



Texto para Discussão 002 | 2024

Discussion Paper 002 | 2024

Inflação de Preços e de Salários no Brasil: uma análise empírica de 1999 a 2022

Michelle Malher

Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro

Júlia Braga

Faculdade de Economia, Universidade Federal Fluminense

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)

Luiz Fernando de Paula

Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro

This paper can be downloaded without charge from

<https://www.ie.ufrj.br/publicacoes-j/textos-para-discussao.html>

Inflação de Preços e de Salários no Brasil: uma análise empírica de 1999 a 2022

Janeiro, 2024

Michelle Malher

Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro

Júlia Braga

Faculdade de Economia, Universidade Federal Fluminense

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)

Luiz Fernando de Paula

Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro

Resumo

Este trabalho discute a trajetória da inflação no Brasil após a adoção do Regime de Metas de Inflação, tendo por objetivo identificar os seus principais determinantes a partir de um arcabouço teórico que reconhece a relevância do conflito distributivo para a dinâmica inflacionária. É realizada uma análise descritiva do comportamento da inflação no Brasil, na qual são identificadas quatro fases distintas: 1999 a 2004, 2005 a 2010, 2011 a 2015 e 2016 até meados de 2022. As alterações do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) durante essas fases são explicadas por três motivos principais: (i) inflação importada e taxa de câmbio; (ii) preços monitorados; e (iii) inflação salarial. Assim, argumenta-se que a inflação brasileira é majoritariamente gerada por pressões de custo. O artigo estima ainda curvas de Phillips que incorporam elementos de custo e de demanda com o intuito de identificar quais deles exerceram maior influência sobre a inflação medida pelo IPCA geral. A estimação foi realizada com modelos de Correção de Erro Vetoriais (VEC) de março de 2013 a janeiro de 2022. Um modelo complementar foi estimado para investigar a relação de longo prazo entre a inflação importada e pressões de demanda na inflação de preços.

Palavras-chave: Conflito distributivo; IPCA; Brasil; Regime de Metas de inflação.

Abstract

The present work studies the trajectory of inflation in Brazil after the adoption of the Inflation Targeting Regime, aiming to identify its main determinants from a cost-push perspective. The first section presents a bibliographical review of different inflationary theories, seeking to distinguish its differences in theory and policy implications. The second section exposes a descriptive analysis of inflation's trajectory in Brazil, in which four distinct phases are identified: 1999 to 2004, 2005 to 2010, 2011 to 2015, and 2015 to mid-2022. Changes in the IPCA during these phases are explained by three main reasons: (i) imported inflation and exchange rate; (ii) monitored prices; and (iii) wage inflation. Thus, it is argued that Brazilian inflation is not mostly caused by demand pressures, but rather by cost pressures. The third section presents Phillips curves estimates for Brazilian inflation that incorporate cost and demand elements, aiming to identify the main determinants of the Brazilian Consumer Prices Index (IPCA). The econometric analysis was performed with Vector Error Correction (VEC) models from March 2013 to January 2022. A complementary model was estimated in order to investigate the relationship between imported inflation and demand pressures on price inflation.

Keywords: Cost-push inflation; Brazil; Inflation Target System.

Introdução

Em 1999 foi implementado o Regime de Metas de Inflação (RMI) no Brasil, que permanece em vigor até os dias de hoje. Desde então o Banco Central do Brasil (BCB) possui a atribuição legal de manter a taxa de inflação, medida pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), dentro de uma meta estabelecida pelo Conselho Monetário Nacional. Logo após a adoção do RMI, a inflação no Brasil descumpriu a meta nos anos de 2001 e 2002. Nos dois anos seguintes a meta inflacionária foi cumprida sob a condição de reajuste de 3,25% para 8,5% em 2003 e de 3,75% para 5,5% em 2004. Nos anos posteriores a inflação se manteve abaixo do limite superior da meta, com exceção de 2015 e de 2021, nos quais a variação do IPCA foi de 10,7% e 10,1%, respectivamente.

