatório, indicando que o valor de Y_t é igual ao seu valor passado acrescido de um choque estocástico positivo ou negativo, representado por u_t . O parâmetro ρ trata-se de um coeficiente de correlação e possui valor numérico entre -1 e 1. Se esse valor for igual a 1, então constata-se a presença de raiz unitária e de um passeio aleatório, pelo fato de demonstrar a completa autocorrelação entre o valor presente e sua defasagem acrescida de um choque estocástico, ou seja, a série não é estacionária. Entretanto, se esse valor for menor que 1, há a possibilidade de a série não ser estacionária por não se tratar mais de uma raiz unitária, além de aproximar o valor de Y_t do valor do resíduo, o qual por definição é estacionário (GURJARATI E PORTER, 2011). Assim torna-se possível

testar e investigar se as séries trabalhadas possuem raiz unitária, sob a necessidade de elas serem removidas caso estejam presentes.

Gujarati e Porter (2011) também apontam que o uso de séries temporais não estacionárias na regressão pode levar a resultados estatisticamente significantes mesmo quando não se espera que sejam, fenômeno conhecido como regressão espúria ou sem sentido. Isso acontece, pois, as vezes diferentes séries em nível podem apresentar movimentos de tendência similares, gerando valores inflados em seu R^2 e testes t e F. Esse tipo de problema pode ser evitado por testes a exemplo do Dickey-Fueller aumentado, que antes da regressão indicam através da estatística *tau* τ^{11} e comparação com seu valor crítico tabelado se a série possui ou não raiz unitária, sob a hipótese nula de que se *tau* for maior que seu valor crítico, a série possui raiz unitária, logo ela é não estacionária, e caso seu valor seja menor que o crítico, considera-se a hipótese alternativa, com a ausência de raiz unitária e presença de estacionaridade na série, confirmando também que a regressão não é enganosa.

Portanto, se todos os requisitos acima forem satisfatórios, com as séries do modelo sendo estacionárias através da ausência de raiz unitária e os testes não apontarem evidências de regressão espúria, pode-se aplicar o método dos mínimos quadrados ordinários sobre o modelo autorregressivo com defasagens distribuídas para encontrar o melhor ajuste dos parâmetros, além de fazer os respectivos testes para medir a qualidade deles, além de analisar a qualidade dos resíduos.

3.3 Estimação da curva de Phillips e o Modelo proposto aplicado ao estudo de caso

As curvas de Phillips em seus formatos (Primeira versão, original, aceleracionista e expectativas racionais) utilizam-se de modelos de Regressão Linear Simples, Regressão Linear Múltipla, Regressão Linear Múltipla Autorregressiva e Regressão Linear Múltipla Múltipla Autorregressiva com defasagens distribuídas, conforme descritos anteriormente na seção teórica e bibliográfica.

Neste estudo, a base teórico-metodológica adotada consiste na estimação de uma curva de Phillips novo-Keynesiana Híbrida semiestruturada para inflação de serviços e outra no mesmo sentido, porém ortodoxo/monetarista, conforme descrito na equação 7:

¹¹ Gujarati e Porter (2011) apontam que quando se trata de verificação de estacionaridade da série através da raiz unitária, o parâmetro ρ é extremamente viesado em seu teste t. Assim, Dickey- Fueller desenvolveram a estatística τ segundo as simulações de Monte Carlo, constatando maior confiabilidade em seus resultados.

inflação de serviços

$$\begin{aligned}
&= \beta_0(\text{constante}) + \beta_1 \text{inflação de serviços defasada} \\
&+ \beta_2 \text{inflação cheia defasada} \\
&+ \beta_3 \text{Expectativa de inflação no curto prazo} \\
&+ \beta_4 \text{Expectativa de inflação no longo prazo} + \beta_5 \text{Inflação externa} \\
&+ \beta_6 \text{hiato do produto} + \beta_7 \text{taxa de desemprego} + \epsilon
\end{aligned} \tag{7}$$

Os modelos teóricos serão estimados conforme a equação 8:

$$\pi_t^{sv} = \beta_0 + \beta_1 \pi_{t-k}^{sv} + \beta_2 \pi_{t-k} + \beta_3 E\pi_{t+2} + \beta_4 E\pi_{t+4} + \beta_5 \pi_t^{ext} + \beta_6 (y_t - y_t^{pot}) + \beta_7 u_t + \epsilon \tag{8}$$

Em que:

- π_t^{sv} : inflação de serviços.
- π_{t-k}^{sv} : inflação de serviços defasada em k trimestres em relação ao presente.
- π_{t-k} : inflação cheia defasada em k trimestres em relação ao presente.
- $E\pi_{t+2}$: expectativa de inflação para 2 trimestres a frente em relação ao presente.
- $E\pi_{t+4}$: expectativa de inflação para 4 trimestres a frente em relação ao presente.
- π_t^{ext} : Inflação externa corrente.
- $y_t - y_t^{pot}$: hiato do produto (produto efetivo – produto potencial).
- u_t : taxa de desemprego.
- $\beta_1 \dots \beta_7$: parâmetros.
- β_0 : constante
- ϵ : termo estocástico de erro.

Destaca-se que o modelo (3.8) descreve as características e particularidades da inflação de serviços, que possui baixa sensibilidade a choques externos como variação na taxa de câmbio e preço das *commodities*, maior componente inercial carregado da inflação passada, responde de forma mais intensa ao momento do ciclo econômico (expresso pelo hiato do produto e taxa de desemprego) e possui maior reação e defasagem em relação a choques de política monetária (BANCO CENTRAL, 2024). Além de ser um modelo *foward-looking* (considera as expectativas de inflação) e *backward-looking* (considera o passado na formação da inflação corrente).

Destaca-se ainda que o modelo proposto apresenta uma versatilidade teórica, podendo se encaixar tanto no arcabouço novo-keynesiano quanto no arcabouço ortodoxo/monetarista. Dentro do modelo teórico trabalhado, ambas as escolas apresentam convergência em relação a influência da inflação passada que é trazida para o presente, ou seja, converge em seu lado *backward-looking*. No entanto, há divergência acerca da construção das expectativas de

inflação. Enquanto a curva novo-Keynesiana possui microfundamentos acerca da rigidez de informação dos indivíduos, o que os leva a ter formação de expectativas imperfeitas (NETO, 2010), o arcabouço ortodoxo presume que em um cenário de política monetária bem aplicada os agentes ancoram de forma mais precisa suas expectativas através do princípio da ortogonalidade demonstrado por Hoffmaister (1984), o qual se posicionava em defesa das expectativas racionais através deste princípio, afirmando que os erros de previsão dos agentes não são correlacionados com as informações disponíveis na formação das expectativas. Assim, a inflação futura trata-se da melhor previsão possível que os agentes possam ter no momento, acrescido de um choque estocástico. Ou seja, a inflação segue um passeio aleatório, e os erros não são padronizados. Sendo assim, ao incorporar o erro estocástico como parte da expectativa, ela pode ser representada de forma perfeita pela própria inflação futura.

A prática econométrica desses pressupostos consiste em usar diferentes variáveis para as expectativas de inflação enquanto variável explicativa, em aderência à concepção teórica das seguintes escolas macroeconômicas. A curva novo-Keynesiana se utiliza as expectativas de mercado, considerando que estas estão sujeitas a rigidez de informação, sendo suscetíveis a erros, enquanto no modelo monetarista as expectativas trata-se do próprio índice de inflação adiantado, uma vez que o pressuposto da presença de uma política monetária crível e o princípio da ortogonalidade leva a racionalidade perfeita dos indivíduos. Ou seja, há precisão na inflação esperada em relação a efetiva.

Assim, com base na equação (3.8), o parâmetro que diferencia as abordagens teóricas – dos novo-Keynesianos e dos Monetaristas – é o trato com relação à variável $\beta_3 E\pi_{t+2}$ e $\beta_4 E\pi_{t+4}$, sendo que para a primeira abordagem tem-se a indicação de que as expectativas de inflação referem-se aos dados relacionados as expectativas de mercado, ao passo que para a segunda abordagem há a indicação do índice de inflação adiantado para aquela variável em seus respectivos lapsos temporais.

É ressaltado também que a presença de dois períodos distintos para a expectativa de inflação no modelo econométrico parte da ideia de que há significados diferentes para expectativas de curto e médio/longo prazo. Como demonstrado por Clark e Davig (2008), expectativas de curto prazo são mais voláteis e capturam reações imediatas a choques, enquanto prazos maiores refletem a percepção do mercado acerca da tendência estrutural da inflação, com cada um dos horizontes possuindo influência distinta sobre a índice, ou seja, possuem diferentes parâmetros. Assim, a separação em dois períodos permite entender qual a natureza dominante das expectativas de inflação na formação da inflação em si.

4. APRESENTAÇÃO DOS RESULTADOS E DISCUSSÃO DA MODELAGEM

4.1 Conjuntura Macroeconômica do Brasil de 2012 a 2024

O período correspondente as series históricas coletadas para a modelagem contam a história de mutações na estrutura econômica brasileira, passando por diferentes choques internos e externos com impactos significativos sobre inflação, mercado de trabalho e capacidade produtiva do Brasil. A análise conjuntural é fundamental para dar suporte a parte visual das séries históricas, a fim de subsidiar a compreensão dos ciclos e choques das variáveis observadas.

O início da série histórica corresponde a tentativa de transição da estrutura de oferta brasileira. O recorte de 2012 a 2014 é denominado por Carvalho (2018) como “pós-milagrinho”, por ser sucessor do período de crescimento econômico dos governos Lula I e II, sustentado sob os pilares do ciclo de alta das *commodities* impulsionadas pelo crescimento chinês, as reformas estruturais no setor de crédito e serviços bancários simbolizados pela criação do consignado, e a política de reajuste real do salário mínimo em conjunto com os programas de transferência de renda, os quais trouxeram a parte baixa da pirâmide como participantes do mercado consumidor, especialmente no setor de serviços. No entanto, Bresser-Pereira (2010) aponta que uma das características do período recente da economia brasileira até então era a desindustrialização via valorização excessiva da taxa de câmbio, reduzindo a competitividade nacional em relação a internacional. Skaf, Henrique e Silva (2011) fazem uma abordagem semelhante, mas com propostas ativas, pressionando o recém-empossado governo Dilma a acatar uma agenda de reconstrução da indústria guiada pelo protecionismo provocado por juros baixos, incentivos a crédito e desonerações fiscais.

A agenda de reindustrialização guiou o período de 2012 a 2014, com planos de desoneração fiscal e incentivos a empresas de setores estratégicos, além do afrouxamento da política monetária via redução da taxa de juros a fim de baratear investimentos nacionais e desvalorizar o real para reduzir a competitividade externa. Entretanto, como aponta Carvalho (2018), a baixa taxa de câmbio segurava a inflação, e o fim do plano de ação do *Federal Reserve* para recuperar a economia estadunidense após a crise de 2008 que consistia no aumento dos juros coincidiu com a redução da taxa básica brasileira, aumentando o diferencial de juros e desvalorizando em excesso o real. Como contrapeso o governo decide controlar a inflação por meio do controle de preços administrados como combustíveis e energia, o qual também coincidiu com a baixa nos preços das *commodities* devido à redução da demanda chinesa.

A combinação de políticas industriais que não atingiram seus objetivos, uma vez que o setor de serviços continuou crescendo mais que a indústria, juntamente com a ineficiência do controle da inflação via congelamento de preços em setores específicos e a deflagração da operação lava-jato trouxeram instabilidades políticas e econômicas no Brasil, o qual foi arrastado para recessão em 2015, marcado por profunda estagflação – queda do PIB e inflação alta simultânea - levando o Banco Central a reagir com elevação dos juros. Oliveira e Coronato (2016) também apontam para a deterioração das expectativas dos agentes, especialmente pelo endividamento crescente das empresas. Em cenários como esse, Minsky (2010) atenta que as empresas tentam recompor seus balanços através de corte de custos, sendo mais um catalizador de crises.

A crise política deflagrada em 2013 resulta no *impeachment* da presidente Dilma em 2016, dando espaço para o governo Temer, o qual aplicou um tratamento de choque nas contas públicas para conter a crise por meio da política fiscal contracionista, além de reformas estruturais como a trabalhista de 2017, colaborando para ancorar as expectativas de mercado em meio a protestos e discordâncias entre os lados políticos (CARVALHO, 2018). Assim se sucedeu também com a eleição de Bolsonaro em 2018, prometendo a continuidade de cortes de gastos por meio da redução da máquina pública.

No entanto, os efeitos do recuo da recessão foram curtos devido a pandemia da COVID-19 iniciada no final de 2019 e piora em 2020, induzindo a necessidade de medidas de distanciamento social e isolamento, prejudicando diferentes setores como o de serviços (TOMÉ, 2020). Além dessas medidas, a desorganização global das cadeias produtivas também provocou pressão nos preços, fenômeno que continuou em 2021. Como estratégia para conter o intenso choque de oferta que afetava negativamente o PIB, o Copom decide reduzir a taxa básica de juros para 2%¹², menor patamar da história, com o intuito de baratear os custos de financiamento das empresas e aquecer a economia. Com a retomada gradual das cadeias produtivas, os juros baixos passaram a representar um risco inflacionário pelo lado da demanda, e como “efeito mola”, a SELIC foi elevada para 13,75%¹³ a fim de conter a pressão de demanda.

Em 2023 Lula toma posse como presidente da república e reverte algumas medidas de choque aplicadas no governo Temer, como o teto de gastos, passando a aplicar uma política fiscal expansionista, contrário da direção contracionista que o Banco Central estava por aplicar,

¹² Para mais informações ver: <https://www.cnnbrasil.com.br/economia/macroeconomia/em-nova-reducao-de-0-25-ponto-taxa-selic-cai-para-2-ao-ano/>

¹³ Para mais informações ver: <https://www.bancopan.com.br/blog/educacao-financeira/entenda-a-taxa-selic-e-como-ela-influencia-no-dia-a-dia>

fator que gera críticas e dissensões da autoridade fiscal para com a autoridade monetária¹⁴, agora contando com autonomia em relação ao governo.

