

O COMPORTAMENTO DA INFLAÇÃO POR FAIXA DE RENDA NO AMBIENTE MACROECONÔMICO BRASILEIRO: UMA ANÁLISE PARA O PERÍODO DE 2000 A 2021

Aniela Carrara¹
Kelly Cardoso Faro²
Maria Vitória de Oliveira Carvalho³

RESUMO: Considerando o cenário econômico recente – leia-se o ano de 2021 e 2022 – em que a inflação tem atingido patamares bem acima da meta estipulada, o presente estudo tem como objetivo entender as discrepâncias existentes entre a inflação por faixa de renda e a relação desta com variáveis que compõem o ambiente macroeconômico do país, que aqui serão representadas pela expectativa de inflação e pelo hiato do produto. Para contemplar o objetivo proposto foi aplicada a metodologia de séries temporais para estimar modelos baseados na curva de Phillips. Como resultado, foi possível verificar que o indicador de inflação da faixa de renda mais elevada se relaciona de maneira mais forte com a expectativa de inflação e o produto da economia, do que o indicador que se refere ao nível de preços das famílias de renda menor.

Palavras-chaves: Renda; Preços; Expectativa de inflação.

THE RELATIONSHIP BETWEEN INFLATION AND DIFFERENT RANGES OF INCOME IN BRAZIL: AN ANALYSIS FOR THE PERIOD FROM 2000 TO 2021

ABSTRACT: Considering the recent economic scenario – read the year 2021 and 2022 – in which inflation has reached levels well above the stipulated target, the present study aims to understand the discrepancies between inflation by income bracket and its relationship with variables that make up the country's macroeconomic environment, which here will be represented by the inflation expectation and the output gap. To contemplate the proposed objective, the time series methodology was applied to estimate models based on the Phillips curve. As a result, it was possible to verify that the inflation indicator of the highest income bracket is more strongly related to the expectation of inflation and the economy's product, than the indicator that refers to the price level of lower income families.

Keywords: Income; Prices; Inflation expectation.

Data da submissão: 19-08-2022

Data do aceite: 30-08-2022

INTRODUÇÃO

A inflação, de acordo com o Banco Central (2019), é um fenômeno que representa o aumento generalizado de preços na economia. No Brasil, o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) é utilizado como medida oficial da inflação, no âmbito do Regime de Metas.

Sabe-se que a variação nos preços não ocorre de maneira sincronizada e com a mesma amplitude nos diferentes grupos de bens e serviços que são utilizados no cálculo do IPCA. Como a alimentação tem maior peso no orçamento das famílias de baixa renda, uma variação de preços nesse grupo de bens afeta os pobres de maneira mais intensa. É a heterogeneidade nos padrões de consumo das famílias, juntamente com o aumento desproporcional de certos grupos de bens e serviços que individualiza a inflação para cada faixa de renda (FGV, 2009).

Assim, o presente estudo tem como objetivo entender as discrepâncias existentes entre a inflação por faixa de renda e a relação desta com variáveis que compõem o ambiente macroeconômico do país, que aqui serão representadas pela expectativa de inflação e pelo hiato do produto. Já os objetivos específicos são: i)

¹ Professora Adjunta - UFSCAR. Contato: anielacarrara@gmail.com

² Professora Adjunta - UFR. Contato: kelly.faro@ufr.edu.br

³ Administradora de Empresas - UFR. Contato: mvocarvalho@gmail.com

expor a diferença da inflação para a população de diferentes faixas de renda; ii) apresentar o processo inflacionário recente no Brasil e iii) trabalhar a análise da inflação por meio da Curva de Phillips. A hipótese da pesquisa é que o nível inflacionário de cada faixa de renda se relaciona de modo distinto com variáveis macroeconômicas relevantes para o cenário econômico do país.

A justificativa do presente estudo se dá a partir da argumentação de Friedman (1957), que em seu estudo a respeito do consumo e da teoria monetária, que lhe rendeu um Prêmio Nobel no ano de 1976, diz que o consumo de um indivíduo é determinado pela renda atual, juntamente por sua renda esperada no futuro, o que ele deu o nome de "rendimento permanente". Assim, o aumento generalizado nos preços, ou seja, a inflação acaba por corroer uma parte dessa renda, acarretando uma diminuição no consumo das famílias. E como colocado acima, tal redução pode ocorrer de maneira distinta a depender do nível da renda familiar, o que de certa forma acaba por reforçar a desigualdade de renda, o que torna a investigação proposta ainda mais relevante.

Além da presente introdução, o trabalho está dividido em mais cinco seções, sendo que a de número dois apresenta um breve retrospecto do processo inflacionário brasileiro, bem como do contexto recente. A de número três trata da curva de Phillips, a de número quatro traz a metodologia bem como o sistema de equações e os dados utilizados. E a seção de número cinco apresenta os principais resultados obtidos. Por fim, tem-se uma seção com as considerações finais.

2. O PROCESSO INFLACIONÁRIO BRASILEIRO: BREVE RETROSPECTO E PERÍODO RECENTE

Um dos principais acontecimentos na economia brasileira, a partir dos anos 1990, foi indiscutivelmente, o Plano Real, que foi posto em prática em julho de 1994, após mais de uma década de elevada inflação e vários planos de controle inflacionário frustrados. Segundo Barros de Castro (2011) as duas fases iniciais do Plano Real envolveram um longo debate acadêmico e possuíam diversas inovações, a terceira fase se caracterizou por um conjunto de medidas, onde o governo agiu de maneira pragmática.

De modo mais específico, a primeira fase do Plano Real tinha a função de promover um ajuste fiscal que estabelecesse um equilíbrio das contas do governo antes que se removesse o componente inercial da inflação, através do Plano de Ação Imediata (PAI) e da criação do Fundo Social de Emergência (FSE) (GIAMBIAGI, 2011).

A segunda fase do Plano Real foi inspirada na proposta que ficou conhecida como “Larida”, idealizada por André Lara Resende e Pêrsio Arida, e foi de extrema importância para o sucesso da estabilização, pois buscava eliminar o componente inercial⁴ da inflação e o problema com a indexação (MODENESI, 2005). Para os formuladores do Plano Real, tal fase deveria ser feita sem grandes intervenções e imposições aos agentes econômicos, como por exemplo o congelamento de preços, como afirma o próprio Arida (1996).

Propôs-se, então, uma reforma monetária que anulasse a memória inflacionária do sistema, de forma a simular uma hiperinflação sem suas consequências, retirando os vínculos dos preços com o passado, criando uma “nova moeda sem memória”, a Unidade Real de Valor (URV). Para evitar que ocorresse a fuga da “velha moeda” para a “nova” estipulou-se que a URV seria apenas uma unidade de conta. A URV começou a vigorar a partir do dia 1º de março de 1994. No entanto, nesse período ocorreu uma aceleração da inflação no último mês em que URV vigorou, devido ao temor de um novo congelamento de preços e o resíduo da inflação que restou dos reajustes de mensalidade escolares, planos de saúde e aluguéis (BACHA, 1994).

Entre 1º de março e 30 de junho, o Banco Central fixou diariamente a paridade entre o cruzeiro real (moeda da época) e a URV, e em 1º de julho de 1994 a URV foi extinta, lançando assim o real e completando a reforma monetária, que foi crucial para o sucesso do plano, tendo em vista que eliminou consideravelmente o componente inercial e o problema com a indexação na economia brasileira.

O elemento principal do Plano Real foi a criação da âncora cambial, que caracterizava a terceira parte do plano e já havia sido adotada em outros países da América Latina que também passaram por processos de estabilização. Devido ao longo histórico de inflação na economia, havia grande descrença do povo brasileiro quanto a autoridade monetária, o que acabava por reafirmar a necessidade da adoção de uma âncora que

⁴ A inflação inercial é o processo de realimentação automática nos preços. Esse fenômeno ocorre pois os agentes econômicos indexam informalmente seus preços, como tentativa de manter sua participação na renda. fazem-no porque não têm alternativa senão repassar aumentos de custos para preços, repetir assim a inflação passada nos preços futuros.

guiasse as expectativas dos agentes econômicos. De acordo com Modenesi (2005), essa necessidade foi reforçada, tendo em vista que o país havia passado também por uma reforma de cunho monetário, fazendo com que os agentes precisassem de um padrão para balizar a formação de preços.

Segundo Batista Jr. (1996), haviam boas condições para a implementação de uma âncora cambial no país; em 1994, o contexto internacional era de alta liquidez e o Brasil se encontrava com um nível alto de reservas internacionais, que estava em aproximadamente US\$40 bilhões. Sendo assim, verificavam-se as condições necessárias para a aplicação da âncora no Brasil. A política monetária passou a ser balizada pela situação do câmbio e essa dinâmica impactou o setor industrial, as contas externas e as finanças públicas.

O objetivo principal do Plano Real foi alcançado, tendo em vista que os preços mostraram uma trajetória de declínio até o ano de 1998. No entanto, essa estabilidade teve custos elevados à economia brasileira. Após a crise russa de 1998 e a grande perda de reservas internacionais, a estratégia da âncora cambial chegou ao fim, com a liberalização do câmbio no início de 1999 e a posterior adoção do Regime de Metas de Inflação (RMI).