Este artigo tem por objetivo avaliar o comportamento da inflação brasileira após a adoção do RMI e identificar os seus principais determinantes, utilizando como arcabouço teórico as teorias Pós-Keynesianas de inflação, no sentido amplo de Lavoie (2014), que dão enfoque para o papel do conflito distributivo na dinâmica do processo inflacionário. Nesse sentido, a primeira seção do trabalho desenvolve as teorias de inflação para as seguintes correntes: Pós-Keynesiana fundamentalista, Kaleckiana e Sraffiana.

Em seguida, a segunda seção investiga o comportamento da dinâmica inflacionária brasileira após a adoção do Regime de Metas de Inflação, buscando elementos do contexto macroeconômico e de condução de política econômica que exerceram influência sobre o IPCA geral nesse período. A análise é dividida em quatro períodos principais: de 2000 a 2004, de 2005 a 2010, de 2011 a 2015 e de 2016 até meados de 2022. Partindo da hipótese de que a inflação no Brasil é originada majoritariamente por pressões de custo, investiga-se o impacto na inflação brasileira de seus principais determinantes da inflação para o período estudado: (i) a inflação importada e a taxa de câmbio; (ii) os preços monitorados; e (iii) a inflação salarial.

Na terceira seção é desenvolvida uma análise econométrica da dinâmica inflacionária no Brasil, com a estimação de curvas de Phillips que incorporam elementos de custo e de demanda para identificar os que exercem maior influência sobre a inflação medida pelo IPCA geral. A seção 3.1 apresenta uma revisão de literatura empírica de diferentes estudos com modelos de inflação. A seção 3.2 expõe a base de dados utilizada no processo

de estimação e, em seguida, a seção 3.3 explicita a metodologia empregada e os resultados dos modelos econométricos desenvolvidos.

O estudo utiliza modelos de Correção de Erro Vetoriais (VEC) que incorporam, além de indicadores de atividade econômica, elementos que representam pressões de custo, a saber: inflação salarial, inflação importada e indicadores de produtividade. Foram estimados modelos com frequência mensal e janela temporal de março de 2013 a janeiro de 2022. A estimação foi realizada com modelos cujas variáveis endógenas foram a inflação de preços e a inflação salarial, enquanto como variáveis exógenas foram utilizadas uma combinação de diferentes variáveis que representam as demais fontes de pressões inflacionárias. Em adição aos modelos principais, foi estimado um modelo VEC complementar que inclui indicadores de pressão de demanda e da inflação importada no vetor de variáveis endógenas, com a finalidade de investigar a relação de longo prazo entre essas variáveis e a inflação de preços.

1 Teorias de inflação heterodoxas

O presente artigo possui como arcabouço teórico as teorias Pós-Keynesianas de inflação, no sentido amplo de Lavoie (2014), que inclui correntes como a Pós-Keynesiana fundamentalista, Kaleckiana e Sraffiana. Diferentemente das teorias que consideram a inflação como um fenômeno fruto apenas de pressões de demanda, a abordagem Pós-Keynesiana trata a inflação como um fenômeno resultante do conflito sobre a distribuição de renda, reconhecendo a relevância dos elementos de custo para a inflação. As próximas seções se concentram no desenvolvimento das teorias de inflação para essas três correntes, buscando compreender como é realizado o diagnóstico do fenômeno inflacionário para cada uma¹.

¹ A distinção entre correntes heterodoxas realizada neste trabalho é utilizada como um facilitador para a exposição das diferenças principais de cada teoria de inflação de custos. É muito comum que autores utilizem como base mais de uma teoria para construção de modelos e análise de episódios inflacionários.

1.1 Pós-keynesianos fundamentalistas

Davidson (2011) descreve possíveis causas para o aumento do nível de preços, reconhecendo que cada tipo de inflação possui uma particularidade de surgimento e de transmissão. Em sua classificação, é admitida a possibilidade de ocorrência da inflação de demanda, que Keynes (1936) denominou de “inflação absoluta” ou “*true inflation*”. Não obstante, esse tipo de inflação ocorreria apenas no caso do pleno emprego – isto é, quando o hiato do emprego não é mais positivo². Desta maneira, os autores pós-keynesianos concordam com o fato de que, no geral, a inflação de demanda não é a causa do aumento do nível de preços. Quando a economia está operando abaixo do nível de pleno emprego, a inflação é causada pelo lado da oferta – ou seja, por pressões de custo distintas que são repassadas aos preços.