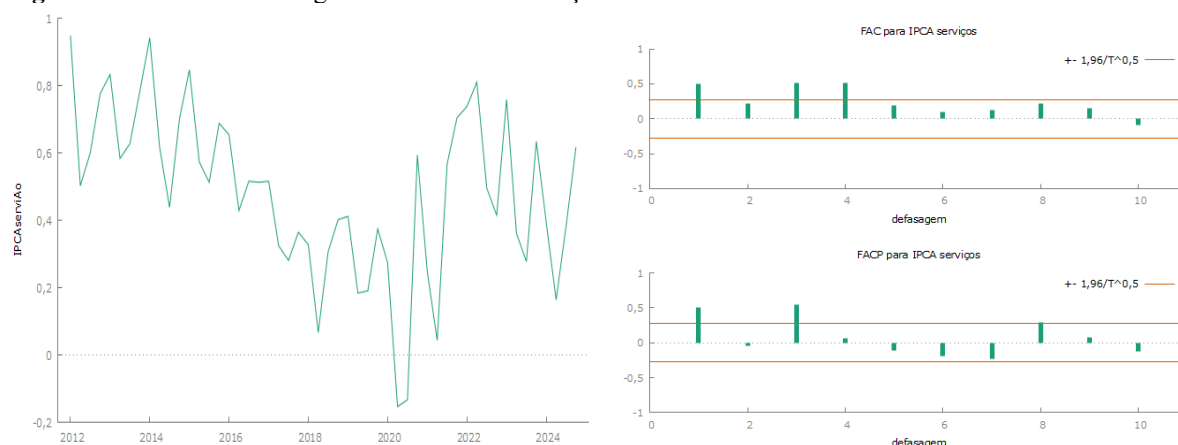
Assim, todas as séries históricas a serem analisadas respondem a ciclos internos com diferentes períodos de persistência, mas em sua maioria responde a choques estruturais como os apontados acima, especialmente em relação a recessão de 2015 e a pandemia de 2020, o que influencia a análise visual das séries e são capazes de influenciar a sua condição de estacionaridade.

4.2 Análise de tendência e estacionaridade das séries: análise visual e correlograma

Antes de realizar a regressão, é necessário fazer a análise estocástica dos dados para verificar a estacionaridade das séries. A análise começou com a observação visual das séries através do gráfico de seus comportamentos temporais. Também foram feitos correlogramas para cada uma das variáveis, onde se observou o comportamento da função de autocorrelação (FAC) e função de autocorrelação parcial (FACP), que mede a correlação da variável em relação a sua defasagem eliminando o efeito de defasagens intermediárias. Dessa forma, a presença de autocorrelações significativas decrescendo ao longo das defasagens é um indicador potencial de que a série pode ser estacionária (GUJARATI E PORTER, 2011).

Após as primeiras análises que consistem a parte visual, a parte estatística consistirá em verificar se a série possui raiz unitária através do teste de Dickey-Fueller aumentado (ADF), tendo como hipótese nula a série possuir raiz unitária (não estacionária), e hipótese alternativa não possuir raiz unitária (estacionária).

Figura 1 – Gráfico e correlograma do IPCA de serviços



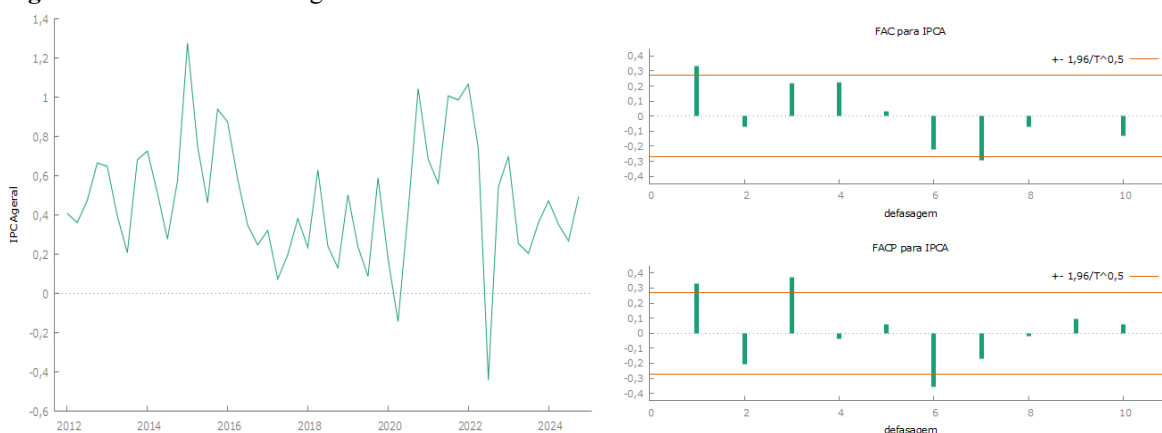
Fonte: elaboração do autor com base nos resultados do Gretl

¹⁴ Para mais informações ver: <https://g1.globo.com/jornal-nacional/noticia/2024/06/18/lula-critica-a-atuacao-do-banco-central-e-o-presidente-da-instituicao-roberto-campos-neto.ghtml>

A inflação de serviços mostra pelo seu gráfico um comportamento cíclico com picos e vales de sazonalidade, com abrupto decrescimento em 2020 em decorrência da pandemia da Covid-19 e forte alta após o retorno das atividades no setor. Essa presença clara de ciclos demonstra a possível estacionariedade da série no nível.

Além disso, o correlograma demonstra um FAC com algumas defasagens significativamente autocorrelacionadas e não apresentando queda gradual de seus coeficientes, por mais que as maiores defasagens não apresentem coeficientes maiores. Sendo assim, faz-se necessário a realização do teste ADF para confirmação da presença de raiz unitária.

Figura 2 – Gráfico e correlograma do IPCA cheio

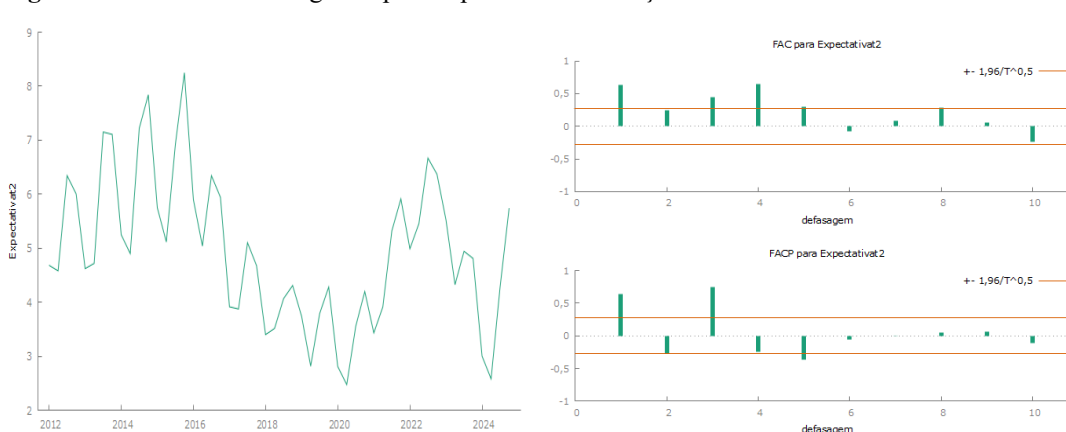


Fonte: elaboração do autor com base nos resultados do Gretl

O IPCA cheio passa por um processo parecido, com uma clara indicação de ciclos presente, com variações mais abruptas localizadas em 2015 durante a recessão no governo Dilma II e com forte aumento durante a pandemia, seguido da estabilização na variação do nível de preços com o retorno das atividades econômicas, incluindo um período de deflação.

O correlograma de ambas as funções demonstra valores irregulares, especialmente da FACP, demonstrando que o IPCA em nível muito provavelmente corresponde a um passeio aleatório, indicando a não estacionariedade da série.

Figura 3 – Gráfico e correlograma para expectativa de inflação semestre a frente

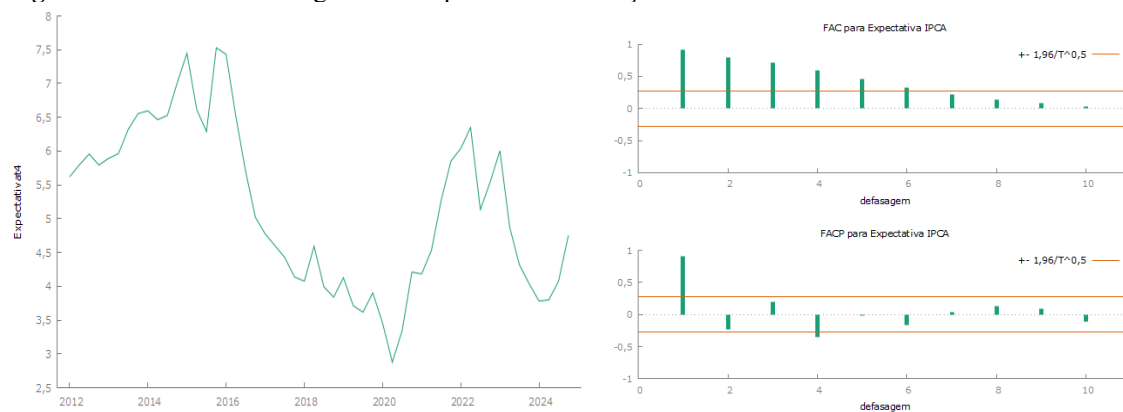


Fonte: elaboração do autor com base nos resultados do Gretl

A expectativa de inflação para 6 meses a frente possui um comportamento claramente cíclico com mudanças de tendência em 2017 e em 2020 com a pandemia. O alto nível de oscilação é esperado dado o horizonte curto de expectativas que são atualizadas de acordo com o surgimento de novas informações e absorção de choques de curto prazo que podem influenciar na flutuação do nível de preços no curto prazo, assim como fora observado por Clark e Davig (2008).

O correlograma da série sugere que há uma alta persistência nas autocorrelações dos dados, apresentando significância irregular nos primeiros meses, comportamento típico de séries não estacionárias.

Figura 4 – Gráfico e correlograma da expectativa de inflação 12 meses a frente

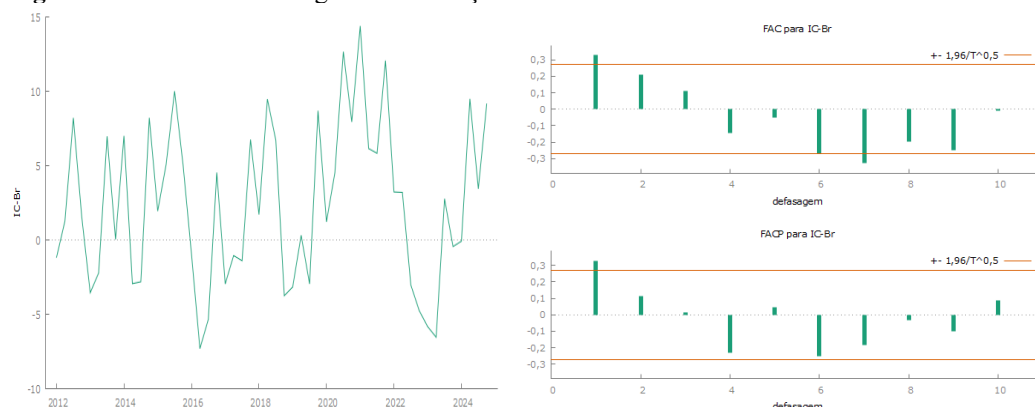


Fonte: elaboração do autor com base nos resultados do Gretl

A expectativa de inflação para os 4 trimestres subsequentes tem característica de ciclos, mas com movimentos mais persistentes, apresentando tendência de alta até 2016, onde apresenta tendência de queda em decorrência do alinhamento do mercado financeiro com o choque fiscal do governo Temer. O comportamento também apresenta ciclo bem definido e movimentos persistentes durante a pandemia e na parte final da série conta com aumento das expectativas em decorrência de choques externos e crise fiscal. Esses movimentos sugerem características de série com raiz unitária.

Por sua vez, o correlograma demonstra alta probabilidade de a série possuir raiz unitária, com autocorrelações significativamente altas nas seis primeiras defasagens na FAC, também confirmado pela FACP com resultado alto na primeira defasagem e coeficientes ainda significativos (mesmo que menores) nas subsequentes.

Figura 5 – Gráfico e correlograma da inflação externa

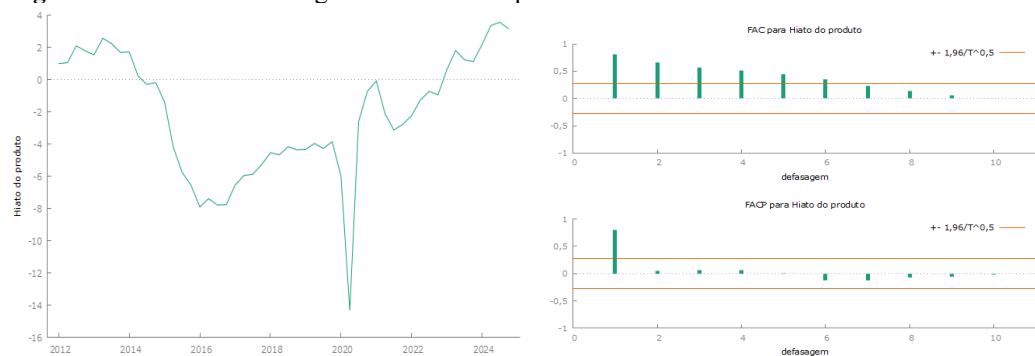


Fonte: elaboração do autor com base nos resultados do Gretl

A inflação externa representada pelo IC-Br demonstra oscilações frequentes, sem demonstrar sinais de persistências em seus ciclos, mesmo com a queda e recuperação durante a pandemia, demonstrando o ciclo rápido que a variação dos preços das *commodities* apresentam no mercado internacional. Mesmo que o gráfico apresente visualmente a possível estabilidade da série em torno de uma média, ainda é necessário realizar o teste ADF devido.

Tanto o gráfico quanto o correlograma demonstram a possibilidade remota da série ser estacionária, ou está próxima de ser, devido a FAC mais moderada nas primeiras defasagens, com reforço da FACP demonstrando algumas defasagens de baixa correlação em face a primeira. Ainda assim, faz-se necessário a aplicação do teste ADF.