Para o funcionamento do RMI, que de acordo com relatório do Fundo Monetário Internacional (2014) é utilizado por 34 países, dentre esses o Brasil, a Austrália, o Reino Unido e a Suécia, as metas para a inflação são divulgadas periodicamente, e servem como uma âncora para as expectativas futuras quanto à inflação. A partir dessa meta pré-estabelecida, os bancos centrais destes países atuam de forma a manter a inflação efetiva próxima do objetivo. No Brasil, a meta se refere à inflação que será acumulada durante todo o ano, e é definida pelo Conselho Monetário Nacional (CMN) e o índice de preços utilizado é o IPCA. Ademais, o sistema ainda prevê um intervalo de tolerância na qual a inflação pode variar, além do espaço de tempo para que se possa alcançar a meta. Com o conhecimento desse objetivo para a inflação, torna-se mais transparente as ações dos formuladores de política, reduzindo as incertezas e melhorando a capacidade de planejamento dos agentes. (BANCO CENTRAL, 2020).

2.1 PERÍODOS EM QUE O REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO NÃO FOI EFICAZ EM MANTER A INFLAÇÃO PRÓXIMA A META

Desde 1999, quando o regime de metas foi implementado no Brasil, houveram períodos em que a inflação atingiu patamares mais elevados, fora da meta estabelecida, como pode ser verificado por meio do gráfico 1. De acordo com dados publicados pelo Banco Central, a inflação medida pela variação do IPCA nos doze meses alcançou 10,67% em 2015. Essa alta pode ser explicada por três fatores principais que levaram a inflação para a casa dos dois dígitos: correção de preços administrados, repasses cambiais e o comportamento adverso de produtos *in natura* (FGV, 2015).

Os preços administrados – preços que não são determinados pela oferta e demanda do produto ou serviço no mercado, e sim pela regulação do setor público - variaram 17,95% em 2015, alta que foi acarretada pelo aumento de 51,6% no preço da energia elétrica no cenário nacional, além da variação de 20,7% nos preços da gasolina. Esses bens representam cerca de um quarto da cesta de bens utilizada para o cálculo do Índice de Preços ao Consumidor Amplo, de acordo com dados do Banco Central, publicados no Relatório da Inflação em dezembro de 2015.

Já os repasses cambiais, segundo o Banco Central (2015), passaram a ficar evidentes a partir do segundo trimestre de 2015, como uma resposta à alta de cerca de 20% do câmbio nos três primeiros meses do ano, e ganharam mais força no decorrer de 2015, tendo em vista que a depreciação cambial acumulada no ano atingiu 45,3%. Quanto aos preços dos produtos *in natura*, a alta deve ser associada às instabilidades climáticas e ao cenário internacional. O Índice de Commodities – Brasil (IC-Br), calculado pelo Banco Central, relatou um aumento de 6,49%, 0,08% e 5,18% nos segmentos de *commodities* agropecuárias, metálicas e energéticas, respectivamente (BANCO CENTRAL, 2015).

Outro período de elevadas taxas inflacionárias foi o ano de 2021, conforme é evidenciado no gráfico 1. De acordo com relatório do Instituto Brasileiro de Economia (IBRE) publicado em novembro de 2021, no terceiro semestre do ano, os resultados dos setores de comércio e indústria foram negativos, com exceção do setor de serviços. O PIB recuou 0,1% no segundo semestre de 2021, puxado pelas baixas na agropecuária e também na indústria, que tem encontrado obstáculos na falta de insumos, situação que só deve estabilizar em meados de 2022. No entanto, apesar de ter registrado leve queda na segunda metade do ano, o PIB brasileiro fechou o ano com o valor de R\$ 8,7 trilhões, com crescimento de 4,6%. Vale ressaltar que essa taxa de

crescimento apenas sugere uma recuperação da economia, que registrou, no ano de 2020, uma queda de 4,1% do PIB. A produção automobilística têm sido o segmento mais afetado pela escassez de matéria-prima. Já o setor que registrou o maior nível dentre os demais indicadores de atividade econômica setorial foi o indicador de serviços, que atingiu variação positiva de 0,2 pontos no mês de novembro de 2021, e isso ocorreu, pois, esse segmento foi muito beneficiado pela flexibilização das medidas de restrição, desde meados do ano (FGV, 2021).

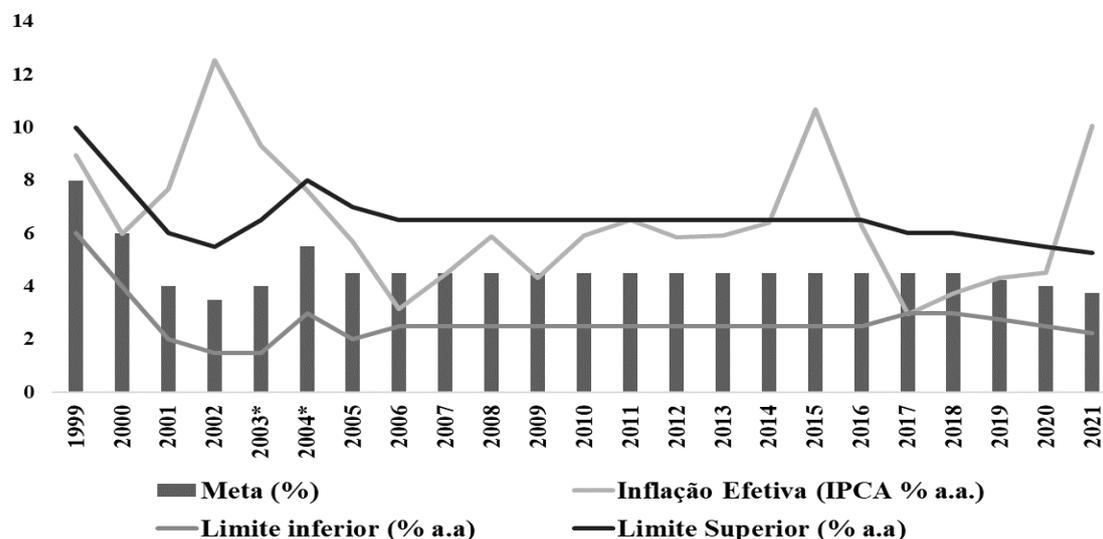


Gráfico 1. Histórico das metas para a inflação (1999-2020).

Fonte: Banco Central do Brasil.

Além disso, as projeções globais desfavoráveis também contribuem para as baixas expectativas quanto ao crescimento do PIB brasileiro, tendo em vista que grande parte dos países do mundo estão enfrentando pressões inflacionárias e desaceleração econômica. Esse cenário colaborou para registrar uma inflação de 10,06% em 2021, com projeção de 5% para o ano seguinte, segundo o Relatório da Inflação, publicado pelo Banco Central do Brasil em dezembro de 2021. Com essa pressão inflacionária, as autoridades monetárias adotam uma política monetária de escalada na taxa de juros – instrumento previsto pelo Regime de Metas de Inflação, adotados no Brasil a partir de 1999 – para conter o aumento generalizado nos preços, o que acaba desestimulando a economia, dificultando a criação de emprego e da renda, comprometendo ainda mais a renda das famílias, em especial as mais pobres.

Assim, percebe-se que o RMI de modo geral se mostra capaz de manter a inflação brasileira controlada, porém não é um regime totalmente eficaz, visto que frente a determinadas conjunturas apresenta dificuldades em garantir que a meta de inflação estipulada seja cumprida.

2.2 O IPCA E A INFLAÇÃO POR FAIXA DE RENDA NO PERÍODO RECENTE

A pandemia do novo coronavírus ocasionou uma desaceleração da economia global, que pôde ser observada principalmente no ano de 2020, impactando de maneira significativa o produto de todos os países ao redor do mundo. No Brasil, esse fenômeno não foi diferente; houve queda do PIB, desvalorização do real frente ao dólar e, principalmente, taxas elevadas de inflação. De acordo com a Carta de Conjuntura publicada pelo IPEA no 2º semestre de 2020, ao longo dos primeiros meses de tal ano, a inflação das famílias que se encaixam no segmento mais baixo de renda foi ligeiramente maior daquela registrada para as famílias mais ricas.

O indicador IPEA de Inflação por Faixa de Renda (IFR), publicado no segundo trimestre de 2020, mostra que houve deflação entre todas as classes, no entanto, para as famílias de renda mais baixa, essa queda nos preços chegou a ser três vezes menor, tendo em vista que os itens que registraram maior queda foram aqueles que não apresentam parcela significativa de participação na cesta de bens dos mais pobres⁵.