Nesse sentido, além da inflação de demanda, Davidson (2011) sistematiza uma classificação inflacionária com as seguintes pressões de oferta: (i) inflação de salários, (ii) inflação de grau de monopólio ou inflação de lucros, (iii) inflação de rendimentos decrescentes, (iv) inflação importada e (v) choques inflacionários. Além dessas, Sicsú (2003) também descreve a (vi) inflação de impostos. O aumento do nível de preços doméstico pode ocorrer por apenas um desses processos ou por uma combinação deles.

Para os pós-keynesianos fundamentalistas, a inflação ocorre em economias que utilizam moeda e contratos monetários para organizar os processos de produção e de troca. A inflação, portanto, é sempre um resultado de tentativas de alterar a distribuição de renda monetária entre os agentes da economia. Por esse motivo, sustenta-se que essa corrente de pensamento vê a inflação como um sintoma de um conflito pela distribuição de renda corrente. Quanto ao papel do conflito distributivo na modelagem do processo inflacionário, Davidson (2011) descreve o modelo desenvolvido por Weintraub (1961), em que o autor simplifica a análise da inflação de preços na equação 1.1:

² Smithin (2003) adiciona a ressalva de que o pleno emprego deve ser interpretado como uma medida genuína de utilização da capacidade, ao invés da medida de taxa natural empregada pela literatura ortodoxa.

$$p = k(w/A) \quad (1.1)$$

onde p é o nível de preços, A é a produtividade física média do trabalho, w é a taxa de salário monetário, w/A é o custo unitário do trabalho da produção (ou salário de eficiência) e k é a margem de lucro bruta. Essa equação sintetiza a conclusão importante de que o nível de preços de bens e serviços produzidos no setor privado está relacionado à margem de lucro das empresas e ao custo unitário do trabalho. Desta maneira, para atingir o objetivo de controle inflacionário, é preciso evitar aumentos na margem de lucro bruta e limitar a taxa de variação dos salários monetários à variação da produtividade do trabalho (DAVIDSON, 2011).

1.2 Kaleckianos

Segundo os modelos kaleckianos de inflação, a origem da variação de preços reside no conflito distributivo pela distribuição da renda, sendo que neste conflito participam duas classes: os trabalhadores, que estipulam metas salariais; e os capitalistas, que estipulam metas de margem de lucro (ou *mark-up*). Tais modelos de inflação por conflito distributivo possuem como base duas equações principais, que expressam a disputa entre trabalhadores e capitalistas pelos rendimentos recebidos por cada um dos grupos. Nesta seção é exposto o modelo abordado em Dutt (1987) e desenvolvido por Lavoie (2014), assumindo uma economia fechada e produtividade constante. A primeira equação expressa que a taxa de crescimento dos salários nominais (\hat{w}) é uma função da taxa de inflação de preços do período passado (\hat{p}_{-1})³ e da diferença entre o salário real que os sindicatos de trabalhadores desejam alcançar (ω_d) e do salário real observado no período anterior (ω_{-1}) – representada pela seguinte relação:

$$\hat{w} = \Omega_1(\omega_d - \omega_{-1}) + \Omega_2\hat{p}_{-1} \quad (1.2)$$

³ Como enfatizado por Neville e Kriesler (2008, apud LAVOIE, 2014), de modo geral, as demandas salariais geralmente não são uma tentativa de antecipar a inflação futura, mas sim de recompor perdas no poder de compra causadas pela inflação.

onde Ω_1 representa o poder de barganha dos trabalhadores, indicando a intensidade com a qual os sindicatos irão reagir a uma diferença entre o salário real observado e o seu nível desejado; e Ω_2 é o grau de indexação dos preços para variações no salário nominal.