Figura 6 – Gráfico e correlograma do hiato do produto

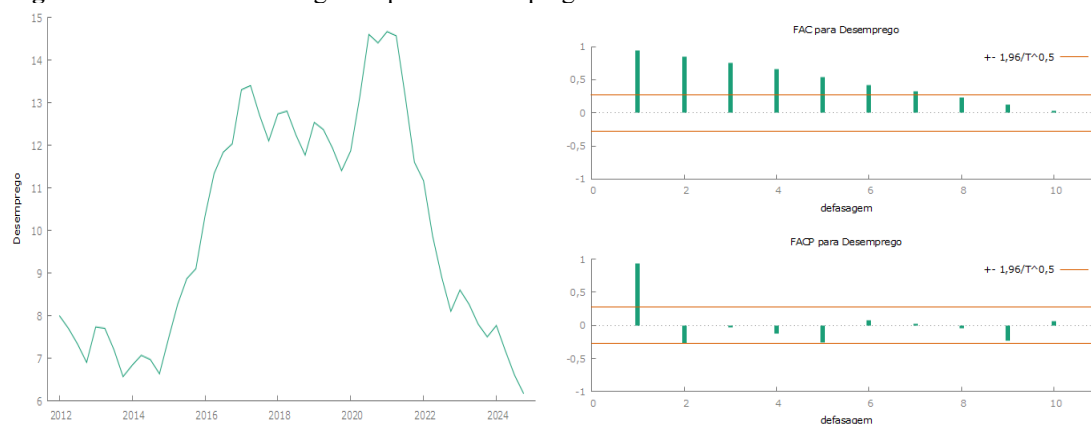


Fonte: elaboração do autor com base nos resultados do Gretl

O hiato do produto apresenta ciclos bem definidos entre diferentes tendências, começando em crescimento em 2012 e invertendo a tendencia em 2014, piorando com a recessão brasileira de 2015, onde passa a se recuperar no ano seguinte até a pandemia em 2020, onde há uma queda brusca na medição. Com a retomada da atividade econômica, desde 2022 o hiato do produto tem apresentado tendência de crescimento e passou a ser positiva a partir de 2023.

O correlograma demonstra através das altas correlações até a sexta defasagem um declínio suave, demonstrando persistência ao longo do tempo, ainda que a FACP demonstre valor significativo apenas na primeira defasagem, indicando a possibilidade da série possivelmente estar próxima de ser estacionária.

Figura 7 – Gráfico e correlograma para o desemprego



Fonte: elaboração do autor com base nos resultados do Gretl

A taxa de desemprego apresenta um ciclo muito claro, além de choques pontuais como os citados nas outras variáveis (recessão e pandemia). E apesar da reforma trabalhista de 2017, Serra, Bottega e Sanchez (2024) apontam que ainda não é possível afirmar estatisticamente o impacto da reforma trabalhista sobre a taxa de desemprego devido ao pouco tempo desde sua aplicação, o choque de oferta de empregos durante a pandemia, e a limitação do método de controle sintético utilizado por estimações anteriores.

A FAC demonstrou valores significativos até a sétima defasagem, demonstrando a persistência das variáveis entre si, característico de séries com raiz unitária. A Função parcial apresentou valores próximos de zero após um pico na primeira defasagem, podendo indicar a proximidade da série em ser estacionária.

4.3 Análise das séries: testes de Dickey Fueller e transformações das séries

Após as análises visuais através dos gráficos e do correlograma, será aplicado nas variáveis o teste de Dickey-Fueller aumentado a fim de verificar a presença de raiz unitária nas séries históricas. Nas tabelas são colocados os valores da estatística τ contra seus respectivos valores críticos a 5% de significância para cada tipo de modelo (sem constante, com tendência, com constante e tendência).

Assim, para que a hipótese nula seja rejeitada (não é estacionária), o valor da estatística τ encontrada deve ser menor que o valor crítico. Caso essa condição não seja satisfeita, há a confirmação da não estacionaridade da série, passando a ser aplicado o processo de

diferenciação na mesma para que sua média e variância se aproxime de zero e se torne estacionária. Todas as variáveis foram testadas para baixo a partir de 10 defasagens pelo critério AIC a fim de evitar possíveis problemas de *overfitting*.

Tabela 1: Teste Dickey-Fuller-Aumentado (ADF) dos resíduos em nível da variável

Teste ADF residual	Modelo	Estatística do Teste τ (tau)	Valor crítico a 5%
Resíduos de IPCA serviços	S/C; C/C; C/T	-1,08304; -1,74602; -1,69084	-1,95; -2,93; -3,5
Resíduos de IPCA	S/C; C/C; C/T	-1,03557; -2,91935; -2,9268	-1,95; -2,93; -3,5
Resíduos de expectativa IPCA t+2	S/C; C/C; C/T	-0,706773; -2,37082; -2,61938	-1,95; -2,93; -3,5
Resíduos de expectativa IPCA t+4	S/C; C/C; C/T	-0,581713; -1,96495; -2,26545	-1,95; -2,93; -3,5
Resíduos de IC-Br	S/C; C/C; C/T	-4,19248; -3,36956; -3,34379	-1,95; -2,93; -3,5
Resíduos do hiato do produto	S/C; C/C; C/T	-1,8002; -2,01505; -2,03351	-1,95; -2,93; -3,5
Resíduos do desemprego	S/C; C/C; C/T	-0,404614; -1,99061; -0,167181	-1,95; -2,93; -3,5

Fonte: Elaboração do Autor com base nos resultados do Gretl.

Legenda: S/C: Sem Constante; C/C: Com Constante; C/T: Com constante e tendência

Os resultados em sua maioria confirmam as hipóteses levantadas na sessão anterior acerca da estacionaridade das séries. De todas as variáveis levantadas, apenas o IC-Br apresentou o teste abaixo do valor crítico, demonstrando ser estacionária tanto sem constante quanto com constante.

O IPCA serviços, IPCA cheio, expectativas de curto e longo prazo, hiato do produto e desemprego não apresentaram resultados satisfatórios para rejeitar a hipótese nula, mesmo que alguns valores como o IPCA cheio apresentem valor próximo do crítico com constante. Sendo assim, a constatação da presença de raiz unitária nas séries leva a necessidade de transformações que sejam capazes de remover a raiz unitária das variáveis.

O método utilizado para transformar as séries não estacionárias em estacionárias consiste na primeira diferenciação. Esse processo é capaz de remover a tendência determinística das séries que apresentam passeio aleatório, além de poderem estabilizar as médias e variâncias das variáveis (GUJARATI E PORTER, 2011). Com a aplicação da primeira diferença nas variáveis que apresentaram raiz unitária, o teste de Dickey-Fueller aumentado será aplicado mais uma vez, sob a expectativa de redução dos valores estatísticos do teste *tau*, de forma que estes se tornem menores que seus respectivos valores críticos a 5%.

Tabela 2: Teste Dickey-Fuller-Aumentado (ADF) dos resíduos em primeira diferença

Teste ADF residual	Modelo	Estatística do Teste τ (tau)	Valor crítico a 5%
Resíduos de IPCA serviços	S/C; C/C; C/T	-12,2258; -12,1291; -12,0389	-1,95; -2,93; -3,5
Resíduos de IPCA	S/C; C/C; C/T	-10,3556; -10,2448; -10,1352	-1,95; -2,93; -3,5
Resíduos de expectativa IPCA t+2	S/C; C/C; C/T	-3,18456; -3,14431; -3,14095	-1,95; -2,93; -3,5
Resíduos de expectativa IPCA t+4	S/C; C/C; C/T	-3,04538; -3,00845; -2,94363	-1,95; -2,93; -3,5
Resíduos do hiato do produto	S/C; C/C; C/T	-8,34714; -8,26521; -5,57645	-1,95; -2,93; -3,5

Resíduos do desemprego ¹⁵	S/C; C/C; C/T	-1,83554; -1,8004; -2,89057	-1,95; -2,93; -3,5
Estacionaridade para resíduos em diferenciação da série desemprego ¹⁶	S/C; C/C; C/T	-12,0822; -11,9542; -11,836	-1,95; -2,93; -3,5

Fonte: Elaboração do Autor com base nos resultados do Gretl.

Legenda: S/C: Sem Constante; C/C: Com Constante; C/T: Com constante e tendência

Após a aplicação da primeira diferença sobre as séries, todos os valores de *tau* se ajustaram de forma que passaram a ser menores que seus valores críticos, indicando a presença de estacionaridade das variáveis analisadas, as tornando propícias para o uso na regressão com fins de análise de previsibilidade.

4.4 Estimação das curvas de Phillips novo-Keynesiana e monetarista

A equação padrão para fins de modelagem está expressa na equação 9:

$$\pi_t^{sv} = \beta_0 + \beta_1 \pi_{t-4}^{sv} + \beta_2 \pi_{t-4} + \beta_3 E\pi_{t+2} + \beta_4 E\pi_{t+4} + \beta_5 \pi_t^{ext} + \beta_6 (y_t - y_t^{pot}) + \beta_7 u_t + \epsilon \quad (9)$$

Onde:

- π_t^{sv} : inflação de serviços.
- π_{t-4}^{sv} : inflação de serviços defasada em 4 trimestres
- π_{t-4} : inflação cheia defasada em 4 trimestres
- $E\pi_{t+2}$: expectativa de inflação (expectativas de mercado ou índice de inflação adiantado) para 2 trimestres a frente em relação ao presente.
- $E\pi_{t+4}$: expectativa de inflação (expectativas de mercado ou índice de inflação adiantado) para 4 trimestres a frente em relação ao presente.
- π_t^{ext} : Inflação externa corrente.
- $y_t - y_t^{pot}$: hiato do produto (produto efetivo – produto potencial).
- u_t : taxa de desemprego.
- $\beta_1 \dots \beta_7$: parâmetros.
- β_0 : constante
- ϵ : termo estocástico de erro.

O primeiro modelo teórico da curva de Phillips Novo Keynesiana Híbrida semiestruturada para inflação de serviços com formação de expectativas imperfeitas aqui estimado em consonância a escola macroeconômica de inspiração heterodoxa descrita na equação econométrica (9), estimada pelo MQO, apresenta-se disposto na equação 10:

¹⁵ Conforme Gujarati (2013) a série apresenta-se como processo estacionário em tendência em que Y_t é a série temporal em estudo e t é variável tendencial medida cronologicamente.

¹⁶ Conforme Gujarati (2013) Considera-se a mesma como estacionária, sendo $\hat{u}_t$ conhecida como série temporal (linearmente) sem tendência.

$$\pi_t^{sv} = 0,004 + 0,0095\pi_{t-4}^{sv} + \mathbf{0,2389}\pi_{t-4}^{**} + 0,0237E\pi_{t+2} + \mathbf{0,1911}E\pi_{t+4}^{***} - 0,0022\pi_t^{ext} + 0,01204(y_t - y_t^{pot}) - 0,0312u_t + \epsilon \quad (10)$$

** equivale a 5% de significância e *** equivale a 1% de significância

O segundo modelo teórico da curva de Phillips Monetarista Híbrida semiestruturada para inflação de serviços com expectativas racionais aqui estimado em consonância a escola macroeconômica de inspiração ortodoxa também descrita na equação econométrica (9), estimada pelo MQO, apresenta-se disposto na equação 11:

$$\pi_t^{sv} = 0,0158 - 0,0013\pi_{t-4}^{sv} + \mathbf{0,1466}\pi_{t-4}^{**} + 0,0278E\pi_{t+2} + \mathbf{0,2847}E\pi_{t+4}^{***} - 0,0054\pi_t^{ext} + 0,006(y_t - y_t^{pot}) - 0,0043u_t + \epsilon \quad (11)$$

** equivale a 5% de significância e *** equivale a 1% de significância

Os resultados da primeira (equação 9) e da segunda regressão (equação 10) demonstraram que as variáveis inflação cheia defasada em 4 trimestres ($d_IPC\text{Ageral_4}$) e expectativas de inflação para 4 trimestres à frente ($d_IPC\text{Ageral_4}$) são estatisticamente significantes a 5% e 1%, respectivamente, demonstrando um leve grau de concordância em ambos os modelos no primeiro momento. A significância de ambas as variáveis demonstra a eficiência em sua característica híbrida de possuir componentes *backward-looking* e *foward-looking*. Com relação às demais variáveis utilizadas [hiato do produto ($y_t - y_t^{pot}$), desemprego u_t , inflação externa π_t^{ext} e expectativa de curto prazo $E\pi_{t+2}$], nenhuma apresentou valores estatisticamente significantes a 1%, 5% e 10%.

Sobre o ajuste dos modelos, a regressão novo-keynesiana apresentou R^2 (coeficiente de determinação global) igual a 0,49; ou seja, 49% das variáveis dependentes são explicadas pela variável independente, enquanto a curva monetarista apresentou o coeficiente de determinação de 0,707; ou seja, 70,7% das variáveis dependentes são explicadas pela variável independente, sendo esta portanto significativamente maior que a regressão novo-Keynesiana.

Para verificar a qualidade dos modelos em relação a suas informações, foram avaliados três critérios, o de Akaike (AIC), Hannan-Quinn (HQ) e Schwarz (BIC), com os valores na regressão novo-keynesiana sendo respectivamente, -16,85; -11,28 e -2,05; enquanto a curva monetarista apresentou os respectivos valores de -42,96; -37,39 e -28,16. O resultado obtido demonstra que a regressão monetarista possui valores menores nos critérios de informação,

demonstrando possuir boa capacidade de explicação dos dados sem o “sobreajuste” de variáveis.

A fim de verificar a adequação dos modelos estimados, foi realizado o teste de especificação RESET Ramsey para as regressões, a qual possui como hipótese nula a especificação adequada do modelo (não há variáveis importantes omitidas, com $p\text{-valor} > 0,05$) contra a alternativa do modelo não ser bem especificado (há variáveis omitidas, demonstradas quando $p\text{-valor} < 0,05$), onde a curva novo-keynesiana obteve $p\text{-valor}$ de 0,898, enquanto a curva monetarista apresentou $p\text{-valor}$ de 0,406, ambos os valores corroborando para a aceitação da hipótese nula em afirmar que estão bem especificados. No entanto, com o modelo de expectativas irracionais sendo mais bem especificado.

Para testar a heterocedasticidade dos resíduos nos modelos foi utilizado o método de Breusch-Pagan, que possui como hipótese nula a ausência de heterocedasticidade nos resíduos ($p\text{-valor} > 0,05$) contra a hipótese alternativa de possuir heterocedasticidade ($p\text{-valor} < 0,05$). Assim, para que o modelo apresente homoscedasticidade (a variância dos resíduos é constante), a hipótese nula deve ser aceita. O modelo irracional apresentou $p\text{-valor}$ igual a 0,983 e o modelo racional obteve $p\text{-valor}$ de 0,712, ambos os valores apontam para a aceitação da hipótese nula de que há ausência de evidência de heterocedasticidade dos resíduos, significando que eles possuem variância constante e homoscedasticidade em seus resíduos. Conclui-se assim que os resíduos das regressões são não viesados, apontando para a eficiência dos estimadores dos MQOs.

Ainda sobre os resíduos, a normalidade também foi testada através do teste de Doornik–Hansen sob a hipótese nula do erro possuir distribuição normal ($p\text{-valor}$ maior que 0,05) contra alternativa de não possuir distribuição normal ($p\text{-valor}$ menor que 0,05). Assim, a normalidade dos resíduos apresentou $p\text{-valor}$ de 0,445 para a regressão novo-keynesiana e 0,712 para a regressão monetarista, indicando que ambos os modelos possuem resíduos normalmente distribuídos, com maior resultado de normalidade para a regressão ortodoxa.