⁵ Para o cálculo do Indicador IPEA de Inflação por Faixa de Renda, são consideradas as seguintes faixas de renda mensal domiciliar (valores em R\$ jun./2021):

De janeiro até maio de 2020, o fator que mais pressionou a renda das famílias ricas foi o reajuste das mensalidades escolares, que ocorre no mês de fevereiro. No entanto, apesar dessa elevação, as classes de renda mais alta se beneficiaram da deflação do grupo de transporte, medida pelo IPCA, que registrou queda de 39,4% nas passagens aéreas e 14,9% nos combustíveis. Já em relação aos mais pobres, o maior impacto no custo de vida foi provocado pela alta de 4,6% dos alimentos. Com esse resultado, pode-se observar que, apesar da alta inflacionária exercer pressão sobre todas as faixas de renda, o impacto sobre as famílias mais pobres é consideravelmente mais intenso, já que a inflação dos alimentos, grupo que apresentou maior elevação de preços durante os dois primeiros trimestres de 2020, é quase 1,0 p.p. maior para os mais pobres (IPEA, 2020).

Já no último mês de 2020, houve uma aceleração nos preços em todos os segmentos de renda, porém, assim como observado nos primeiros meses do ano, a inflação para a faixa de renda mais baixa foi de 1,58%, o que é 0,53 p.p. maior que a inflação para o grupo de renda alta, que foi de 1,05%, segundo dados do IPEA (2021). O fator que mais pressionou a renda das famílias pobres em dezembro de 2020 foram os reajustes nos preços do grupo de habitação, com aumento de 9,3% na energia elétrica, e do grupo de alimentos, com aumentos de 5,3% da carne e 3,8% do arroz. Nas taxas acumuladas do ano, os preços para as famílias de renda muito baixa subiram, em média, 6,2%, e para as famílias de renda alta essa taxa foi de apenas 2,7%. O que explica essa discrepância é que, para os mais pobres, os gastos com alimentos, energia e gás comprometem 37% dos seus orçamentos, já no segmento mais rico, o peso destes itens nas despesas mensais é de 15%, reafirmando assim, o fato de que a inflação impacta de maneira distinta as famílias de diferentes classes (IPEA, 2021).

O ano de 2021 apresentou taxas de aceleração inflacionárias maiores que a do ano de 2020, como pode ser verificado no gráfico 2. As famílias de renda média-baixa e renda média foram as mais atingidas e registraram maiores altas, com 10,4% e 10,3%, respectivamente. No entanto, apesar da inflação para renda baixa ter continuado mais elevada do que a inflação para renda alta, essa diferença foi menos expressiva (gráfico 2) no ano de 2020, a diferença foi de 3,5 p.p., enquanto em 2021 foi de apenas 0,6 p.p. O que explica isso é que, embora a alta do grupo de alimentos tenha exercido muita pressão inflacionária para as famílias mais pobres, os aumentos nos preços do grupo habitação, saúde e cuidados pessoais e transportes exerceram forte impacto para o segmento de renda alta, especialmente com aumento no preço das passagens aéreas (10,3%), do transporte por aplicativo (11,8%) e do aluguel de veículos (9,3%).

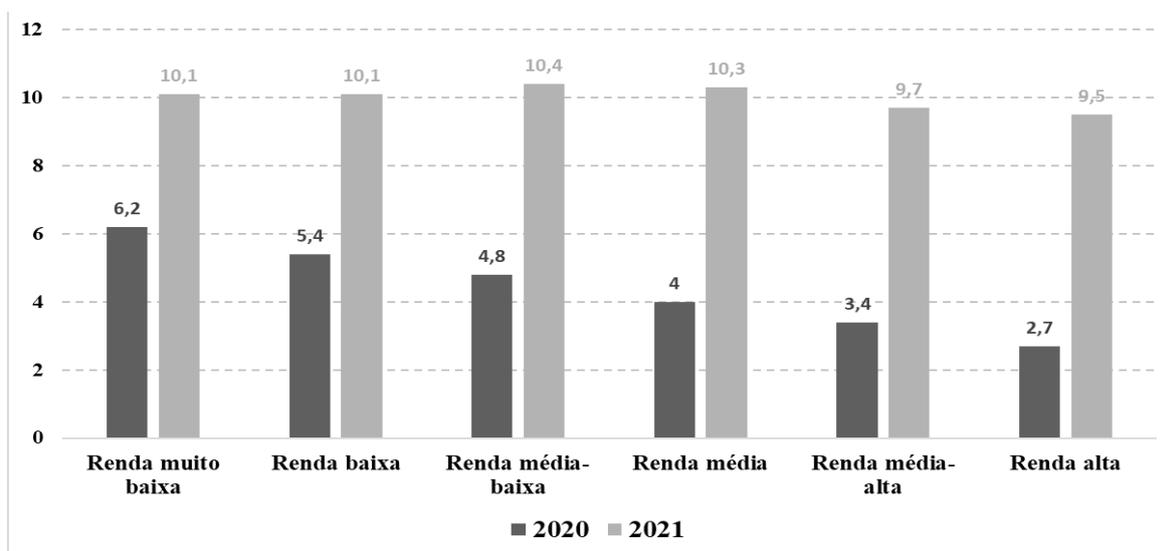


Gráfico 2. Inflação por faixa de renda: variação acumulada no ano (%).

Fonte: IPEA.

I - Renda muito baixa, menor que R\$ 1.808,79; II - Renda baixa, entre R\$ 1.808,79 e R\$ 2.702,88; III - Renda média-baixa, entre R\$ 2.702,88 e R\$ 4.506,47; IV - Renda média, entre R\$ 4.506,47 e R\$ 8.956,26; V - Renda média-alta, entre R\$ 8.956,26 e R\$ 17.764,49; VI - Renda alta, maior que R\$ 17.764,49.

Com a exposição feita acima, fica claro que apesar da inflação se manifestar para a população como um todo, pelo menos para o período exposto acima, ela tem penalizado de maneira mais forte as famílias de baixa renda, o que acaba por reforçar a desigualdade de renda entre a população do país.

3. A CURVA DE PHILLIPS E A MENSURAÇÃO DA INFLAÇÃO

A existência de estudos que avaliam a relação entre desemprego e a inflação salarial já havia sido mencionada por Karl Marx em *O Capital*, livro I, e também pelo economista Irving Fisher em seu estudo “*A Statistical Relation between Unemployment and Price Changes*”, publicado em 1926. No entanto, a discussão se tornou mais relevante a partir do trabalho do economista neozelandês Alban William Phillips, que analisou a relação negativa entre as taxas de desemprego e de crescimento dos salários no Reino Unido, no período de 1861 à 1957 (FILHO, 2004).

Phillips (1958) argumenta que quando a demanda por um produto é alta em relação a oferta do mesmo, é esperado que haja um aumento nos preços, pois se observa um excesso de demanda. Por outro lado, quando a oferta é relativamente maior que a demanda, observa-se uma queda no preço. É plausível então que esse princípio também ocorra com a taxa de variação dos salários monetários. De acordo com o autor acima citado, quando a demanda por mão de obra é alta e há pouco desemprego, é esperado que os empregadores ofereçam maiores salários, na tentativa de atrair mão de obra de outras empresas/indústrias. Já quando a demanda por mão de obra é baixa e as taxas de desemprego são altas, a taxa de crescimento da inflação de salários é pressionada para baixo, os salários caem e os trabalhadores ficam mais relutantes em oferecer seus serviços por preços inferiores. Sendo assim, a Curva de Phillips foi pensada com base em na relação inversa entre a taxa de desemprego e a taxa de aumento dos salários nominais, – quanto maior a taxa de desemprego, menor a taxa de inflação dos salários –. Em outras palavras, há um *trade-off* entre inflação de salários e desemprego. Originalmente, essa relação foi expressada algebricamente, conforme consta na equação (1):

$$G_W = -\alpha(U_t - U_n) \quad (1)$$

Onde:

G_W = taxa de variação do salário nominal

α = parâmetro que mede a sensibilidade dos salários em relação ao nível de desemprego

U_t = taxa de desemprego no período t

U_n = taxa natural de desemprego

Em 1960, os economistas Paul Samuelson e Robert Solow, aplicaram ao caso estadunidense o modelo apresentado por Phillips, substituindo a taxa de variação dos salários nominais (G_W) pela taxa de inflação dos preços no período corrente (π_t), a expressão passou então a ser conforme a equação (2):

$$\pi_t = -\alpha(U_t - U_n) \quad (2)$$

Assim como no primeiro estudo, encontraram uma correlação inversa entre as variáveis desemprego e inflação. A partir disso, a Curva de Phillips passou a ser fundamental nas análises macroeconômicas (SILVA et al., 2007).

A partir da década de 60, os economistas neoclássicos propuseram mudanças na teoria original da Curva de Phillips. A ideia de que variáveis nominais pudessem afetar variáveis reais não era aceita por eles, pois contrariava a noção neoclássica de racionalidade dos agentes econômicos. De acordo com Friedman (1968) e Phelps (1969), o *trade-off* não seria estático, pois no longo prazo, a economia iria se mover em direção a taxa natural de desemprego, a NAIRU⁶, já que os agentes começariam a esperar pela inflação contínua. A partir daí, ao se incorporar as expectativas de inflação (π_t^e) à expressão original da Curva de Phillips, tem-se a equação (3):

$$\pi_t = \pi_t^e - \alpha(U_t - U_n) \quad (3)$$

⁶ A NAIRU (*non-accelerating inflation rate of unemployment*) é definida como a taxa de desemprego que é consistente com uma taxa de inflação constante (estacionária), a qual não alteraria nem para cima e nem para baixo a taxa de inflação (PORTUGAL e MADALOZZO, 2000).