Para a segunda equação do modelo são feitas duas hipóteses: (i) os capitalistas (ou as firmas) desejam repassar aumentos salariais para os preços finais; e (ii) as firmas irão desejar aumentar os preços de seus produtos quando o *mark-up* observado estiver abaixo do nível de *mark-up* que eles desejariam receber. Reformulando a hipótese (ii) em termos de salários reais que as firmas desejam pagar (ω_f), tem-se a equação que representa a taxa de inflação de preços:

$$\hat{p} = \Gamma_1(\omega_{-1} - \omega_f) + \Gamma_2\hat{w} \quad (1.3)$$

onde Γ_1 representa o poder de barganha das firmas e Γ_2 representa o grau de indexação salarial aos preços. A partir da relação 1.3, entende-se que, se buscarem taxas de salário real menores, dada a taxa de salário real observada, as firmas podem aumentar a inflação de preços. O resultado da equação depende do poder de barganha das firmas, ao passo que a solução geral do modelo depende do poder de barganha de ambas as classes: capitalistas e trabalhadores. No caso mais geral, nenhum dos grupos possui poder de barganha absoluto, nem capacidade de indexar integralmente os aumentos de preços e de salários.

O modelo básico de conflito distributivo apresentado pode ser alterado para abranger diversas hipóteses. Seria possível considerar o caso de uma economia aberta através da inclusão do setor externo como um terceiro agente capaz de interferir na distribuição de renda entre trabalhadores e capitalistas. Por exemplo, se considerarmos uma situação na qual houve depreciação da taxa de câmbio e esse movimento ocasionou um aumento nos preços de *commodities* importadas em moeda local, isso pode diminuir a renda disponível entre trabalhadores e capitalistas. O primeiro grupo deve reagir reivindicando aumentos dos salários, enquanto o segundo deve aumentar preços dos produtos para manter o seu *mark-up*. Isso significa que deve ocorrer um aumento da diferença entre salário real desejado e observado por ambas as classes envolvidas no conflito (SANTORO, 2020; LAVOIE, 2014).

1.3 Sraffianos

A corrente de pensamento Sraffiana também parte do pressuposto da existência de um conflito distributivo, considerando este um fenômeno essencial para a compreensão da inflação. Nesse sentido, Serrano (2007) apresenta uma teoria de inflação baseada em três pressupostos principais. Primeiro, considera-se que o produto potencial se ajusta à tendência da demanda efetiva via investimento induzido. Segundo, assume-se a existência de inércia parcial – uma suposição mais realista do que considerar inércia total. Por fim, em terceiro lugar, considera-se a existência de conflitos distributivos e que esses conflitos não são necessariamente um fenômeno temporário, de modo que choques de oferta com pressões de aumento da inflação significam que algum grupo deseja aumentos nominais positivos em sua remuneração.

Assumindo essas três hipóteses, tem-se que o núcleo ou a tendência da inflação depende dos choques de oferta (c) e do grau de inércia (a):

$$\hat{p} = c/(1 - a) \quad (1.4)$$

Assim, nessa visão de pensamento econômico o núcleo da inflação é um fenômeno “*cost-push*”, ou seja, determinado por fatores de oferta. Um aumento permanente de c levaria a um nível permanentemente elevado do núcleo da inflação. Por outro lado, choques de demanda possuem efeito apenas temporário sobre a inflação. Assim, no curto prazo, é determinada por:

$$\hat{p} = a\hat{p}_{-1} + b(u - 1) + c \quad (1.5)$$

onde u é o grau de utilização da capacidade, expressada como a razão do produto observado (y) e do seu nível potencial (y^*), de modo que o termo $(u - 1)$ representa o hiato do produto na economia. Considerando os três pressupostos da teoria Sraffiana de inflação apresentados acima, chega-se à conclusão de que um aumento definitivo (do tipo “*once for all*”) na taxa de crescimento da demanda ocasionará uma inflação permanentemente mais elevada. Isso porque aumentará o crescimento do estoque de capital e do produto potencial, uma vez que a capacidade se ajusta à demanda, e ocasionará uma queda permanente da taxa de desemprego, fortalecendo o poder de

barganha dos trabalhadores e causando um aumento real dos salários⁴. Portanto, admite-se a existência de um *trade off* entre inflação de custos e taxa de desemprego. Nesse caso, uma redução permanente da taxa de crescimento do produto pode ser considerada como o custo de longo prazo de uma política de controle inflacionário (SERRANO, 2019).