Por fim, para verificar a presença de colinearidade entre as variáveis explicativas foram utilizados os procedimentos dos cálculos de fatores de inflação da variância (VIF) e o diagnóstico de Belsley-Kuh-Welch (BKW). Em ambos os modelos os valores de VIF estiveram abaixo do limite crítico de 10 - variando entre 1,07 e 1,63 de forma geral – indicando baixa correlação entre as variáveis. Por sua vez, o diagnóstico de BKW não apresentou nenhum índice acima do valor crítico de 30, reforçando assim a ausência de multicolinearidade severa nos modelos estimados.

Os resultados dos testes de hipótese estão sumarizados na tabela 3:

Tabela 3: Testes de hipótese das regressões

Teste aplicado/resultados	Hipótese nula (p-valor > 0,05)	Hipótese alternativa (p-valor < 0,05)	p-valor CNK	p-valor CM	Aceita Hipótese nula para ambas as regressões?
Reset Ramsey	Especificação adequada	Especificação não adequada	0,898	0,406	Sim
Breusch-Pagan	Ausência de heterocedasticidade	Presença de heterocedasticidade	0,983	0,712	Sim
Doornik-Hansen	Possui distribuição normal	Não possui distribuição normal	0,445	0,712	Sim

Legenda: CNK – Curva novo-Keynesiana; CM – Curva monetarista

Fonte: elaboração do autor com base nos resultados do GRETL

Portanto, sobre os testes de hipótese aplicados em ambos os modelos, ainda que em ambas as regressões se aceite as hipóteses nulas, constata-se que o teste RESET Ramsey aponta melhor especificação na curva novo-Keynesiana, ao mesmo passo que o teste de heterocedasticidade aponta pelo teste de Breusch-Pagan que não há evidência de variância não constante nos resíduos, além das duas regressões trabalharem com resíduos distribuídos normalmente, apontando assim para a adequação das modelagens pelo método das MQO;

4.5 Relação com a teoria econômica e com o estado da arte

Os resultados comparativos das regressões estão esquematizados na tabela 4:

Tabela 4: parâmetros e significâncias estimadas

Variável/Valor	β NK	β CM	p-valor CNK	p-valor CM
Constante	0,0040	0,0158	0,8969	0,5038
Inflação de serviços defasada	0,0095	-0,0013	0,9467	0,9900
Inflação cheia defasada	0,2389	0,1466	0,0111**	0,0413**
Expectativa de inflação curto prazo	0,0237	0,0278	0,3952	0,2164
Expectativa de inflação longo prazo	0,1911	0,2847	0,0032 ***	<0,0001 ***
Inflação externa	-0,0022	-0,0054	0,6902	0,1964
Hiato do produto	0,0120	0,0060	0,3305	0,5198
Desemprego	-0,0312	-0,0043	0,4908	0,8993

Legenda: CNK – Curva novo-Keynesiana; CM – Curva monetarista

** equivale a 5% de significância e *** equivale a 1% de significância

Fonte: elaboração do autor com base nos resultados do GRETL

Com base nos parâmetros obtidos e em suas variáveis estatisticamente significantes, constata-se que na regressão novo-keynesiana cada 1 ponto percentual (p.p) de variação da

inflação cheia passada em quatro trimestres tende a carregar para o ano seguinte uma variação em 0,2389 p.p no nível de preços nos serviços, traduzindo-se em um componente inercial de 23% da inflação passada sendo carregada para o presente, enquanto o modelo monetarista demonstra um componente inercial de 14% (0,1466 p.p), valor inferior a primeira regressão. Assim, constata-se que a inflação de serviços segundo a teoria novo-Keynesiana sofre uma inércia maior que a do arcabouço monetarista, além de demonstrar estatisticamente em ambos os casos que a variação no nível de preços no setor de serviços reverbera a variações no nível de preços de outros setores representados pela inflação cheia, ao mesmo passo que a própria inflação de serviços defasada em 4 trimestres em ambos os modelos apresentou além de parâmetros próximos de zero (0,0095 e -0,0013), p-valores próximos de 1 (0,94 e 0,99), ou seja, é insignificante para a regressão e não possui inércia significativa em si, mesmo que curiosamente cada teoria apresente um sinal diferente em seu parâmetro.

No que tange a parte das expectativas, o horizonte de tempo de 4 trimestres a frente apresentou significância estatística de 1% em ambos os modelos, com p-valores próximos de 0 (0,0032 para novo-Keynesiana e $< 0,0001$ para a monetarista). Assim, a inflação na curva novo-keynesiana impacta marginalmente 0,19 unidades para cada variação unitária nas expectativas para um ano a frente. E na monetarista a variação possui impacto de 0,28 na inflação de serviços para cada unidade de variação da expectativa de longo prazo.

É importante notar que quando comparado com o modelo ortodoxo, o arcabouço heterodoxo demonstrou maior influência da inflação passada [$(0,2389 \cdot \pi_{t-4} > 0,146683 \cdot \pi_{t-4})$] ao mesmo tempo que possui menor efeito marginal em sua expectativa de longo prazo [$(0,1911 \cdot (E\pi_{t+4}) < 0,2847 \cdot (E\pi_{t+4}))$]. Assim, constata-se que a curva novo-keynesiana demonstra maior impacto (em termos de efeito) em seu componente *backward-looking*, enquanto a curva monetarista apresenta maior impacto (em termos de efeito) em sua parte *forward-looking*, ressaltando-se que em ambos os casos, os parâmetros estimados daquelas variáveis apresentam o mesmo nível de significância em seus efeitos.

Observa-se também que nas duas regressões (equações estimadas 4.2 e 4.3) a expectativa de longo prazo ($E\pi_{t+4}$) obteve significância maior que a expectativa de curto prazo ($E\pi_{t+2}$) demonstrando por parte dos agentes de mercado maior atenção ao comportamento de tendência da inflação ao longo do tempo ao invés de acompanhar seus choques de curto prazo, como apresentado no capítulo 3.

Não apenas as variáveis significativas chamam a atenção (inflação cheia defasada e expectativa de longo prazo), mas também aquelas que não apresentaram significância estatística

devem receber importância, a exemplo do desemprego e do Hiato do produto, os quais em seus parâmetros (Respectivamente -0,0312 e 0,120 para a curva novo-Keynesiana e 0,0120 e 0,0060 para a monetarista) apresentaram os sinais em concordância com a teoria econômica. O desemprego possui sinal negativo, demonstrando ser inversamente proporcional com a inflação de serviços, e o hiato do produto possui sinal positivo (quanto mais positivo o hiato do produto, maior o nível de atividade econômica) em relação a variável independente. O resultado demonstra que o princípio fundamental da curva de Phillips é respeitado, mas sem significância estatística, o que favorece os pressupostos da teoria monetarista, uma vez que Friedman (1968) apontava para a não sustentabilidade do *trade-off* entre inflação e desemprego no longo prazo.

A inflação externa também apresentou resultado de acordo com a teoria acerca das características da inflação de serviços, com parâmetro igual a -0,0022 e p-valor de 0,69 para a curva novo-Keynesiana e -0,0054 com p-valor de 0,19 para a curva monetarista. Ambos os resultados concordam com a teoria econômica ao apresentarem parâmetros próximos de zero e teste de hipótese não significativo, já que uma das características da inflação de serviços é a sua baixa sensibilidade a fatores externos, possuindo uma estrutura mais nacionalizada (BANCO CENTRAL, 2024).

Esse resultado trás importantes implicações quando se trata da condução da política monetária por parte do Banco central, visto a atenção dada para a inflação de serviços por parte do comitê de política monetária (Copom). Segundo o Banco Central (2023, p.6), “O foco do Comitê (Copom) na inflação de serviços se deve ao fato de ela responder à inércia inflacionária e à atividade econômica de forma mais direta...”. O resultado do modelo demonstra em partes a colocação do Banco Central, mas concordando categoricamente apenas acerca da influência significativa da inercia inflacionária, não demonstrando significância estatística nas variáveis de atividade econômica (Desemprego e Hiato do produto). Essa aplicação demonstra que os agentes econômicos respondem muito mais a estímulos de defasagem e expectativas do que ao momento do ciclo econômico na hora de fixar preços, mostrando a dificuldade que o Banco Central tem em controlar a inflação através do estrangulamento da demanda via aumento de taxa de juros, já que o canal das defasagens e expectativas se mostram os parâmetros mais significantes do modelo.

Ainda sobre a inercia inflacionária manifesta na regressão, o fato de apenas a defasagem do índice cheio demonstrar significância estatística ao invés do próprio índice de serviços demonstra que os fixadores de preços levam em consideração a variação do nível geral de preços ao atualizar os valores dos serviços prestados, uma vez que a remuneração desses

agentes é direcionada em suas cestas de consumo pessoais, as quais correspondem parte do índice cheio de inflação. Assim, com o resultado inercial demonstrado (0,23 para a curva novo-Keynesiana e 0,14 para a monetarista), é visto que parte da inflação cheia passada é carregada para a inflação corrente no setor de serviços, a qual vai influenciar no índice cheio corrente que vai carregar parte de si para a inflação de serviços no próximo período, manifestando-se assim o ciclo de inércia inflacionária voltado para trás. Summa e Braga (2016) também apontam que dentre os modelos desagregados o setor de serviços é o que apresenta maior componente inercial, possivelmente pelo fato de ser um setor que trabalha com produtos não comercializáveis, sendo observado assim a importância de dar atenção para a inflação passada carregada para os serviços.

Além da inflação passada, a expectativa de inflação também é importante para os fixadores de preços, notando-se também que essas expectativas estão relacionadas com o índice de preços cheio. A percepção das expectativas em ambos os cenários de certeza ou incerteza possui seu protagonismo na inflação de serviços, já que diversos contratos estabelecidos a exemplo de aluguéis e alguns tipos de financiamentos ou consórcios possuem reajustes de acordo com o índice de inflação presente na data marcada para o ajuste, também se manifestando na forma de inércia inflacionária voltada para frente.

Portanto, constata-se que o efeito retroativo da inflação de serviços corresponde a movimentos passados e futuros, exercendo uma influência recíproca e significativa das duas variáveis que levam a ciclos inerciais sobre o índice. Assim, se conclui que, além do controle da inflação de serviços ser importante para a perseguição da meta de inflação, o olhar para frente e para trás da flutuação de preços por parte dos agentes econômicos são mais influentes que fatores de demanda, dificultando o trabalho do Banco Central em perseguir a meta de inflação via aumento de juros, devendo trabalhar com maior foco na ancoragem das expectativas, como assim já tem feito recentemente. Por fim, sobre esse tópico, o Banco Central (2024) afirma que a perseguição da ancoragem das expectativas é imprescindível para assegurar a convergência da inflação para a meta, independentemente de sua fonte, afirmando assim, que a formação de expectativas não se trata apenas sobre política monetária.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A presente monografia teve como objetivo principal entender a dinâmica da inflação de serviços através da estimação de duas curvas de Phillips híbridas desagregada para inflação de serviços no Brasil com base em dados que iniciam no primeiro trimestre de 2012 e seguem ao quarto trimestre de 2024 (sem ausência de valores/dados/informações - *missing values*), sendo que a 1ª regressão caminhou seguindo o arcabouço teórico novo-keynesiano com expectativas irracionais, e a 2ª baseada na tese monetarista das expectativas racionais. Para tanto, utilizou-se do modelo econométrico de séries temporais autorregressivas com defasagens distribuídas, com resultados significativos apontando para a forte presença da inércia inflacionária e influência das expectativas na formação da inflação de serviços. Além dessas duas variáveis, também foram estimados parâmetros para a inflação cheia defasada, inflação de serviços defasada, inflação externa, desemprego e hiato do produto, os quais apresentaram resultados esperados pela teoria econômica, mas com testes estatísticos demonstrando baixa significância.

Em relação aos seus objetivos específicos, lembra-se que o primeiro deles era analisar a relevância empírica demonstrada em trabalhos acadêmicos sobre a curva de Phillips desagregada para a inflação de serviços no Brasil. Assim, realizou-se uma ampla revisão bibliográfica concomitante ao estabelecimento do arcabouço teórico acerca do tema, partindo dos primeiros modelos publicados até os trabalhos mais recentes observados para o Brasil, analisando as metodologias e resultados obtidos em curvas de Phillips cheias até as semiestruturadas, onde se observa o crescimento do interesse acadêmico e institucional acerca das curvas de Phillips desagregadas, além de constatar que esse movimento tem acontecido de forma recente, com as produções citadas sendo publicadas entre 2016 e 2025.

O segundo objetivo específico consistiu em desenvolver um modelo teórico da curva de Phillips para inflação de serviços no Brasil através de séries temporais e valores autorregressivos, o qual pudesse ser utilizada de acordo com a teoria novo Keynesiana e Monetarista. Portanto, tal objetivo foi atendido através da construção de um modelo teórico que incorporava como variáveis independentes a inflação cheia e de serviços defasada, expectativas de inflação para dois e quatro trimestres a frente, inflação externa, hiato do produto e desemprego, além de estabelecer o caminho teórico a ser seguido para ajuste dos dados caso necessário e obtenção dos resultados, que consistia respectivamente em verificar a estacionaridade das séries para ajustá-las caso necessário e estimar a regressão através do método dos mínimos quadrados ordinários. Partindo do modelo econométrico único para os dois arcabouços teóricos examinados, o seu ponto de distinção se deu em torno do tratamento

prático em relação as expectativas de inflação, sendo esta irracional – representada pelas expectativas de mercado, ou com expectativas racionais – as quais incorporam os desvios da inflação esperada contra a observada no modelo.

Por fim, o último objetivo específico focou-se em estimar e interpretar os resultados obtidos com enfoque na sua significância estatística, comparando ambos os resultados com a teoria econômica e analisando sua relevância para a política monetária brasileira. Este foi contemplado através da prática dos passos teóricos dispostos na sessão anterior, a qual consistiu em realizar análises visuais através de gráficos e correlogramas seguidos da aplicação do teste ADF nas variáveis utilizadas para testar a estacionaridade delas. Após analisar os resultados, para as variáveis que não eram estacionárias foi realizado a repetição do teste ADF após as respectivas diferenciações, constatando a presença de estacionaridade nas séries. Após a obtenção da estacionaridade das séries, o método dos mínimos quadrados ordinários foi utilizado para estimar o modelo e, também, antes da análise dos parâmetros obtidos foram observados os resultados dos critérios de observação e análise de colinearidade, além dos testes de hipótese de RESET Ramsey para verificar o ajuste dos modelos, teste de Breusch-Pagan para verificar a heterocedasticidade dos resíduos e teste de Doornik–Hansen para verificação da normalidade dos resíduos, chegando a conclusão de que suas respectivas hipóteses nulas podem ser aceitas, demonstrando boa qualidade dos estimadores.