De acordo com Friedman (1968), a teoria original só se verificava no curto prazo, devido à assimetria de informação. No longo prazo, os agentes promovem um ajustamento que não permite uma relação entre desemprego e salários nominais, ou seja, a economia iria para a taxa de desemprego natural. Ele ressalta que, no curto prazo, o preço dos produtos (P) aumentam de maneira mais rápida do que os preços dos insumos – o salário monetário é um desses insumos –, sendo assim, o salário real ($\frac{W}{P}$) diminui. Apesar dos preços terem inflacionado, os trabalhadores oferecerão mais mão de obra se lhes for pago um salário nominal mais alto, pois ainda avaliam a sua oferta de acordo com o nível de preços anterior. Após algum tempo, os trabalhadores irão perceber o nível mais alto nos preços e passarão a demandar salários mais elevados. Com o salário real abaixo do nível de equilíbrio, há um excesso de demanda por mão de obra, fazendo com que o salário real e o emprego retornem para a taxa natural. Com a introdução desse componente, que mais tarde passou a ser conhecido como “Emenda Friedman-Phelps”, a análise da Curva de Phillips mudou consideravelmente (FROYEN, 1999).

Assim, tem-se que a curva de Phillips é um instrumento algébrico que ao longo do tempo passou por diversas modificações e adaptações e vem sendo utilizada em estudos empíricos, que buscam investigar diversos temas relacionados a inflação dos países.

4. METODOLOGIA

De acordo com Wooldridge (2006), a econometria é um ramo da ciência econômica que busca estimar as relações entre duas ou mais variáveis econômicas através de métodos estatísticos. Os modelos econométricos são utilizados para interpretar e responder uma ampla gama de questões.

A econometria de séries temporais, que será empregada no presente trabalho, busca avaliar o passado de uma variável, com o objetivo de gerar previsões para alguns períodos à frente. Um trabalho que utiliza séries temporais, exige que as variáveis sejam estacionárias, e para que uma série possa ser considerada estacionária, é necessário que sua média, variância e covariância sejam constantes. Quando uma variável estacionária recebe um choque exógeno, esse choque se dissipará ao longo do tempo (GUJARATI, 2006).

Sendo assim, quando se trabalha com séries de tempo é necessária a realização de testes de raiz unitária para verificar a estacionariedade das variáveis. O presente estudo utilizará os testes ADF-GLS e KPSS, ambos amplamente utilizados nas pesquisas relacionadas às séries temporais.

Segundo Gujarati (2006), o teste ADF-GLS utiliza o procedimento de filtragem dos componentes da série, com o objetivo de eliminar a autocorrelação entre os erros. No entanto, esse teste pode apresentar dificuldades em rejeitar a hipótese nula (H_0) para certos tipos de séries, sendo assim, o teste KPSS será utilizado como teste confirmatório.

Além dos testes de estacionariedade, também será aplicado o teste de cointegração de Johansen (1988), com a finalidade de observar se há relação de longo prazo entre as variáveis que se pretende investigar.

Os testes acima citados, são considerados testes auxiliares que preparam as variáveis para a estimação principal, que no caso do presente estudo será a de Vetores Autorregressivos (VAR) que, de acordo com a definição de Sims (1980), é um modelo linear em que cada uma das n variáveis que compõem o sistema de n equações está em função de variáveis que sofreram defasagem no tempo. Essa metodologia é amplamente utilizada nos estudos sobre a inflação, pois possibilita a análise da movimentação de uma variável após um choque exógeno individual através da função impulso-resposta, além de possibilitar que o grau explicativo de uma variável sobre a outra seja analisado por meio da decomposição da variância dos erros de previsão (BUENO, 2015).

4.1 MODELO E DADOS UTILIZADOS

Com vista a cumprir o objetivo proposto e tomando como inspiração a estrutura básica da curva de Phillips apresentada na seção 3 do presente estudo, foi estruturado o seguinte sistema de equações, conforme consta a seguir:

$$rmb_t = \sum_{j=1}^n \alpha_{1j} rmb_{t-j} + \sum_{j=1}^n \varphi_{1j} e_t + \sum_{j=1}^n \gamma_{1j} h_{t-j} + \varepsilon_i \quad (4)$$

$$rm_t = \sum_{j=1}^n \beta_{1j} rm_{t-j} + \sum_{j=1}^n \theta_{1j} e_t + \sum_{j=1}^n \tau_{1j} h_{t-j} + \varepsilon_i$$

$$ra_t = \sum_{j=1}^n \omega_{1j} ra_{t-j} + \sum_{j=1}^n \sigma_{1j} e_t + \sum_{j=1}^n \epsilon_{1j} h_{t-j} + \varepsilon_i$$

Em que a primeira equação representa a inflação para a faixa de renda muito baixa (*rmb*), a segunda diz respeito a inflação para a renda média (*rm*) e a terceira, refere-se à inflação para a renda alta (*ra*). As variáveis *e*, *h* e representam, respectivamente, a expectativa e o hiato do produto, sendo α , φ e γ ; β , θ e τ ; ω , σ e ϵ os coeficientes das equações e ε o erro também para cada equação. Ressalta-se que o período de avaliação do presente estudo é mensal e vai de julho de 2006, período quando o IPEA inicia o cálculo da inflação por faixa de renda, até fevereiro de 2022.

O quadro 1 traz a descrição mais detalhada das variáveis utilizadas no modelo, bem como a fonte de cada uma.

VARIÁVEIS	REPRES.	DESCRIÇÃO
Inflação mensal para a renda muito baixa	<i>rmb</i>	Indicador de inflação para a população de renda muito baixa (menor que R\$ 1.808,79), calculado pelo Grupo de Conjuntura da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (DIMAC) do IPEA. Fonte: https://www.ipea.gov.br/cartadeconjuntura/index.php/2022/04/inflacao-por-faixa-de-renda-marco2022/
Inflação mensal para a renda média	<i>rm</i>	Indicador de inflação para a população de renda média (entre R\$ 4.506,47 e R\$ 8.956,26), calculado pelo Grupo de Conjuntura da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (DIMAC) do IPEA. Fonte: https://www.ipea.gov.br/cartadeconjuntura/index.php/2022/04/inflacao-por-faixa-de-renda-marco2022/
Inflação mensal para a renda alta	<i>ra</i>	Indicador de inflação para a população de renda alta (entre R\$ 8.956,26 e R\$ 17.764,49), calculado pelo Grupo de Conjuntura da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (DIMAC) do IPEA. Fonte: https://www.ipea.gov.br/cartadeconjuntura/index.php/2022/04/inflacao-por-faixa-de-renda-marco2022/
Expectativa da inflação para o próximo mês	<i>e</i>	Expectativa no período presente para a inflação (IPCA) em t+1, obtida através da média diária dos valores divulgados da pesquisa <i>focus</i> para cada mês sobre o que se espera para o mês imediatamente posterior. Fonte: Sistema de Expectativas do Banco Central.
Hiato do produto	<i>h</i>	Para o cálculo do hiato do produto foi utilizada a seguinte fórmula: $\frac{(PIB_{real} - PIB_{potencial})}{PIB_{potencial}}$, em que para representar o PIB real foi usada a série perspectiva do PIB mensal - Valores correntes (R\$ milhões) - R\$ (milhões). Série nº 4380 do Bacen. Fonte: Banco Central. Já PIB potencial foi estimado pelo filtro de Hodrick – Prescott, segundo Hodrick e Prescott, 1997).

Quadro 1. Variáveis utilizadas no modelo.

Fonte: Estruturado pela autora.

Por fim, é importante informar que para a estimação do sistema de equações proposto, as variáveis foram utilizadas em índice, com o mês base em julho de 2006 e posteriormente foi aplicado logaritmo em todas as séries.

5. RESULTADOS E DISCUSSÕES

Na presente seção, serão expostos os resultados tanto dos testes auxiliares quanto da estimação principal.

5.1 RESULTADOS DOS TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

Os primeiros testes a serem realizados foram os testes de raiz unitária ADF-GLS. Devido à sensibilidade desse tipo de teste à quantidade de defasagens, e da dificuldade que o mesmo tem em definir se uma série temporal é ou não estacionária em algumas situações, faz-se necessário a aplicação de um segundo teste, o KPSS.

Conforme pode-se observar na Tabela 1, as variáveis especificadas no modelo se mostram, em sua maioria, não estacionárias (N.E) em nível para ambos os testes, considerando 5% de significância. A única exceção é a variável hiato do produto, que se mostrou estacionária em nível para o teste ADF-GLS com constante. Sendo assim, os testes foram refeitos com a primeira diferença aplicada à todas as variáveis e, após isso, observa-se que todas as variáveis se apresentam como estacionárias (E.) na primeira diferença, considerando ainda um nível de significância de 5%. Portanto, é possível concluir que essas variáveis são integradas de ordem 1.