2 Trajetória da inflação brasileira após adoção do RMI e seus principais determinantes

A partir da trajetória da taxa de inflação no Brasil após a adoção do Regime de Metas de Inflação (RMI) em 1999, optou-se por dividir a análise em quatro períodos distintos: de 2000 a 2004, de 2005 a 2010, de 2011 a 2015 e de 2016 até meados de 2022. No período de 2000 até 2004 a taxa de inflação esteve muito próxima ou acima de sua meta. A causa desse padrão de alta pode ser atribuída ao aumento da inflação de produtos comercializáveis e de monitorados, que está diretamente relacionado com o forte movimento de desvalorização do real nesse período.

Após 2005, nota-se uma mudança no comportamento da inflação, com taxas de variação anual menos elevadas, entre 3% e 6%, até 2010. O período se destaca por uma mudança dos preços relativos, com a inflação de serviços exercendo pressão de alta sobre o IPCA e, por outro lado, dois subgrupos exercendo pressões abaixo da meta: (i) a inflação de monitorados, motivada por mudanças regulatórias e alterações nos mecanismos de indexação; e (ii) a inflação de bens industriais, influenciada pelo movimento de valorização cambial a partir de 2003, que amenizou o impacto da alta de preços de *commodities*. A inflação de serviços foi pressionada pelos efeitos do crescimento econômico e do aumento do salário médio no custo de produção dos empresários e no consumo e demanda por bens e serviços por parte da população.

⁴ Ao menos que haja um aumento nas margens de lucro nominais capaz de compensar a elevação dos salários reais.

A partir de 2011, começa um movimento de desvalorização cambial, que, apesar da queda dos preços de *commodities*, pressiona uma alta dos preços monitorados e dos alimentos. Além disso, a crise hídrica e os ajustes de tarifas de energia contribuíram para o aumento da inflação de monitorados. Esse cenário, juntamente com a pressão inflacionária dos preços de serviços, faz com que o período de 2011 a 2014 se caracterize por taxas de inflação mais próximas ao limite superior da meta – e culmina no seu descumprimento em 2015.

Após 2016, a inflação de serviços se reduz substancialmente e as principais causas da inflação geral passam a ser o aumento de preços monitorados, bem como, em certos anos específicos, a alta da inflação de comercializáveis, que eleva os preços de alimentos. A partir de 2020, a crise mundial de COVID-19 e consequente quebra das cadeias globais de valor, juntamente com elementos de instabilidade política global e a crise hídrica no Brasil, ocasionam um aumento de preços estratégicos como os de petróleo e energia. Nesse contexto, a partir de 2021 até meados de 2022 a taxa de inflação geral se eleva tanto por aumentos na inflação de monitorados e de alimentos, como por aumentos em bens industriais e de serviços, tendo em vista o aumento dos custos de produção.

As seções seguintes apresentam uma análise detalhada dos principais elementos causadores de pressões inflacionárias no Brasil para o período estudado: (i) inflação importada e política cambial; (ii) inflação de monitorados; e (iii) inflação salarial e conflito distributivo.

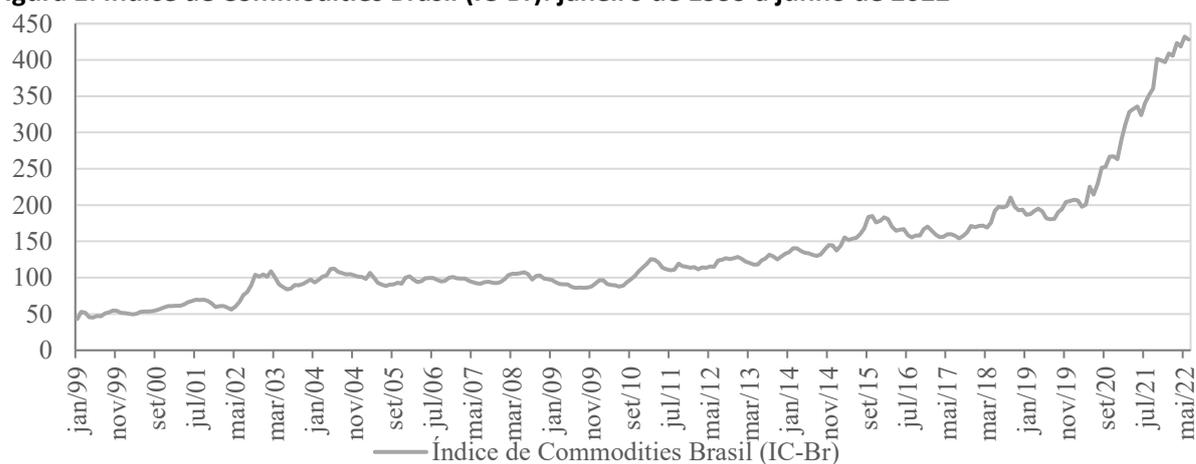
2.1 Inflação importada e política cambial