No que tange aos resultados obtidos, os parâmetros das variáveis estatisticamente significantes demonstraram diferentes níveis de impacto para ambas as curvas, com o modelo novo-keynesiano possuindo maior influência do lado *backward-looking* através da inflação cheia passada, com 23,89 p.p desse índice sendo levado para a inflação de serviços no período seguinte, contra a estimação de 14,66 p.p da curva monetarista. Em contraste, na parte *foward-looking* da curva, o modelo de expectativas racionais demonstrou que cada variação unitária das expectativas de longo prazo impacta a inflação de serviços em 28 bps, contra 19 bps da curva de expectativas racionais. O resultado do modelo monetarista apresentou melhor coeficiente de determinação global (R^2) com 0,707 contra 0,49 do arcabouço novo-Keynesiano, mas apesar da diferença, ambas as regressões são consistentes em seus resultados, apresentando convergência forte em relação as variáveis significantes.

O resultado de ambas as curvas demonstra que em ambas as teorias os agentes econômicos no setor de serviços respondem de forma mais intensa a percepção da inflação cheia em si, considerando seu nível passado e expectativa de tendência para o futuro, enquanto fatores de demanda e ciclos econômicos apresentam resultados alinhados com a teoria

econômica, mas sem significância satisfatória para possuírem protagonismo nos resultados estimados.

Portanto, a conclusão obtida através dos resultados se assemelha com a apresentada por Arruda, Oliveira e Castelar (2017) para a curva de Phillips cheia, no entanto, com a curva semiestruturada para a inflação de serviços. Assim, com a contribuição desse presente trabalho e com a importância de seus resultados para analisar um dos instrumentos utilizados pelo Banco Central para prever a tendência da inflação de serviços devido a sua influência sobre a inflação cheia, a qual é o parâmetro para o regime de metas de inflação, é importante que o tema possua continuidade através de trabalhos futuros, utilizando diferentes recursos econométricos, incorporando diferentes variáveis, analisando diferentes recortes de tempo e se utilizando de novos arcabouços teóricos, a fim de sofisticar cada vez mais a curva de Phillips enquanto instrumento auxiliador de política monetária.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANDRADE, Elisa; CONSIDERA, Claudio; TRECE, Juliana; KELLY, Isabela; GUSMÃO, Arthur. O hiato do produto e as produtividades. Rio de Janeiro: FGV IBRE, 2024. (Textos para Discussão, n. 14). Disponível em: <https://ibre.fgv.br>. Acesso em: 9 jun. 2025.

ARRUDA, Elano; OLIVEIRA, Maria Thalita; CASTELAR, Ivan. Dinâmica recente da inflação brasileira em ambientes distintos de expectativas forward-looking. *Brazil Journal of Political Economy*, Vol. 37, No. 4, 2017.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Ata da 252ª Reunião do Comitê de Política Monetária – Copom: 31 de janeiro e 1º de fevereiro de 2023*. Brasília: Banco Central do Brasil, 2023. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br>. Acesso em: 3 jul. 2025.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Ata da 263ª Reunião do Comitê de Política Monetária – Copom: 18 e 19 de junho de 2024*. Brasília: Banco Central do Brasil, 2024. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br>. Acesso em: 4 jul. 2025.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Estatísticas – Indicadores selecionados. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/estatisticas/indicadoresselecionados>. Acesso em: 11 jun. 2025.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. O nível recente da inflação de serviços deveria causar surpresa? *Blog do Banco Central*, Brasília. Disponível em: <https://cdn-www.bcb.gov.br/noticiablogbc/29/noticia>. Acesso em: 30 maio 2025.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Relatório de Inflação – Dezembro de 2019: atualizações da estrutura de ponderação do IPCA e repercussão nas suas classificações*. Brasília: Banco Central do Brasil, 2019. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/publicacoes/relatorioinflacao>. Acesso em: 5 jun. 2025.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Relatório de Inflação – Junho de 2024*. Brasília: Banco Central do Brasil, 2024. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/publicacoes/relatorioinflacao>. Acesso em: 5 jun. 2025.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Meta de inflação. Brasília: Banco Central do Brasil, 2024. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/metainflacao>. Acesso em: 05 de outubro de 2024.

BASTIAT, Frédéric. *What is Seen and What is Not Seen*. In: *Economic Sophisms*. 1845. Mises Institute, adaptação moderna.

BENTES, Ricardo Regis. Inflação e taxa de desemprego: um estudo simultâneo na economia brasileira de 2004 a 2019, usando modelos econométricos. Universidade Federal do Oeste do Pará, Santarém, 2022.

BLANCHARD, Olivier. *Macroeconomia* / Olivier Blanchard; tradução Sônia Midori Yamamoto. 7. ed. São Paulo: Pearson Education do Brasil, 2017.

BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos. Brasil vive desindustrialização. *Economia & Tecnologia*, Curitiba, ano 6, v. 22, p. 185–186, jul./set. 2010. Publicado originalmente em: *Folha de S. Paulo*, 28 ago. 2010.

BUSSO, Matias; MADRIGAL, Lucía; PAGES, Carmen. Productivity and resource misallocation in Latin America. *The B.E. Journal of Macroeconomics*, [S.l.], v. 13, n. 1, p. 903–932, 2013

CALVO, Guillermo A. Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, vol. 12, Issue 3, p. 383–398, 1983.

CAMPANTE, F.; STURZENEGGER, F.; VELASCO, A. *Advanced Macroeconomics: An Easy Guide*. London: LSE Press, 2021.

CARVALHO, Gabriela Jodas de; NOGAMI, Vitor Koki da Costa. Preparo digital das empresas no período de pandemia: uma análise do setor de serviços financeiros de Maringá-PR. *Gestão & Conexões*, Vitória (ES), v. 12, n. 3, p. 121–142, set./dez. 2023.

CARVALHO, Laura. *Valsa brasileira: do boom ao caos econômico*. São Paulo: Todavia, 2018.

CAVALCANTI, R. O. *Inflação, estagnação e incerteza: teoria e experiência brasileira*. 14º Prêmio BNDES de Economia. Rio de Janeiro, 1990.

CLARK, T. E. & DAVIG, T. *An empirical assessment of the relationships among inflation and short- and long-term expectations*. Kansas City, Federal Reserve Bank Working Paper No. RWP 08-05. 2008

CORREA, Arnildo; MINELLA, André. Mecanismos não-lineares de repasse cambial: um modelo de curva de Phillips com threshold para o Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 33., 2005, Niterói: ANPEC.

CYSNE, R. P. A relação de Phillips no Brasil: 1964–66 × 1980–84. *Revista Brasileira de Economia*, 39:401–422, 1985.

FERREIRA, Diego; PALMA, Andreza. Forecasting Inflation with the Phillips Curve: A Dynamic Model Averaging Approach for Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, Vol. 69, No. 4, 2015.

FRIEDMAN, Milton. The role of monetary policy. *American Economic Review*, v. 58, n. 1, p. 1–17, mar. 1968.

GIOVANNETTI, Luiz Felipe; CARVALHO, Laura. Distribuição de renda, mudança estrutural e inflação de serviços no Brasil. *Anais do XLIII Encontro Nacional de Economia [Proceedings of the 43rd Brazilian Economics Meeting]* 094, ANPEC, 2016.

GOMES, José Willams da Silva; ARAÚJO, Hélio Roberto. Impactos financeiros da pandemia de Covid-19 em serviços médicos hospitalares: endividamento, liquidez e rentabilidade. *Revista Foco*, [S. l.], v. 18, n. 4

GUJARATI, Damodar N.; PORTER, Dawn C. *Econometria básica*. 5. ed. Traduzido por Denise Durante, Mônica Rosemberg e Maria Lúcia G. L. Rosa. Porto Alegre: AMGH Editora, 2011.

HAYEK, Friedrich A. *Monetary policy: "How to deal with inflation"*. *The Times*, London, p. 16, 26 mar. 1980.

HOFFMAISTER, Alexander W. Expectations of Inflation and Interest Rate Determination. *IMF Staff Papers*, Vol. 31, No. 4 (Dez., 1984), pp. 686–713

HUME, David. *Of money*. In: HUME, David. *Essays: moral, political, and literary*. Indianapolis: Liberty Fund, 1987 [1752]

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). *Ipeadata – Plataforma de estatísticas econômicas, sociais e setoriais*. Disponível em: <https://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>. Acesso em: 11 jun. 2025.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/precos-e-custos/9256-indice-nacional-de-precos-ao-consumidor-amplo.html?=&t=conceitos-e-metodos>. Acesso em: 05 jul. 2025.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Serviços. Disponível em: <https://brasilemsintese.ibge.gov.br/servicos.html>. Acesso em: 12 out. 2024.

JACINTO, Paulo de Andrade; RIBEIRO, Eduardo Pontual. Crescimento da produtividade no setor de serviços e da indústria no Brasil: dinâmica e heterogeneidade. *Economia Aplicada*, v. 19, n. 3, p. 401–427, 2015.

KEYNES, John Maynard. *The general theory of employment, interest and money*. London: Macmillan, 1936.

LUCAS, R. E. Econometric policy evaluation: a critique. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, v. 1, p. 19–46, 1976.

MANKIW, N. Gregory. Macroeconomia. Traduzido por Teresa Cristina Padilha de Sousa. – 10. ed. – Rio de Janeiro : Atlas, 2021

MEIRA, Rafael Peixoto. *Microfundamentos da macroeconomia: da crítica de Lucas à economia da complexidade*. Campinas, SP: [s.n.], 2019.

MINSKY, Hyman P. *Estabilizando uma economia instável*. Tradução de Sally Tilelli. Osasco, SP: Novo Século Editora, 2010.

NETO, Fernando de Aquino Fonseca. Persistência inflacionária e curva de Phillips novo-keynesiana para o Brasil. *Revista de Economia Política*, São Paulo, v. 30, n. 2, p. 231–249, abr./jun. 2010.

OLIVEIRA, Grazielle; CORONATO, Marcos. Como o Brasil entrou, sozinho, na pior crise da história. *Época – Ideias*, 4 abr. 2016. Disponível em: <https://epoca.globo.com/ideias/noticia/2016/04/como-o-brasil-entrou-sozinho-na-pior-crise-da-historia.html>. Acesso em: 23 jul. 2025.

PEREIRA, Marcílio Zanelli; BASTOS, Suzana Quinet de Andrade; PEROBELLI, Fernando Salgueiro. Análise sistêmica do setor de serviços no Brasil para o ano de 2005. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 43, n. 1, p. 161–190, abr. 2013.

PIMENTEL, Edgard. A wavelets-based analysis of the Phillips curve hypothesis for the Brazilian economy, 1980–2011. *Economia Aplicada*, Vol. 17, No. 1, 2013.

SACHSIDA, Adolfo. Inflação, desemprego e choques cambiais: uma revisão da literatura sobre a curva de Phillips no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 67, n. 4, p. 407–424, dez. 2013.

SANTOS (A), Edwilson Oliveira dos. *Estimação das curvas de Phillips no Brasil entre 2004 à 2019: a NAIRU e produto potencial*. Santarém, 2021A.

SANTOS (B), Lucas Natal Ferreira dos. *Estimativa da curva de Phillips desagregada para o Brasil*. Rio de Janeiro, 2021B.

SILVA, Camila Monaro; FILHO, Naercio Menezes; KOMATSU, Bruno Kawaoka. *Uma abordagem sobre o setor de serviços na economia brasileira*. São Paulo: Insper, Centro de Políticas Públicas, ago. 2016. (Policy Paper, n. 19)

SILVA, F. da .; VASCONCELOS, C. R. M. de .; NODARI, C. H.; PEREIRA, T. M. da F.; BARRETO, L. K. da S. .; NASCIMENTO, A. L.; GOMES, S. C.; CHAYM, C. D.; FRANCO, J. B. M.; CARVALHO, A. D. de; CELESTINO, W. T. The impacts of the COVID-19 pandemic on the Brazilian service sector. *Research, Society and Development*, [S. l.], v. 10, n. 13, , 2021.

SKAF, Paulo; HENRIQUE, Artur; SILVA, Paulo Pereira. Um acordo pela indústria brasileira. *Folha de S. Paulo*, Tendências/Debates, 26 maio 2011. Disponível em: <https://www1.folha.uol.com.br/fsp/opiniao/fz2605201107.htm>. Acesso em: 23 jul. 2025.

SUMMA, Ricardo; BRAGA, Julia de Medeiros. Estimação de um modelo desagregado de inflação de custo para o Brasil. *Ensaaios FEE*, Porto Alegre, v. 37, n. 2, p. 399–430, set. 2016. Disponível em: <https://www.researchgate.net/publication/335991849>. Acesso em: 4 jul. 2025.

TOMÉ, Luciana Mota. SETOR DE TURISMO: IMPACTOS DA PANDEMIA: v. 5 n. 124 (2020) . Caderno Setorial ETENE, Fortaleza, v. 5, 2020.

WAPSHOTT, Nicholas. *Keynes x Hayek: a origem e a herança do maior duelo econômico da história*. Tradução de Ana Maria Mandim. Rio de Janeiro: Record, 2016.

WINOGRAD, Alice Bergier. *Análise da Capacidade Preditiva das Curvas de Phillips Desagregadas do Banco Central do Brasil*. Rio de Janeiro, 2020.