Tabela 1. Testes de raiz unitária.

Variável		Teste ADF-GLS				Teste KPSS			
		Teste em nível		Teste na diferença		Teste em nível		Teste na diferença	
		Valor do teste ^A	Res. ^B	Valor do teste ^A	Res. ^B	Valor do teste ^C	Res. ^B	Valor do teste ^C	Res. ^B
<i>lrmb</i>	Const.	1,10240	N.E.	-3,21029	E.	6,35512	N.E.	0,13421	E.
	Const.+Tend.	-1,78063	N.E.	-4,61530	E.	0,63197	N.E.	0,13938	E.
<i>lrm</i>	Const.	1,05794	N.E.	-2,71460	E.	6,37824	N.E.	0,21634	E.
	Const.+Tend.	-1,63899	N.E.	-4,13034	E.	0,57089	N.E.	0,12621	E.
<i>lra</i>	Const.	0,85908	N.E.	-2,32769	E.	6,35721	N.E.	0,14546	E.
	Const.+Tend.	-1,70045	N.E.	-3,75904	E.	1,05202	N.E.	0,12088	E.
<i>le</i>	Const.	-0,02734	N.E.	-4,20762	E.	6,40408	N.E.	0,38271	E.
	Const.+Tend.	-2,75485	N.E.	-4,44478	E.	0,78412	N.E.	0,14029	E.
<i>lh</i>	Const.	-3,30618	E.	-5,17886	E.	0,80760	N.E.	0,03719	E.
	Const.+Tend.	-2,44995	N.E.	-7,93412	E.	0,27589	N.E.	0,03716	E.

A Valores críticos com constante -1,61 a 10%, -1,94 a 5% e -2,57 a 1%. Valores críticos com constante e tendência: -2,64 a 10%, -2,93 a 5% e -3,46 a 1% (valores fornecidos pelo programa GRETLL com base em Elliot, Rothenberg e Stock (1996)).

B Resultados: N.E = não estacionário e E.= estacionário.

C Valores críticos com constante: 0,347 a 10%, 0,463 a 5% e 0,739 a 1%. Valores críticos com constante e tendência: 0,119 a 10%, 0,146 a 5% e 0,216 a 1% (valores fornecidos pelo programa GRETLL com base em Kwiatkowski et al. (1992)).

Fonte: Elaborado pela autora com base nos dados da pesquisa.

5.2 RESULTADOS DOS TESTES DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN

Após a conclusão de que as variáveis que compõem o modelo são integradas de ordem 1, é preciso verificar se há uma relação de longo prazo entre os elementos especificados em cada uma das equações propostas. Sendo assim, é necessário aplicar um teste de cointegração e, conforme metodologia, o teste utilizado é o de Johansen. Tal teste foi aplicado a cada equação proposta.

Na Tabela 2, tem-se teste de cointegração para o primeiro modelo proposto, que trata da inflação da faixa de renda muito baixa. Considerando um nível de significância de 5%, observa-se que a hipótese nula de que há ausência de vetores de cointegração não pode ser rejeitada. Logo, para o período proposto, não é observado uma relação de longo prazo entre as variáveis que integram a equação que trata da inflação da faixa de renda mais baixa.

Tabela 2. Teste de cointegração de Johansen para rmb.

Hipótese nula (H0)	Hipótese alternativa	Estatística traço	Valores críticos a 5%*
r=0	r>0	27,075	47,21
r=1	r>1	12,781	29,68

Fonte: Elaborado pela autora.

O mesmo critério foi utilizado para o modelo que compreende a inflação da faixa de renda média, como pode ser observado na Tabela 3, novamente, para o período e para as variáveis propostas, não é possível rejeitar a hipótese nula e afirmar que há vetores de cointegração a 5% de significância.

Tabela 3. Teste de cointegração de Johansen para *rm*.

Hipótese nula (H0)	Hipótese alternativa	Estatística traço	Valores críticos a 5%*
$r=0$	$r>0$	19,097	47,21
$r=1$	$r>1$	6,5074	29,68

Fonte: Elaborado pela autora.

Por fim, para a equação que dispõe sobre a inflação para faixa de renda alta, a hipótese nula continua não sendo rejeitada ao nível de significância de 5%. Sendo assim, os três modelos não apresentam relação de longo prazo entre suas respectivas variáveis, o que faz com a estimação principal de cada equação seja realizada por Vetores Autorregressivos, apenas, sem a necessidade de inserir vetores de correção de erro.

Antes da estimação principal, foram executados os testes de seleção de defasagens para os três modelos, com o objetivo de identificar, qual a quantidade de defasagens adequada a ser informada para a estimação VAR. O número ideal de defasagens para os três modelos foram duas. No primeiro e no último modelo, os critérios de seleção utilizados foram o Bayesiano de Schwarz (BIC) e de Hannan-Quinn (HQC), já para o segundo modelo, o critério utilizado foi o de Bayesiano de Schwarz (BIC).

Tabela 4. Teste de cointegração de Johansen para *ra*.

Hipótese nula (H0)	Hipótese alternativa	Estatística traço	Valores críticos a 5%*
$r=0$	$r>0$	29,612	47,21
$r=1$	$r>1$	10,371	29,68

Fonte: Elaborado pela autora.

Após a seleção de defasagens, foi realizada a estimação principal para cada uma das equações propostas, sendo que esta fornece os instrumentos de análise conhecidos como decomposição da variância do erro de previsão e função impulso resposta, apresentados abaixo.

5.3 RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO VAR

A estimação do sistema de equações proposto forneceu alguns instrumentos importantes de análise. Primeiramente será feita a avaliação para a inflação de cada faixa de renda e posteriormente a comparação dos resultados entre estas, sempre considerando o objetivo proposto que é entender as discrepâncias existentes entre a inflação por faixa de renda e a relação desta com variáveis que compõem o ambiente macroeconômico do país, que aqui serão representadas pela expectativa de inflação e pelo hiato do produto.

As decomposições da variância do erro de previsão para as três faixas de renda mostram, basicamente, a importância das variáveis expectativa (*e*) e hiato (*h*) na explicação da movimentação da variável principal, que é a inflação. Na faixa de renda muito baixa, conforme Tabela 5, ao longo do período de 12 meses, é possível observar que há uma modificação na importância de cada uma das variáveis independentes na explicação das oscilações da *rmb*. De maneira geral, em média, 13,32% da inflação pra faixa de renda muito baixa é explicada pela movimentação da expectativa, enquanto 0,93% é explicada por alterações no hiato do produto. A relevância dessas duas variáveis na composição da *rmb* é adquirida ao longo dos meses, e se estabiliza no sétimo período.

Já para a faixa de renda média, é possível observar uma maior relevância das variáveis *e* e *h* na movimentação da inflação da faixa de renda média, conforme expõe a Tabela 6. Em média, as movimentações da expectativa e do hiato explicam, respectivamente, 18,24% e 3,74% a inflação para faixa de renda média (*rm*), o que é 4,92 e 2,1 p.p. respectivamente a mais que na faixa de renda muito baixa.

Para a decomposição da variância da faixa de renda alta, trazida pela Tabela 7, tem-se uma diferença significativa em relação aos resultados anteriores, tendo em vista que a expectativa e o hiato se mostram consideravelmente mais relevantes na explicação da movimentação da inflação de tal faixa de renda, do que para a inflação para as faixas de renda anteriores, com percentuais de 23,58% e 8,64%, respectivamente, o que é 5,34 e 4,89 p.p. a mais do que a faixa de renda média, e 10,26 e 7,71 p.p. para a faixa de renda muito baixa. Além disso, para a inflação da renda alta, é possível notar que a relevância das variáveis *e* e *h* cresce, ao logo dos doze períodos do ano, de maneira mais acentuada do que nas duas faixas de renda anteriores.

Tabela 5. Decomposição da variância do erro de previsão para a inflação da faixa de renda muito baixa.

Mês	Erro padrão	Inflação da renda muito baixa	Expectativa	Hiato
1	0,00313896	100	0	0
2	0,00371427	88,0281	11,8950	0,0768
3	0,00383215	86,4182	13,2893	0,2924
4	0,00388110	85,0214	14,3139	0,6647
5	0,00390119	84,3062	14,7181	0,9757
6	0,00391114	83,9081	14,9281	1,1638
7	0,00391619	83,6971	15,0345	1,2684
8	0,00391890	83,5825	15,0922	1,3254
9	0,00392038	83,5194	15,1239	1,3567
10	0,00392121	83,4841	15,1417	1,3742
11	0,00392167	83,4642	15,1517	1,3841
12	0,00392194	83,4528	15,1574	1,3898

Fonte: Elaborado pela autora.

Tabela 6. Decomposição da variância do erro de previsão para a inflação da faixa de renda média.