APÊNDICE A

APÊNDICE A – REGRESSÕES DE ESTACIONARIEDADE DAS SÉRIES EM NÍVEL:

A.1 IPCA SERVIÇOS

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para IPCAserviAo
testar para baixo a partir de 10 defasagens, critério AIC
tamanho da amostra: 49
hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante
incluindo 2 defasagens de $(1-L)IPCA_{serviAo}$
modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -0,051456
estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -1,08304$
p-valor assintótico 0,253
coeficiente de 1ª ordem para e : -0,030
diferenças defasadas: $F(2, 46) = 21,545 [0,0000]$

teste com constante
incluindo 2 defasagens de $(1-L)IPCA_{serviAo}$
modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -0,217883
estatística de teste: $\tau_c(1) = -1,74602$
p-valor assintótico 0,408
coeficiente de 1ª ordem para e : 0,000
diferenças defasadas: $F(2, 45) = 14,352 [0,0000]$

com constante e tendência
incluindo 2 defasagens de $(1-L)IPCA_{serviAo}$
modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -0,247615
estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -1,69084$
p-valor assintótico 0,7556
coeficiente de 1ª ordem para e : 0,007
diferenças defasadas: $F(2, 44) = 12,921 [0,0000]$

A.2 IPCA GERAL

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para IPCAgeral
testar para baixo a partir de 10 defasagens, critério AIC
tamanho da amostra: 49
hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante
incluindo 2 defasagens de $(1-L)IPCA_{geral}$
modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -0,0852643
estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -1,03557$
p-valor assintótico 0,2712
coeficiente de 1ª ordem para e : -0,049
diferenças defasadas: $F(2, 46) = 10,360 [0,0002]$

teste com constante
incluindo 5 defasagens de $(1-L)IPCA_{geral}$
modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -0,679173
estatística de teste: $\tau_c(1) = -2,91935$
p-valor assintótico 0,04313
coeficiente de 1ª ordem para e : -0,074

diferenças defasadas: $F(5, 39) = 3,208$ [0,0161]

com constante e tendência

incluindo 5 defasagens de (1-L)IPCAgeral

modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$

valor estimado de $(a - 1)$: -0,697442

estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -2,9268$

p-valor assintótico 0,1538

coeficiente de 1ª ordem para e : -0,079

diferenças defasadas: $F(5, 38) = 3,107$ [0,0190]

A.3 EXPECTATIVA DE INFLAÇÃO PARA 2 TRIMESTRES

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para Expectativat2

testar para baixo a partir de 10 defasagens, critério AIC

tamanho da amostra: 45

hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante

incluindo 6 defasagens de (1-L)Expectativat2

modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$

valor estimado de $(a - 1)$: -0,0121161

estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -0,706773$

p-valor assintótico 0,4109

coeficiente de 1ª ordem para e : -0,046

diferenças defasadas: $F(6, 38) = 22,121$ [0,0000]

teste com constante

incluindo 4 defasagens de (1-L)Expectativat2

modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$

valor estimado de $(a - 1)$: -0,186532

estatística de teste: $\tau_c(1) = -2,37082$

p-valor assintótico 0,1501

coeficiente de 1ª ordem para e : -0,050

diferenças defasadas: $F(4, 41) = 30,681$ [0,0000]

com constante e tendência

incluindo 4 defasagens de (1-L)Expectativat2

modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$

valor estimado de $(a - 1)$: -0,23853

estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -2,61938$

p-valor assintótico 0,2715

coeficiente de 1ª ordem para e : -0,071

diferenças defasadas: $F(4, 40) = 29,722$ [0,0000]

A.4 EXPECTATIVA DE INFLAÇÃO PARA 4 TRIMESTRES

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para Expectativat4

testar para baixo a partir de 10 defasagens, critério AIC

tamanho da amostra: 48

hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante

incluindo 3 defasagens de (1-L)Expectativat4

modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$

valor estimado de $(a - 1)$: -0,00776847

estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -0,581713$

p-valor assintótico 0,4656

coeficiente de 1ª ordem para e : 0,022

diferenças defasadas: $F(3, 44) = 3,186$ [0,0329]

teste com constante

incluindo 3 defasagens de (1-L)Expectativat4
 modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,118959
 estatística de teste: $\tau_{-c}(1) = -1,96495$
 p-valor assintótico 0,3027
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,006
 diferenças defasadas: $F(3, 43) = 3,800 [0,0167]$

com constante e tendência
 incluindo 3 defasagens de (1-L)Expectativat4
 modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,168325
 estatística de teste: $\tau_{-ct}(1) = -2,26545$
 p-valor assintótico 0,4524
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,017
 diferenças defasadas: $F(3, 42) = 3,958 [0,0142]$

A.5 INFLAÇÃO EXTERNA

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para InflaAAoexterna
 testar para baixo a partir de 10 defasagens, critério AIC
 tamanho da amostra: 51
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante
 incluindo 0 defasagens de (1-L)InflaAAoexterna
 modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,54295
 estatística de teste: $\tau_{-nc}(1) = -4,19248$
 p-valor assintótico 2,897e-05
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,083

teste com constante
 incluindo 5 defasagens de (1-L)InflaAAoexterna
 modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,85647
 estatística de teste: $\tau_{-c}(1) = -3,36956$
 p-valor assintótico 0,01208
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,032
 diferenças defasadas: $F(5, 39) = 1,598 [0,1834]$

com constante e tendência
 incluindo 5 defasagens de (1-L)InflaAAoexterna
 modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,863035
 estatística de teste: $\tau_{-ct}(1) = -3,34379$
 p-valor assintótico 0,05929
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,036
 diferenças defasadas: $F(5, 38) = 1,562 [0,1943]$

A.6 HIATO DO PRODUTO

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para Hiatodoproduto
 testar para baixo a partir de 10 defasagens, critério AIC
 tamanho da amostra: 51
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante
 incluindo 0 defasagens de (1-L)Hiatodoproduto
 modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,126206
 estatística de teste: $\tau_{-nc}(1) = -1,8002$

p-valor assintótico 0,06836
coeficiente de 1ª ordem para e: -0,101

teste com constante
incluindo 0 defasagens de (1-L)Hiatodoproduto
modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$
valor estimado de (a - 1): -0,165187
estatística de teste: $\tau_c(1) = -2,01505$
p-valor assintótico 0,2805
coeficiente de 1ª ordem para e: -0,078

com constante e tendência
incluindo 0 defasagens de (1-L)Hiatodoproduto
modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + e$
valor estimado de (a - 1): -0,166752
estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -2,03351$
p-valor assintótico 0,5823
coeficiente de 1ª ordem para e: -0,100

A.7 DESEMPREGO

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para Desemprego
testar para baixo a partir de 10 defasagens, critério AIC
tamanho da amostra: 42
hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante
incluindo 9 defasagens de (1-L)Desemprego
modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
valor estimado de (a - 1): -0,00289808
estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -0,404614$
p-valor assintótico 0,5382
coeficiente de 1ª ordem para e: 0,060
diferenças defasadas: $F(9, 32) = 6,568 [0,0000]$

teste com constante
incluindo 10 defasagens de (1-L)Desemprego
modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
valor estimado de (a - 1): -0,0885978
estatística de teste: $\tau_c(1) = -1,99061$
p-valor assintótico 0,2912
coeficiente de 1ª ordem para e: 0,016
diferenças defasadas: $F(10, 29) = 6,628 [0,0000]$

com constante e tendência
incluindo 9 defasagens de (1-L)Desemprego
modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
valor estimado de (a - 1): -0,00932193
estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -0,167181$
p-valor assintótico 0,9937
coeficiente de 1ª ordem para e: 0,042
diferenças defasadas: $F(9, 30) = 5,159 [0,0003]$

APÊNDICE B – REGRESSÕES DE ESTACIONARIEDADE DAS SÉRIES EM PRIMEIRA DIFERENCIAÇÃO:

B.1 IPCA SERVIÇOS

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para $d_IPCA_{serviAo}$

testar para baixo a partir de 10 defasagens, critério AIC

tamanho da amostra: 49

hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante

incluindo 1 defasagem de $(1-L)d_IPCA_{serviAo}$

modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$

valor estimado de $(a - 1)$: -1,9736

estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -12,2258$

p-valor assintótico 1,996e-25

coeficiente de 1ª ordem para e : -0,028

teste com constante

incluindo 1 defasagem de $(1-L)d_IPCA_{serviAo}$

modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$

valor estimado de $(a - 1)$: -1,97814

estatística de teste: $\tau_c(1) = -12,1291$

p-valor assintótico 3,963e-26

coeficiente de 1ª ordem para e : -0,033

com constante e tendência

incluindo 1 defasagem de $(1-L)d_IPCA_{serviAo}$

modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$

valor estimado de $(a - 1)$: -1,97911

estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -12,0389$

p-valor assintótico 1,364e-28

coeficiente de 1ª ordem para e : -0,036

B.2 IPCA GERAL

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para d_IPCA_{geral}

testar para baixo a partir de 10 defasagens, critério AIC

tamanho da amostra: 49

hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante

incluindo 1 defasagem de $(1-L)d_IPCA_{geral}$

modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$

valor estimado de $(a - 1)$: -1,90096

estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -10,3556$

p-valor assintótico 2,062e-20

coeficiente de 1ª ordem para e : -0,061

teste com constante

incluindo 1 defasagem de $(1-L)d_IPCA_{geral}$

modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$

valor estimado de $(a - 1)$: -1,90098

estatística de teste: $\tau_c(1) = -10,2448$

p-valor assintótico 5,415e-20

coeficiente de 1ª ordem para e : -0,061

com constante e tendência

incluindo 1 defasagem de $(1-L)d_IPCA_{geral}$

modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$

valor estimado de $(a - 1)$: -1,90231

estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -10,1352$
p-valor assintótico $2,419e-20$
coeficiente de 1ª ordem para e: $-0,061$

B.3 EXPECTATIVA DE INFLAÇÃO PARA 2 TRIMESTRES

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para $d_Expectativat2$

testar para baixo a partir de 10 defasagens, critério AIC

tamanho da amostra: 44

hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante

incluindo 6 defasagens de $(1-L)d_Expectativat2$

modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$

valor estimado de $(a - 1)$: $-1,25172$

estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -3,18456$

p-valor assintótico $0,001417$

coeficiente de 1ª ordem para e: $-0,048$

diferenças defasadas: $F(6, 37) = 23,521 [0,0000]$

teste com constante

incluindo 6 defasagens de $(1-L)d_Expectativat2$

modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$

valor estimado de $(a - 1)$: $-1,26093$

estatística de teste: $\tau_{c}(1) = -3,14431$

p-valor assintótico $0,02347$

coeficiente de 1ª ordem para e: $-0,048$

diferenças defasadas: $F(6, 36) = 22,901 [0,0000]$

com constante e tendência

incluindo 6 defasagens de $(1-L)d_Expectativat2$

modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$

valor estimado de $(a - 1)$: $-1,26001$

estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -3,14095$

p-valor assintótico $0,09678$

coeficiente de 1ª ordem para e: $-0,056$

diferenças defasadas: $F(6, 35) = 22,729 [0,0000]$

B.4 EXPECTATIVA DE INFLAÇÃO PARA 4 TRIMESTRES

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para $d_Expectativat4$

testar para baixo a partir de 10 defasagens, critério AIC

tamanho da amostra: 48

hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante

incluindo 2 defasagens de $(1-L)d_Expectativat4$

modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$

valor estimado de $(a - 1)$: $-0,733576$

estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -3,04538$

p-valor assintótico $0,002268$

coeficiente de 1ª ordem para e: $0,023$

diferenças defasadas: $F(2, 45) = 4,265 [0,0201]$

teste com constante

incluindo 2 defasagens de $(1-L)d_Expectativat4$

modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$

valor estimado de $(a - 1)$: $-0,739404$

estatística de teste: $\tau_{c}(1) = -3,00845$

p-valor assintótico $0,03413$

coeficiente de 1ª ordem para e: $0,023$

diferenças defasadas: $F(2, 44) = 4,164 [0,0221]$

com constante e tendência
incluindo 2 defasagens de $(1-L)d_Expectativat4$
modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -0,734491
estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -2,94363$
p-valor assintótico 0,1486
coeficiente de 1ª ordem para e: 0,022
diferenças defasadas: $F(2, 43) = 4,084 [0,0238]$

B.5 INFLAÇÃO EXTERNA

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para $d_InflAAoexterna$
testar para baixo a partir de 10 defasagens, critério AIC
tamanho da amostra: 50
hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante
incluindo 0 defasagens de $(1-L)d_InflAAoexterna$
modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -1,405
estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -10,6687$
p-valor assintótico 2,903e-21
coeficiente de 1ª ordem para e: -0,099

teste com constante
incluindo 0 defasagens de $(1-L)d_InflAAoexterna$
modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -1,40546
estatística de teste: $\tau_c(1) = -10,5677$
p-valor assintótico 4,887e-21
coeficiente de 1ª ordem para e: -0,099

com constante e tendência
incluindo 0 defasagens de $(1-L)d_InflAAoexterna$
modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -1,40512
estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -10,4574$
p-valor assintótico 1,144e-21
coeficiente de 1ª ordem para e: -0,101

B.6 HIATO DO PRODUTO

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para $d_Hiatodoproduto$
testar para baixo a partir de 10 defasagens, critério AIC
tamanho da amostra: 50
hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante
incluindo 0 defasagens de $(1-L)d_Hiatodoproduto$
modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -1,17454
estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -8,34714$
p-valor assintótico 5,699e-15
coeficiente de 1ª ordem para e: -0,031

teste com constante
incluindo 0 defasagens de $(1-L)d_Hiatodoproduto$
modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -1,17506
estatística de teste: $\tau_c(1) = -8,26521$
p-valor assintótico 8,219e-14

coeficiente de 1ª ordem para e: -0,031

com constante e tendência

incluindo 2 defasagens de (1-L)d_Hiatodoproduto

modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$

valor estimado de (a - 1): -1,75236

estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -5,57645$

p-valor assintótico 1,131e-05

coeficiente de 1ª ordem para e: -0,028

diferenças defasadas: $F(2, 43) = 1,979 [0,1507]$

B.7 DESEMPREGO

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para d_Desemprego

testar para baixo a partir de 10 defasagens, critério AIC

tamanho da amostra: 42

hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante

incluindo 8 defasagens de (1-L)d_Desemprego

modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$

valor estimado de (a - 1): -0,384606

estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -1,83554$

p-valor assintótico 0,0633

coeficiente de 1ª ordem para e: 0,060

diferenças defasadas: $F(8, 33) = 4,794 [0,0006]$

teste com constante

incluindo 8 defasagens de (1-L)d_Desemprego

modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$

valor estimado de (a - 1): -0,383258

estatística de teste: $\tau_c(1) = -1,8004$

p-valor assintótico 0,3808

coeficiente de 1ª ordem para e: 0,060

diferenças defasadas: $F(8, 32) = 4,648 [0,0008]$

com constante e tendência

incluindo 8 defasagens de (1-L)d_Desemprego

modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$

valor estimado de (a - 1): -0,831318

estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -2,89057$

p-valor assintótico 0,1655

coeficiente de 1ª ordem para e: 0,038

diferenças defasadas: $F(8, 31) = 4,898 [0,0006]$

APÊNDICE C – PROCESSO ESTACIONÁRIO EM TENDÊNCIA

C.1 DESEMPREGO

Modelo 2: MQO, usando as observações 2012:1-2024:4 (T = 52)

Variável dependente: IPCAserviAo

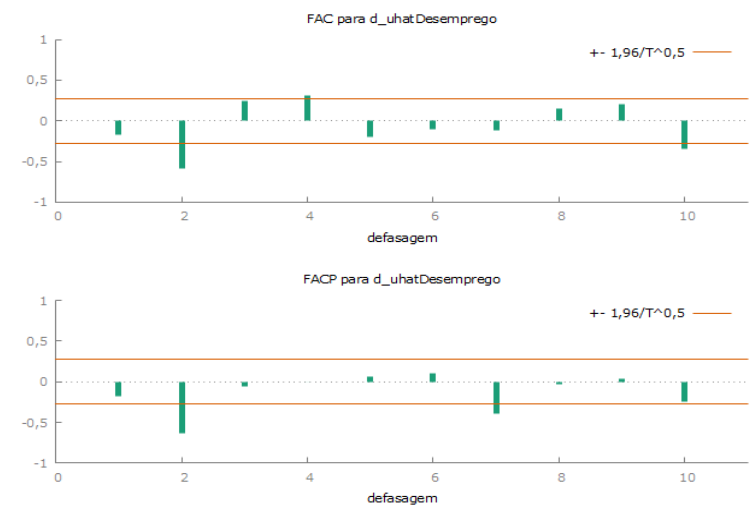
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	1,01448	0,113053	8,973	<0,0001	***
Desemprego	-0,0532490	0,0109118	-4,880	<0,0001	***
Média var. dependente	0,480968	D.P. var. dependente		0,249684	
Soma resíd. quadrados	2,153702	E.P. da regressão		0,207543	
R-quadrado	0,322619	R-quadrado ajustado		0,309071	
F(1, 50)	23,81370	P-valor(F)		0,000011	
Log da verossimilhança	9,000644	Critério de Akaike		-14,00129	
Critério de Schwarz	-10,09880	Critério Hannan-Quinn		-12,50517	
rô	0,326433	Durbin-Watson		1,286222	

C.2 GRÁFICO RESIDUAL ESTACIONÁRIO DA REGRESSÃO



Fonte: Elaboração do autor através de resultados do Gretl

C.3 CORRELOGRAMA RESIDUAL ESTACIONÁRIO DA REGRESSÃO



Fonte: Elaboração do autor com base nos resultados do Gretl

C.4 REGRESSÃO DE ESTACIONARIDADE PARA RESÍDUOS EM DIFERENCIAÇÃO

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para $d_uhat_desemprego$

testar para baixo a partir de 10 defasagens, critério AIC

tamanho da amostra: 49

hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante

incluindo 1 defasagem de $(1-L)d_uhat2$

modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$

valor estimado de $(a - 1)$: -1,98656

estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -12,0822$

p-valor assintótico 4,748e-25

coeficiente de 1ª ordem para e : -0,070

teste com constante

incluindo 1 defasagem de $(1-L)d_uhat2$

modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$

valor estimado de $(a - 1)$: -1,98752

estatística de teste: $\tau_c(1) = -11,9542$

p-valor assintótico 1,472e-25

coeficiente de 1ª ordem para e : -0,070

com constante e tendência

incluindo 1 defasagem de $(1-L)d_uhat2$

modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$

valor estimado de $(a - 1)$: -1,99037

estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -11,836$

p-valor assintótico 1,145e-27

coeficiente de 1ª ordem para e : -0,073

APÊNDICE D -ESTIMAÇÃO DAS EXPECTATIVAS RACIONAIS

D.1 Estimativa do Expectativa_Racional_2¹

¹ 2 trimestres a frente

$$\text{IPCAgeral} = \text{Expectativat2} + u1$$

$$\text{Expectativat2} = \text{IPCAgeral} - u1^2$$

² (resíduo da regressão da Inflação presente contra a expectativa presente)

Modelo 2: MQO, usando as observações 2012:1-2024:4 (T = 52)

Variável dependente: IPCAgeral

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,182092	0,162599	1,120	0,2681	
Expectativat2	0,0593949	0,0316742	1,875	0,0666	*
Média var. dependente	0,476153		D.P. var. dependente	0,317433	
Soma resíd. quadrados	4,801292		E.P. da regressão	0,309880	
R-quadrado	0,065705		R-quadrado ajustado	0,047019	
F(1, 50)	3,516305		P-valor(F)	0,066614	
Log da verossimilhança	-11,84348		Critério de Akaike	27,68696	
Critério de Schwarz	31,58945		Critério Hannan-Quinn	29,18308	
rô	0,251325		Durbin-Watson	1,496687	

$$u1 = \text{IPCAgeral} - \text{Expectativat2} + e1^3$$

³(Resíduos_Expectativa_Racional_2=IPCAgeral-Expectativat2)

Modelo 3: MQO, usando as observações 2012:1-2024:4 (T = 52)

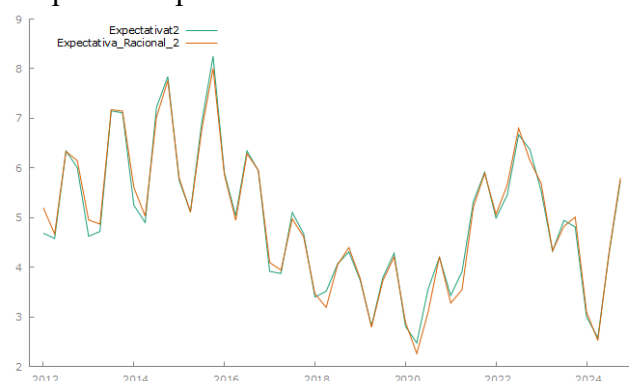
Variável dependente: IPCAserviAo

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	-0,127521	0,0943257	-1,352	0,1826	
IPCAgeral	0,302261	0,0810306	3,730	0,0005	***
Expectativat2	0,0938338	0,0187758	4,998	<0,0001	***
Média var. dependente	0,480968		D.P. var. dependente	0,249684	
Soma resíd. quadrados	1,544729		E.P. da regressão	0,177553	
R-quadrado	0,514153		R-quadrado ajustado	0,494322	
F(2, 49)	25,92738		P-valor(F)	2,09e-08	
Log da verossimilhança	17,64148		Critério de Akaike	-29,28295	
Critério de Schwarz	-23,42922		Critério Hannan-Quinn	-27,03877	
rô	0,245145		Durbin-Watson	1,338253	

Nova Variável: Expectativa_Racional_2 = Expectativat2 + e1

(Expectativa_Racional_2 = Expectativat2 + Resíduos_Expectativa_Racional_2)

e1 (proxy) da expectativa futura a partir da regressão residual com base na inflação presente e a expectativa presente de mercado.



Fonte: Elaboração do autor com base nos resultados do Gretl

D.1-1: Teste de Estacionaridade em Nível

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para Expectativa_Racional_2
testar para baixo a partir de 10 defasagens, critério AIC
tamanho da amostra: 41
hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante
incluindo 10 defasagens de (1-L)Expectativa_Racional_2
modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -0,00877768
estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -0,480692$
p-valor assintótico 0,5079
coeficiente de 1ª ordem para e: 0,025
diferenças defasadas: $F(10, 30) = 12,286 [0,0000]$

teste com constante
incluindo 9 defasagens de (1-L)Expectativa_Racional_2
modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -0,123804
estatística de teste: $\tau_c(1) = -1,2252$
p-valor assintótico 0,6659
coeficiente de 1ª ordem para e: 0,129
diferenças defasadas: $F(9, 31) = 11,758 [0,0000]$

com constante e tendência
incluindo 10 defasagens de (1-L)Expectativa_Racional_2
modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -0,0562907
estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -0,318647$
p-valor assintótico 0,9902
coeficiente de 1ª ordem para e: 0,001
diferenças defasadas: $F(10, 28) = 9,957 [0,0000]$

D.1-2: Teste de Estacionaridade em Diferença

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para diferença_Expectativa_Racional_2
testar para baixo a partir de 10 defasagens, critério AIC
tamanho da amostra: 42
hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante
incluindo 8 defasagens de (1-L)d_Expectativa_Racional_2
modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -1,31179
estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -2,5568$
p-valor assintótico 0,01024
coeficiente de 1ª ordem para e: 0,129
diferenças defasadas: $F(8, 33) = 16,402 [0,0000]$

teste com constante
incluindo 8 defasagens de (1-L)d_Expectativa_Racional_2
modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -1,30865
estatística de teste: $\tau_c(1) = -2,48632$
p-valor assintótico 0,1188
coeficiente de 1ª ordem para e: 0,129
diferenças defasadas: $F(8, 32) = 15,900 [0,0000]$

com constante e tendência
incluindo 9 defasagens de $(1-L)d_Expectativa_Racional_2$
modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -1,70642
estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -2,97093$
p-valor assintótico 0,1405
coeficiente de 1ª ordem para e: 0,000
diferenças defasadas: $F(9, 29) = 14,158 [0,0000]$

D.2 Estimativa do Expectativa_Racional_4¹

¹ 4 trimestres a frente

$$IPCA_{geral} = Expectativat4 + u1$$

$$Expectativat4 = IPCA_{geral} - u2^2$$

² (resíduo da regressão da Inflação presente contra a expectativa presente)

Modelo 4: MQO, usando as observações 2012:1-2024:4 (T = 52)

Variável dependente: IPCA_{geral}

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	-0,249908	0,166367	-1,502	0,1393	
Expectativat4	0,140215	0,0312991	4,480	<0,0001	***
Média var. dependente	0,476153		D.P. var. dependente	0,317433	
Soma resíd. quadrados	3,667069		E.P. da regressão	0,270816	
R-quadrado	0,286417		R-quadrado ajustado	0,272145	
F(1, 50)	20,06889		P-valor(F)	0,000044	
Log da verossimilhança	-4,836675		Critério de Akaike	13,67335	
Critério de Schwarz	17,57584		Critério Hannan-Quinn	15,16947	
rô	0,284073		Durbin-Watson	1,426584	

$$u2 = IPCA_{geral} - Expectativat4 + e2^3$$

$$^3(Residuos_Expectativa_Racional_4 = IPCA_{geral} - Expectativat4)$$

Modelo 9: MQO, usando as observações 2012:1-2024:4 (T = 52)

Variável dependente: IPCA_{serviAo}

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	-0,285309	0,103881	-2,747	0,0084	***
IPCA _{geral}	0,127786	0,0863767	1,479	0,1454	
Expectativat4	0,136231	0,0226304	6,020	<0,0001	***
Média var. dependente	0,480968		D.P. var. dependente	0,249684	
Soma resíd. quadrados	1,340628		E.P. da regressão	0,165408	
R-quadrado	0,578346		R-quadrado ajustado	0,561136	
F(2, 49)	33,60455		P-valor(F)	6,48e-10	
Log da verossimilhança	21,32593		Critério de Akaike	-36,65186	
Critério de Schwarz	-30,79813		Critério Hannan-Quinn	-34,40768	
rô	0,169526		Durbin-Watson	1,513690	

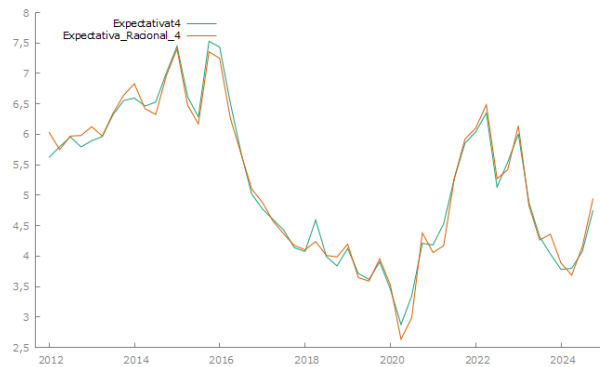
$$\text{Nova Variável: Expectativa_Racional_4} = Expectativat4 + e4$$

$$(\text{Expectativa_Racional_4} = Expectativat4 + \text{Residuos_Expectativa_Racional}_e)$$

e2 (proxy) da expectativa futura a partir da regressão residual com base na inflação presente e a expectativa presente de mercado.

$$\text{Residuos_Expectativa_Racional_2} = IPCA_{geral} - Expectativat2$$

$$\text{Expectativa_Racional_2} = Expectativat2 + \text{Residuos_Expectativa_Racional_e}$$



Fonte: Elaboração do autor com base nos resultados do Gretl

D.2-1: Teste de Estacionaridade em Nível

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para Expectativa_Racional_4
 testar para baixo a partir de 10 defasagens, critério AIC
 tamanho da amostra: 48
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante

incluindo 3 defasagens de $(1-L)Expectativa_Racional_4$

modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$

valor estimado de $(a - 1)$: -0,00803921

estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -0,574844$

p-valor assintótico 0,4686

coeficiente de 1ª ordem para e: 0,017

diferenças defasadas: $F(3, 44) = 5,638 [0,0023]$

teste com constante

incluindo 3 defasagens de $(1-L)Expectativa_Racional_4$

modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$

valor estimado de $(a - 1)$: -0,121481

estatística de teste: $\tau_c(1) = -1,93245$

p-valor assintótico 0,3175

coeficiente de 1ª ordem para e: -0,019

diferenças defasadas: $F(3, 43) = 5,979 [0,0017]$

com constante e tendência

incluindo 3 defasagens de $(1-L)Expectativa_Racional_4$

modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$

valor estimado de $(a - 1)$: -0,169496

estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -2,19183$

p-valor assintótico 0,4936

coeficiente de 1ª ordem para e: -0,030

diferenças defasadas: $F(3, 42) = 6,096 [0,0015]$

D.2-1: Teste de Estacionaridade em Diferença

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para diferença Expectativa_Racional_4
 testar para baixo a partir de 10 defasagens, critério AIC
 tamanho da amostra: 48
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante

incluindo 2 defasagens de $(1-L)d_Expectativa_Racional_4$

modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$

valor estimado de $(a - 1)$: -0,775111

estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -3,0547$
p-valor assintótico 0,002199
coeficiente de 1ª ordem para e: 0,018
diferenças defasadas: $F(2, 45) = 8,474$ [0,0008]

teste com constante
incluindo 2 defasagens de $(1-L)d_Expectativa_Racional_4$
modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -0,78151
estatística de teste: $\tau_c(1) = -3,01454$
p-valor assintótico 0,03357
coeficiente de 1ª ordem para e: 0,019
diferenças defasadas: $F(2, 44) = 8,275$ [0,0009]

com constante e tendência
incluindo 6 defasagens de $(1-L)d_Expectativa_Racional_4$
modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -1,16067
estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -3,23176$
p-valor assintótico 0,0782
coeficiente de 1ª ordem para e: -0,057
diferenças defasadas: $F(6, 35) = 4,100$ [0,0032]

APÊNDICE E –RESULTADOS DAS REGRESSÕES E TESTES:

E.1 CURVA NOVO KEYNESIANA COM EXPECTATIVAS IMPERFEITAS

Modelo 10: MQO, usando as observações 2013:2-2024:4 (T = 47)