Mês	Erro padrão	Inflação da renda média	Expectativa	Hiato
1	0,00229398	100	0	0
2	0,00286337	83,5089	14,4101	2,0810
3	0,00302352	80,9705	16,9327	2,0968
4	0,00311816	77,8357	19,3694	2,7950
5	0,00316785	75,9756	20,3057	3,7187
6	0,00319518	74,8422	20,8235	4,3343
7	0,00320900	74,2444	21,0472	4,7084
8	0,00321588	73,9378	21,1541	4,9081
9	0,00321919	73,7882	21,2011	5,0107
10	0,00322075	73,7167	21,2224	5,0609
11	0,00322148	73,6834	21,2317	5,0849
12	0,00322182	73,6680	21,2358	5,0961

Fonte: Elaborado pela autora.

Tabela 7. Decomposição da variância do erro de previsão para a inflação da faixa de renda alta.

Mês	Erro padrão	Inflação da renda alta	Expectativa	Hiato
1	0,00267037	100	0	0
2	0,00312925	80,2694	16,2678	3,4629
3	0,00331076	73,0825	21,7577	5,1597
4	0,00346629	66,7511	25,5903	7,6586
5	0,00355233	63,6037	26,7213	9,6750
6	0,00359321	62,1759	27,2650	10,5591
7	0,00361114	61,5666	27,4587	10,9747
8	0,00361882	61,3077	27,5439	11,1484
9	0,00362205	61,1994	27,5766	11,2240
10	0,00362340	61,1543	27,5903	11,2554
11	0,00362396	61,1357	27,5957	11,2686
12	0,00362419	61,1281	27,5979	11,2740

Fonte: Elaborado pela autora.

Pode-se afirmar que as variáveis macroeconômicas que representam a expectativa de inflação e o hiato do produto, utilizadas nos três modelos, se mostram muito mais relevantes para explicar a inflação da faixa de renda alta e, comparativamente, menos relevantes para explicar as movimentações na inflação da renda muito baixa. No entanto, apesar dessa relação heterogênea da expectativa e do hiato para com a inflação por faixa de renda, as autoridades monetárias utilizam, dentre outros, estes indicadores macroeconômicos, para tomar decisões econômicas importantes e formular suas políticas, como a elevação da taxa de juros, por exemplo.

Para tomar as decisões de política monetária, a expectativa e o hiato se mostram variáveis de extrema importância, no entanto, ao fazer uma análise da relação destas variáveis com a inflação segmentada por faixa de renda, é possível notar que são relevantes para explicar a movimentação da inflação da renda alta, porém essa importância se torna comparativamente menor, quando se analisa a inflação da renda muito baixa. A realidade das famílias que pertencem a tal grupo está mais atrelada a outros elementos que estão para além das variáveis expectativa e do hiato, mesmo esses agregados sendo relevantes para as decisões de política monetária, que afetam a população como um todo.

Com base nos testes e análises apresentadas, tem-se o indicativo que as variáveis expectativa da inflação e hiato do produto explicam, em maior ou menor grau, a inflação por faixa de renda. Sendo assim, faz-se necessário explicar em que sentido essa relação se dá dentro de cada uma das três equações apresentadas. Para isso, será utilizada a função impulso resposta, que simula um choque positivo, exógeno e individual das variáveis e e h na inflação segmentada.

O gráfico 3 simula a reação da inflação da faixa de renda muito baixa a um choque positivo na expectativa da inflação. Apesar da reação ser instantânea e positiva, nota-se que essa elevação não possui um patamar elevado – um impacto de 1% em e causa um deslocamento de apenas 0,0013% em rmb , além disso, essa resposta é pouco duradoura, se dissipando rapidamente após o segundo mês.

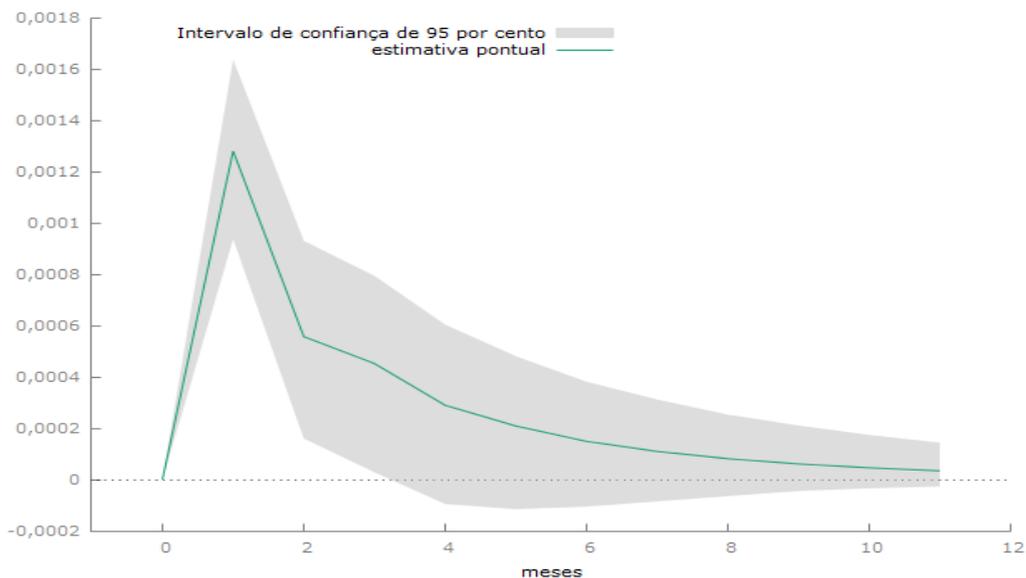


Gráfico 3. Resposta de rmb a um choque em e .

Fonte: Elaborado pela autora.

Em relação ao hiato do produto, o gráfico 4 expõe que, um choque exógeno em h causa, no primeiro momento, uma relação negativa na inflação da renda muito baixa, tendo em vista que, com um crescimento instantâneo do produto da economia e os níveis de demanda iguais, os preços tendem a cair. No entanto, após os agentes econômicos sentirem esse aumento, a demanda crescerá e o gráfico passa a mostrar uma relação positiva. Um crescimento de 1% no hiato ocasiona uma movimentação de apenas 0,0002% na inflação da renda muito baixa.

Já no gráfico 5 percebe-se que um choque exógeno de 1% na expectativa causa uma movimentação positiva de 0,0014% na inflação da renda média, contudo, essa relação se mostra um pouco mais duradoura, se comparado com a resposta da inflação da faixa de renda mais baixa, passando a se dissipar a partir do quarto mês.

Já para a inflação da renda alta, a relação entre as variáveis macroeconômicas e a inflação por faixa de renda se mostra mais significativa e, conseqüentemente, mais duradoura. A um choque de 1% na expectativa, a variável ra apresenta uma reação positiva e instantânea de 0,0014, que só se dissipa de maneira significativa a partir do sexto mês, conforme gráfico 7.

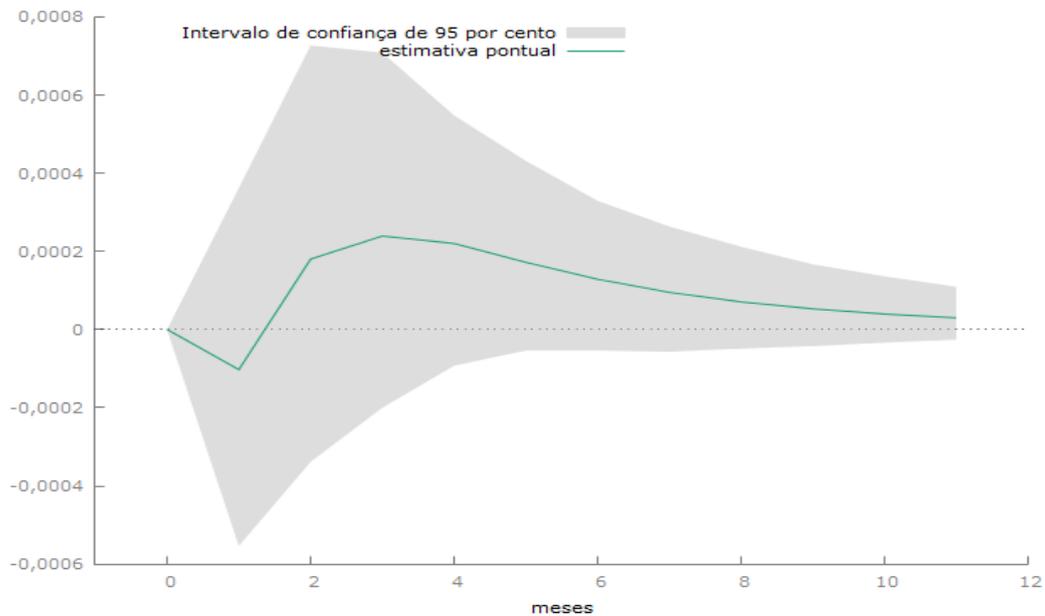


Gráfico 4. Resposta de rmb a um choque e h .

Fonte: Elaborado pela autora.