Variável dependente: d_IPCAserviAo

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,00405398	0,0310740	0,1305	0,8969	
d_IPCAgeral_4	0,238966	0,0895917	2,667	0,0111	**
d_Hiatodoproduto	0,0120418	0,0122208	0,9854	0,3305	
d_Desemprego	-0,0312887	0,0449856	-0,6955	0,4908	
InflaAAoexterna	-0,00222220	0,00553357	-0,4016	0,6902	
d_Expectativat2	0,0237324	0,0276037	0,8598	0,3952	
d_Expectativat4	0,191116	0,0607792	3,144	0,0032	***
d_IPCAserviAo_4	0,00956296	0,142096	0,06730	0,9467	
Média var. dependente	-0,004589	D.P. var. dependente		0,241707	
Soma resíd. quadrados	1,368075	E.P. da regressão		0,187294	
R-quadrado	0,490935	R-quadrado ajustado		0,399564	
F(7, 39)	5,372997	P-valor(F)		0,000230	
Log da verossimilhança	16,42334	Critério de Akaike		-16,84668	
Critério de Schwarz	-2,045501	Critério Hannan-Quinn		-11,27690	
rô	-0,157210	h de Durbin		-4,771946	

Teste de especificação de RESET Ramsey

Regressão auxiliar para o teste de especificação RESET

MQO, usando as observações 2013:2-2024:4 (T = 47)

Variável dependente: d_IPCAserviAo

coeficiente erro padrão razão-t p-valor

const	-0,206291	0,163684	-1,260	0,2155
d_IPCAgeral_4	0,305910	0,135166	2,263	0,0296 **
d_Hiatodoproduto	0,0252187	0,0187674	1,344	0,1872
d_Desemprego	-0,0595583	0,0579973	-1,027	0,3111
Expectativa_Ra~_2	0,0582332	0,0493644	1,180	0,2457
Expectativa_Ra~_4	-0,0196617	0,0535536	-0,3671	0,7156
InflaAAoexterna	0,00715807	0,00600166	1,193	0,2406
d_IPCAserviAo_4	-0,0561047	0,176548	-0,3178	0,7524
yhat^2	-0,231877	1,24823	-0,1858	0,8536
yhat^3	-2,91044	6,34950	-0,4584	0,6494

Estatística de teste: F = 0,108291, com p-valor = P(F(2,37) > 0,108291) = **0,898**

Teste de Breusch-Pagan para a heteroscedasticidade

MQO, usando as observações 2013:2-2024:4 (T = 47)

Variável dependente: 'yhat^2' escalada

coeficiente erro padrão razão-t p-valor

const	0,987923	0,200243	4,934	1,54e-05 ***
d_IPCAgeral_4	0,225109	0,577336	0,3899	0,6987
d_Hiatodoproduto	0,0712645	0,0787517	0,9049	0,3711
d_Desemprego	-0,179735	0,289891	-0,6200	0,5389
InflaAAoexterna	-0,00125162	0,0356587	-0,03510	0,9722
d_Expectativat2	0,0920044	0,177880	0,5172	0,6079
d_Expectativat4	-0,0599975	0,391666	-0,1532	0,8790
d_IPCAserviAo_4	-0,512668	0,915677	-0,5599	0,5788

Soma dos quadrados explicada = 2,91431

Estatística de teste: LM = 1,457153, com p-valor = P(Qui-quadrado(7) > 1,457153) = **0,983756**

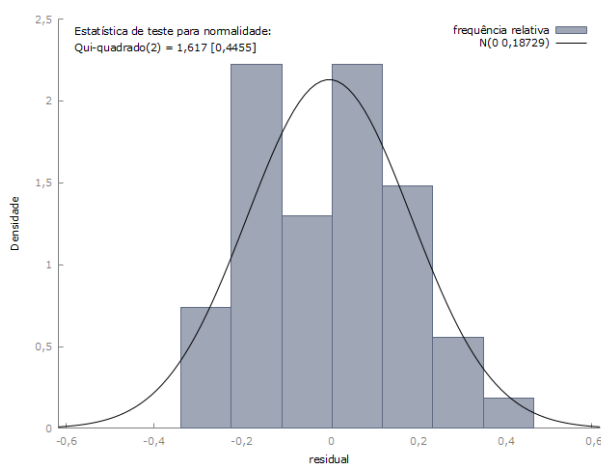
Teste de normalidade dos resíduos

Distribuição de frequência para residual, observações 6-52
número de classes = 7, média = 0, desvio padrão = 0,187294

intervalo	pt. médio	freqüência	rel.	acum.
< -0,22317	-0,28062	4	8,51%	8,51% ***
-0,22317 - -0,10825	-0,16571	12	25,53%	34,04% *****
-0,10825 - 0,0066573	0,050799	7	14,89%	48,94% *****
0,0066573 - 0,12157	0,064113	12	25,53%	74,47% *****
0,12157 - 0,23648	0,17902	8	17,02%	91,49% *****
0,23648 - 0,35139	0,29394	3	6,38%	97,87% **
>= 0,35139	0,40885	1	2,13%	100,00%

Teste para a hipótese nula de distribuição normal:

Qui-quadrado(2) = 1,617 com p-valor **0,44546**



Fonte: Elaboração do autor com base nos resultados do Gretl

Teste de colinearidade

Fatores de Inflacionamento da Variância (VIF)

Valor mínimo possível = 1,0

Valores > 10,0 podem indicar um problema de colinearidade

d_IPCAgeral_4	1,554
d_Hiatodoproduto	1,070
d_Desemprego	1,354
InflaAAoexterna	1,248
d_Expectativat2	1,391
d_Expectativat4	1,359
d_IPCAserviAo_4	1,563

$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$, onde $R(j)$ é o coeficiente de correlação múltipla entre a variável j e a outra variável independente

Diagnósticos de colinearidade de Belsley-Kuh-Welsch:

proporções de variância

lambda	cond	const	d_IPCAge~	d_Hiatod~	d_Desemp~	InflaAAo~	d_Expect~	d_Expect~
2,141	1,000	0,006	0,038	0,015	0,060	0,041	0,049	0,067
1,474	1,205	0,125	0,103	0,003	0,000	0,113	0,024	0,001
1,197	1,337	0,123	0,066	0,029	0,136	0,047	0,190	0,001
1,066	1,417	0,130	0,027	0,477	0,054	0,001	0,000	0,097
0,813	1,622	0,091	0,005	0,386	0,042	0,046	0,011	0,345
0,506	2,056	0,003	0,002	0,040	0,662	0,015	0,501	0,047
0,411	2,283	0,518	0,021	0,005	0,028	0,710	0,026	0,418
0,391	2,338	0,005	0,738	0,044	0,017	0,028	0,199	0,025

lambda	cond	d_IPCAserviAo
2,141	1,000	0,052
1,474	1,205	0,094
1,197	1,337	0,014
1,066	1,417	0,008
0,813	1,622	0,051
0,506	2,056	0,154
0,411	2,283	0,002
0,391	2,338	0,625

lambda = Autovalores inversa da matriz de covariância (o mais pequeno é 0,391499)
cond = índice de condição
nota: as colunas de proporção da variância somam 1

De acordo com BKW, cond ≥ 30 indica uma quase dependência linear "forte", e cond entre 10 e 30 indica que é "moderadamente forte". Estimativas de parâmetros cuja variância está principalmente associada a valores problemáticos de cond podem ser consideradas problemáticas.

Quantidade de índices de condição ≥ 30 : 0
Quantidade de índices de condição ≥ 10 : 0

Não há evidência de colinearidade excessiva

E2 -CURVA MONETARISTA COM EXPECTATIVAS RACIONAIS

Modelo 11: MQO, usando as observações 2013:2-2024:4 (T = 47)

Variável dependente: d_IPCAserviAo

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,0158363	0,0234669	0,6748	0,5038	
d_IPCAgeral_4	0,146683	0,0695015	2,111	0,0413	**
d_Hiatodoproduto	0,00605168	0,00931594	0,6496	0,5198	
d_Desemprego	-0,00438210	0,0343957	-0,1274	0,8993	
InflaAAoexterna	-0,00543007	0,00413150	-1,314	0,1964	
d_Expectativa_Racional_2	0,0278652	0,0221775	1,256	0,2164	
d_Expectativa_Racional_4	0,284743	0,0447172	6,368	<0,0001	***
d_IPCAserviAo_4	-0,00134925	0,107491	-0,01255	0,9900	
Média var. dependente	-0,004589		D.P. var. dependente	0,241707	
Soma resíd. quadrados	0,784877		E.P. da regressão	0,141863	
R-quadrado	0,707945		R-quadrado ajustado	0,655525	
F(7, 39)	13,50520		P-valor(F)	1,05e-08	
Log da verossimilhança	29,48073		Critério de Akaike	-42,96146	
Critério de Schwarz	-28,16028		Critério Hannan-Quinn	-37,39168	
rô	0,012240		h de Durbin	0,124131	

Regressão auxiliar para o teste de especificação RESET de Ramsey

MQO, usando as observações 2013:2-2024:4 (T = 47)

Variável dependente: d_IPCAserviAo

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
const	-0,00303870	0,0281206	-0,1081	0,9145
d_IPCAgeral_4	0,127917	0,0777325	1,646	0,1083
d_Hiatodoproduto	0,00759468	0,00971333	0,7819	0,4393
d_Desemprego	-0,00715968	0,0345757	-0,2071	0,8371
InflaAAoexterna	-0,00533621	0,00419832	-1,271	0,2116

d_Expectativa_~_2	0,0216341	0,0228865	0,9453	0,3507
d_Expectativa_~_4	0,250225	0,0685808	3,649	0,0008 ***
d_IPCA serviAo_4	-0,00108393	0,109217	-0,009925	0,9921
yhat^2	0,402244	0,413828	0,9720	0,3374
yhat^3	0,890156	1,61643	0,5507	0,5852

Estatística de teste: $F = 0,923506$,
com p-valor = $P(F(2,37) > 0,923506) = \mathbf{0,406}$

Teste de Breusch-Pagan para a heteroscedasticidade
MQO, usando as observações 2013:2-2024:4 (T = 47)
Variável dependente: 'yhat^2' escalada

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
const	0,987562	0,198965	4,964	1,41e-05 ***
d_IPCA geral_4	0,0121748	0,589272	0,02066	0,9836
d_Hiatodoproduto	0,0132419	0,0789856	0,1676	0,8677
d_Desemprego	-0,00606391	0,291625	-0,02079	0,9835
InflaAAoexterna	0,00111550	0,0350291	0,03185	0,9748
d_Expectativa_~_2	0,261277	0,188033	1,390	0,1726
d_Expectativa_~_4	0,119227	0,379137	0,3145	0,7548
d_IPCA serviAo_4	-1,07814	0,911363	-1,183	0,2440

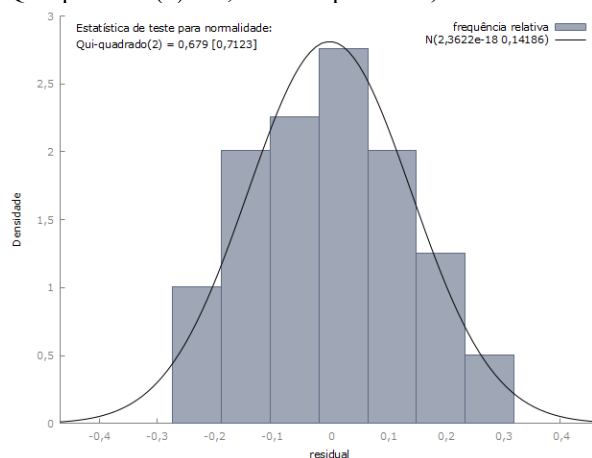
Soma dos quadrados explicada = 6,60476

Estatística de teste: LM = 3,302379,
com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(7) > 3,302379) = 0,855693$

Distribuição de frequência para residual, observações 6-52
número de classes = 7, média = 2,36218e-018, desvio padrão = 0,141863
intervalo pt. médio frequência rel. acum.

< -0,18802	-0,23040	4	8,51%	8,51%	***
-0,18802	-0,10326	8	17,02%	25,53%	*****
-0,10326	-0,018494	9	19,15%	44,68%	*****
-0,018494	0,066268	11	23,40%	68,09%	*****
0,066268	0,15103	8	17,02%	85,11%	*****
0,15103	0,23579	5	10,64%	95,74%	***
>= 0,23579	0,27817	2	4,26%	100,00%	*

Teste para a hipótese nula de distribuição normal:
Qui-quadrado(2) = 0,679 com p-valor **0,71229**



Fonte: Elaboração do autor com base nos resultados do Gretl

Teste de colinearidade

Fatores de Inflacionamento da Variância (VIF)

Valor mínimo possível = 1,0

Valores > 10,0 podem indicar um problema de colinearidade

```
d_IPCAgeral_4 1,630
d_Hiatodoproduto 1,084
d_Desemprego 1,379
InflaAAoexterna 1,213
d_Expectativa_Racional_2 1,481
d_Expectativa_Racional_4 1,590
d_IPCAserviAo_4 1,559
```

$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$, onde $R(j)$ é o coeficiente de correlação múltipla entre a variável j e a outra variável independente

Diagnósticos de colinearidade de Belsley-Kuh-Welsch:

proporções de variância

lambda	cond	const	d_IPCAge~	d_Hiatod~	d_Desemp~	InflaAAo~	d_Expect~	d_Expect~
2,342	1,000	0,003	0,038	0,012	0,049	0,027	0,048	0,063
1,451	1,271	0,177	0,067	0,005	0,001	0,151	0,012	0,000
1,157	1,423	0,095	0,089	0,037	0,148	0,031	0,170	0,000
1,039	1,501	0,095	0,035	0,600	0,041	0,000	0,002	0,036
0,744	1,774	0,132	0,009	0,243	0,122	0,086	0,001	0,273
0,478	2,213	0,001	0,023	0,034	0,598	0,002	0,528	0,053
0,433	2,325	0,384	0,110	0,007	0,042	0,579	0,116	0,120
0,356	2,563	0,113	0,630	0,063	0,000	0,125	0,123	0,454

lambda	cond	d_IPCAs~
2,342	1,000	0,046
1,451	1,271	0,068
1,157	1,423	0,036
1,039	1,501	0,010
0,744	1,774	0,106
0,478	2,213	0,205
0,433	2,325	0,224
0,356	2,563	0,305

lambda = Autovalores inversa da matriz de covariância (o mais pequeno é 0,356441)

cond = índice de condição

nota: as colunas de proporção da variância somam 1

De acordo com BKW, $\text{cond} \geq 30$ indica uma quase dependência linear "forte", e cond entre 10 e 30 indica que é "moderadamente forte". Estimativas de parâmetros cuja variância está principalmente associada a valores problemáticos de cond podem ser consideradas problemáticas.

Quantidade de índices de condição ≥ 30 : 0

Quantidade de índices de condição ≥ 10 : 0

Não há evidência de colinearidade excessiva