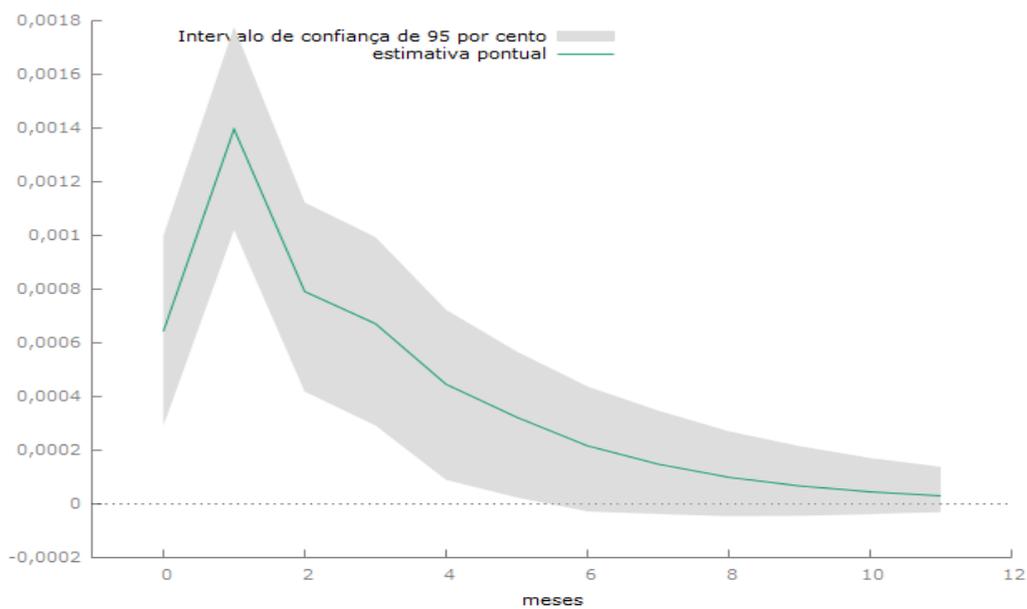


Gráfico 5. Resposta de rm a um choque em e .

Fonte: Elaborado pela autora.

Para a inflação da renda média, um choque de 1% em h causa uma elevação de 0,0003% na variável rm . Esse choque se mostra um pouco mais significativo do que aquele apresentado na inflação da renda muito baixa, mas não é tão expressivo quanto a movimentação observada em ra .

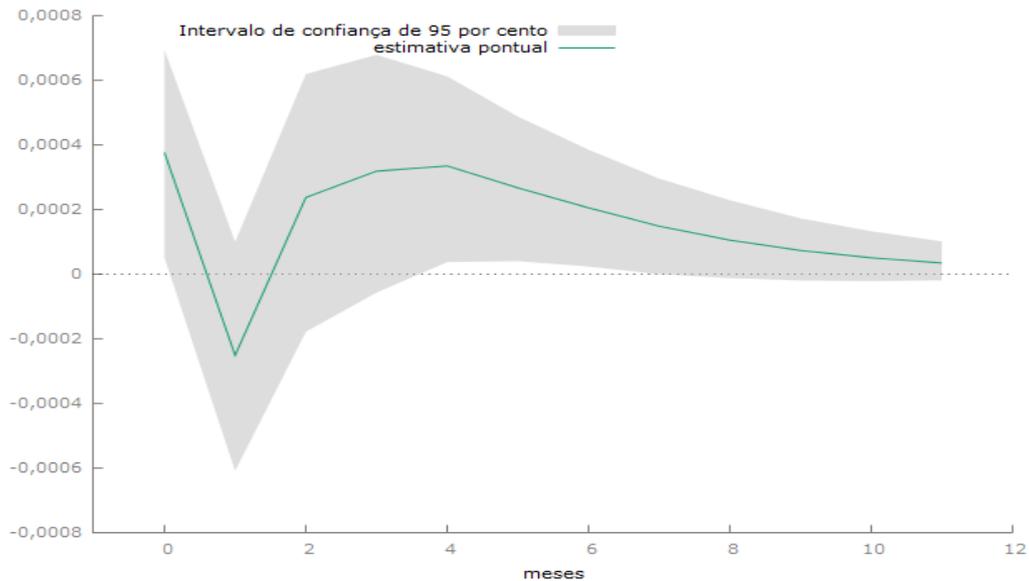


Gráfico 6. Resposta de rm a um choque em h .

Fonte: Elaborado pela autora.

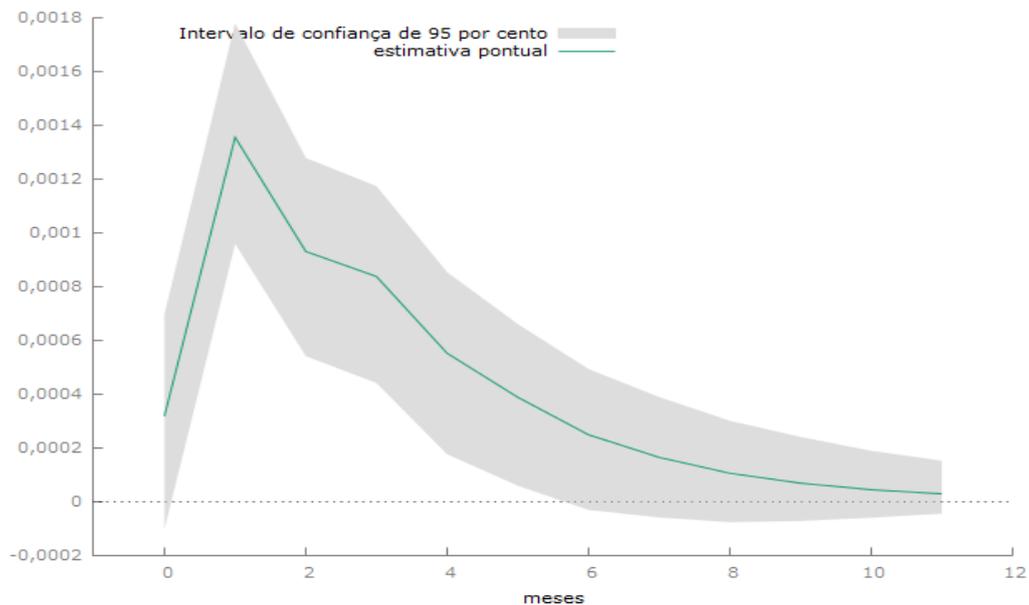


Gráfico 7. Resposta de ra a um choque em e .

Fonte: Elaborado pela autora.

Quando se trata do choque no hiato na inflação da renda alta, é perceptível que essa relação se mostra muito mais relevante, como é possível verificar pelo gráfico 8. No primeiro momento, a elevação instantânea no produto da economia causa uma redução mais significativa, comparativamente falando, nos preços desse segmento do que nos apresentados anteriormente. Ademais, a resposta de um impacto exógeno de 1% no hiato chega a ser três vezes maior do que a observada na faixa de renda muito baixa.

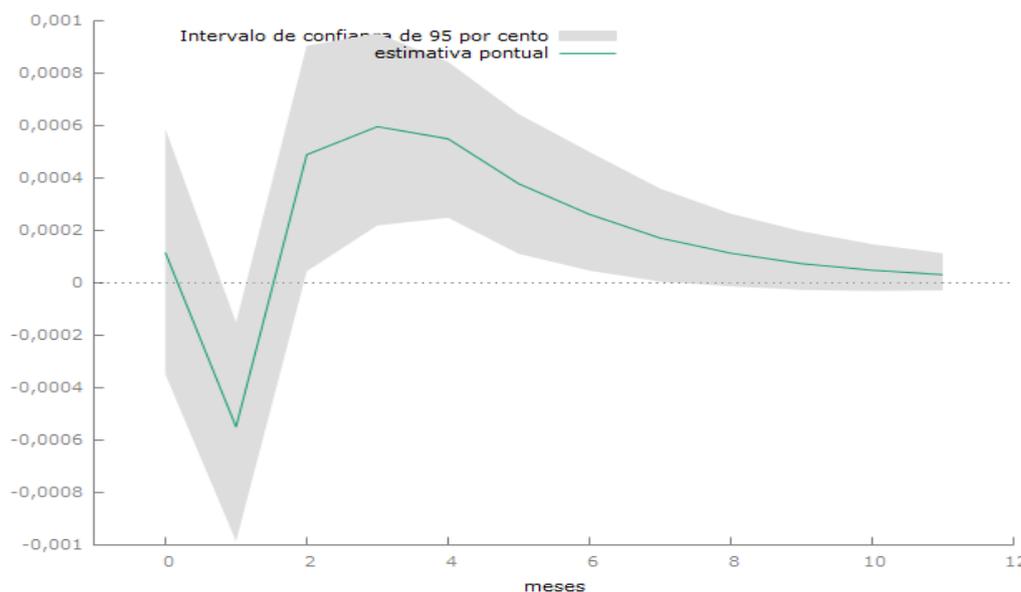


Gráfico 8. Resposta de ra alta a um choque em h .

Fonte: Elaborado pela autora.

A partir dos dados apresentados acima, tem-se que um choque nos indicadores macroeconômicos observados no presente estudo causa um efeito mais significativo e duradouro na inflação da faixa de renda alta do que na inflação das rendas mais baixas, mostrando que as inflações das distintas faixas de renda para serem melhores entendidas, não podem ser tratadas de maneira agregada, já que todas sofrem influência de elementos da macroeconomia, porém, como os resultados do estudo mostram, o grau da relevância é diferente.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho buscou entender as discrepâncias existentes entre a inflação por faixa de renda e a relação desta com variáveis que compõem o ambiente macroeconômico do país, que aqui serão representadas pela expectativa de inflação e pelo hiato do produto.

De modo a contemplar tal objetivo, foi realizada uma breve revisão bibliográfica sobre o retrospecto inflacionário brasileiro e o contexto recente e também apresentada brevemente a evolução da curva de Phillips que é um ferramental importante para o estudo da inflação. Já a metodologia aplicada foi a de Vetores Autorregressivos (VAR).

Como principais resultados encontrados, pode-se verificar que o indicador para a faixa de renda mais elevada tem uma relação mais forte para com a expectativa de inflação e o hiato do produto, respondendo a estes de forma mais expressiva e duradoura, se comparado com a inflação da faixa de renda média e renda baixa.

Considerando que a expectativa de inflação e o produto da economia são elementos importantes para a tomada de decisões dos formuladores de política monetária, os resultados obtidos, fornecem indicativos de que a inflação para a faixa de renda mais baixa está, comparativamente as outras faixas de renda, um pouco mais distante das variáveis agregadas econômicas o que pode, em alguma medida, fazer com que as decisões de política monetária, tomadas com base em tais agregados, não impactem de maneira considerável a inflação da classe social mais baixa, que congrega a população que mais é atingida negativamente pelo aumento nos preços no período atual.

Por fim, ressalta-se que os resultados obtidos são indicativos que precisam ser confirmados, logo, como agenda de estudos futuros, sugere-se a estimação de uma curva de Phillips mais robusta, de modo a comprovar ou não tais indícios.

REFERÊNCIAS

ARIDA, P. Entrevista. In BIDERMAN, C.; COZAC, L. F. & REGO, J.M. (orgs.). **Conversas com economistas brasileiros**. São Paulo, 34, 1996.

BACHA, E. O Fisco e a Inflação: uma interpretação do caso brasileiro. *Revista de Economia Política*, v. 14, n. 1, jan./mar. 1994.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Metas para a Inflação. 2020. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/metainflacao>>. Acesso em: 15 mar. 2022.

BANCO CENTRAL DO BRASIL O que é inflação. 2019. Disponível em:<<https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/oqueinflacao>>. Acesso em: 29 set. 2021.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Relatório de Inflação: dez. 2015. *Relatório de Inflação*, Brasília, v. 17, n. 4, p. 23-74, dez., 2015. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/publicacoes/ri/201503>>. Acesso em: 12 dez. 2021.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Relatório de Inflação: set. 2021. *Relatório de Inflação*, Brasília, v. 23, n. 3, p. 11-27, set., 2021. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/publicacoes/ri/202109>>. Acesso em: 12 dez. 2021.

BARROS DE CASTRO, L. Esperança, Frustração e Aprendizado: A História da Nova República (1985-1989). In: GIAMBIAGI et. al. (org.) **Economia Brasileira Contemporânea: 1945-2010**. 2ª ed. Rio de Janeiro, Elsevier, 2011.

BARROS DE CASTRO, L. Privatização, Abertura e Desindexação: A Primeira Metade dos Anos 90 (1990-1994). In: GIAMBIAGI et. al. (org.) **Economia Brasileira Contemporânea: 1945-2010**. 2ª ed. Rio de Janeiro, Elsevier, 2011.

BATISTA JR, Paulo Nogueira. O Plano Real à luz da experiência mexicana e argentina. *Estudos Avançados*, v. 10, n. 28, p. 127-197, 1996.

BELLUZZO, L.G. M. & ALMEIDA, J. S. G. Plano Real: do sucesso ao impasse. In: **Depois da queda: a economia brasileira da crise da dívida aos impasses do Real**. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, 2002.

BUENO, R. D. L. S. **Econometria de Séries Temporais**. Editora Cengage Learning, 2ª Edição. São Paulo, 2015.

BRESSER-PEREIRA, L.C. A Descoberta da Inflação Inercial. *R. Econ. contemp.*, Rio de Janeiro, v. 14(1): 167-192, jan./abr. 2010.

ELLIOT, G.; ROTHENBERG, T.J.; STOCK, J. H. Efficient test for an autoregressive unit root. *Econometrica*, Oxford, v.64, n.4, p.813-836, jul. 1996

FILHO, O.S.A. (2004). A curva de salário para região metropolitana de Salvador: uma análise econométrica a partir dos dados as PED de 1997 a 2003. Salvador. Dissertação de mestrado entregue a Universidade Federal da Bahia.

FRIEDMAN, M. (1968). "The Role of Monetary Policy." *American Economic Review*, v.58 (1), p.1-17.

FRIEDMAN, M. **A Theory of the Consumption Function**. Princeton: Princeton University Press, 1957. 243p.

FROYEN, R. T. *Macroeconomia*. 5ª ed. São Paulo, Saraiva, p. 271-290, 1999.

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. (2009). Índice de Preço ao Consumidor – CLASSE 1. FGV.

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. Ibre. **Boletim Macro: dezembro de 2015**. 2015. 24p. dez. 2015.

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. Ibre. **Boletim Macro: janeiro de 2021**. 2021. 32p. jan. 2021.

GIAMBIAGI, F. Estabilização, Reformas e Desequilíbrios Macroeconômicos; Os Anos FHC (1995-2002). In: GIAMBIAGI et. al. (org.) **Economia Brasileira Contemporânea: 1945-2010**. 2ª ed. Elsevier, Rio de Janeiro, 2011. 272p.

GUJARATI, D. N. **Econometria Básica**. 4.ed. São Paulo Campus, 2006.

HISTÓRICO DAS METAS PARA A INFLAÇÃO. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/historicometas>>. Acesso em: 15 mar. 2022.

HODRICK, Robert J.; PRESCOTT, Edward C. Postwar US business cycles: an empirical investigation. **Journal of Money, credit, and Banking**, p. 1-16, 1997.

ÍNDICE NACIONAL DE PREÇOS AO CONSUMIDOR AMPLO - IPCA. 2021. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/precos-e-custos/9256-indice-nacional-de-precos-ao-consumidor-amplo.html?=&t=o-que-e>>. Acesso em: 29 set. 2021.

INFLAÇÃO POR FAIXA DE RENDA – MARÇO/2022. 2022. Disponível em: <<https://www.ipea.gov.br/cartadeconjuntura/index.php/2022/04/inflacao-por-faixa-de-renda-marco2022/>>. Acesso em: 22 abr. 2022.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. Perfil das despesas no Brasil. Nota técnica. Rio de Janeiro: IBGE. 2001.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. Inflação por faixa de renda – junho/2021. Brasília: Ipea, 2021. (Carta de Conjuntura, n. 52).

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. Inflação por faixa de renda – dezembro/ 2021. Brasília: Ipea, 2022. (Carta de Conjuntura, n. 54).

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. Inflação por faixa de renda – junho/2020. Brasília: Ipea, 2020. (Carta de Conjuntura, n. 47).

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. Inflação por faixa de renda – dezembro/ 2020. Brasília: Ipea, 2021. (Carta de Conjuntura, n. 50).

INTERNATIONAL MONETARY FUND. Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions. Publication Services, 109p. Washington, out. 2014.

JOHANSEN, S. *Statistical analysis of cointegration vectors*. Journal of Economic Dynamics and Control, v. 12, p. 231-254, North-Holland, 1988.

KWIATKOWSKI, D. *et al. Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root. Journal of Econometrics*, North-Holland, v. 54, p. 159-178, 1992.

JOHANSEN, S. *Statistical analysis of cointegration vectors*. Journal of Economic Dynamics and Control, v. 12, p. 231-254, North-Holland, 1988.

MANKIW, N. **Introdução à Economia**. São Paulo: Cengage Learning, 2009.

MODENESI, A. **Regimes monetários: teoria e experiência do Real**. Barueri: Manole, 2005.

PHELPS, E. S. (1969). “The New Microeconomics in Inflation and Employment Theory.” *American Economic Review*, v.59 (2), pag.147-160.

PHILLIPS, A. B. **The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in United Kingdom, 1861-1957. Economica**, v. 25, n. 100, p. 283-289, 1958.

PORTUGAL, M.; MADALOZZO, R. Um Modelo de NAIRU para o Brasil. *Revista de Economia Política*, volume 20, no 4 (80), 2000.

SILVA, R. C. L.; NEDUZIAK, L. C. R.; CURADO, M. L. (2007). *A curva de Phillips e sua aplicação na economia contemporânea*. Universidade Federal do Paraná.

SIMS, C. A. **Macroeconomics and reality**. *Econometrica*, v.48, p. 1-48, 1980.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **Introdução à Econometria. Uma Abordagem Moderna**. Editora Cengage Learning, 1ª Edição. São Paulo, 2010.