De 1999 até o final de 2002, houve relativa estabilidade do comportamento dos preços de importações em dólares. Por outro lado, a taxa de câmbio nominal apresentou uma forte tendência de desvalorização, movimento que foi influenciado tanto pelo cenário de instabilidade internacional com o recente *default* da Argentina, quanto por uma crise de confiança no Brasil pela incerteza em relação à eleição presidencial. Assim, o processo de desvalorização cambial de 1999 a 2002, seguido do início de uma alta dos preços de produtos importados a partir de 2003, resultou em um choque de inflação importada,

contribuindo para a alta inflacionária no período inicial do RMI (de 1999 a 2004). Esse movimento pode ser visto na trajetória do Índice de Commodities do BCB (IC-Br), que pondera os preços em reais das *commodities* mais relevantes para a dinâmica inflacionária brasileira. Houve um leve crescimento do IC-Br de meados dos anos 2000 a final de 2001, seguido de um aumento mais abrupto de meados de 2002 até o início de 2003, no qual o índice saltou de R\$ 56,2 em abril de 2002 para R\$ 109,1 em fevereiro de 2003 (**Figura 1**).

A partir de 2003, deu-se início a um processo de forte valorização cambial que perdurou até meados de 2011, com exceção para um movimento de inversão pontual na segunda metade de 2008. A trajetória da taxa de câmbio se relaciona diretamente com a melhora do cenário internacional, no qual houve o aumento do preço das *commodities* de meados de 2003 a meados de 2011, influenciado pela crescente demanda da economia chinesa por esses bens. Além disso, as baixas taxas de juros internacionais permitiram fluir capital privado internacional para o Brasil, de modo que o BCB foi capaz de realizar uma redução da taxa Selic e ainda assim sustentar um diferencial positivo com relação à taxa de juros externa, mantendo uma tendência de valorização cambial (PAULA; PIRES, 2017; SERRANO; SUMMA, 2015a).

Figura 1: Índice de Commodities Brasil (IC-Br): janeiro de 1999 a junho de 2022



Fonte: BCB; elaboração dos autores

A partir de 2005, embora os preços de importações e exportações em dólares estivessem aumentando, o processo de valorização cambial até meados de 2011 transformou os choques positivos de *commodities* em dólar em choques negativos em reais – aliviando, portanto, o impacto da inflação importada nos preços domésticos. Isso se reflete na relativa estabilidade do Índice de Commodities do BCB (IC-Br), que se mantém no mesmo patamar entre os anos de 2005 e 2010. Desta forma, o *boom de commodities* e o maior influxo de capitais externos permitiram que houvesse uma apreciação da moeda, contribuindo para o controle da inflação no Brasil.

A partir de meados de 2011 os movimentos se invertem: os preços de importações e exportações em dólares entram em tendência de queda até meados de 2015, enquanto a taxa de câmbio se desvaloriza continuamente, com um pico mais intenso no final daquele ano. A combinação desses dois elementos se traduz na volta de choques de custo positivos, pressionando a inflação para cima, contribuindo, dentre outros fatores, para o descumprimento da meta em 2015. A partir desse ano, a inflação reduziu de patamar e se manteve relativamente controlada, até um novo choque externo de custos na segunda metade de 2020 devido ao aumento dos preços de *commodities* e à forte desvalorização cambial do ano, em consequência da crise de COVID-19, quebra das cadeias globais de valor e elementos de instabilidade política internacional.

2.2 Preços monitorados

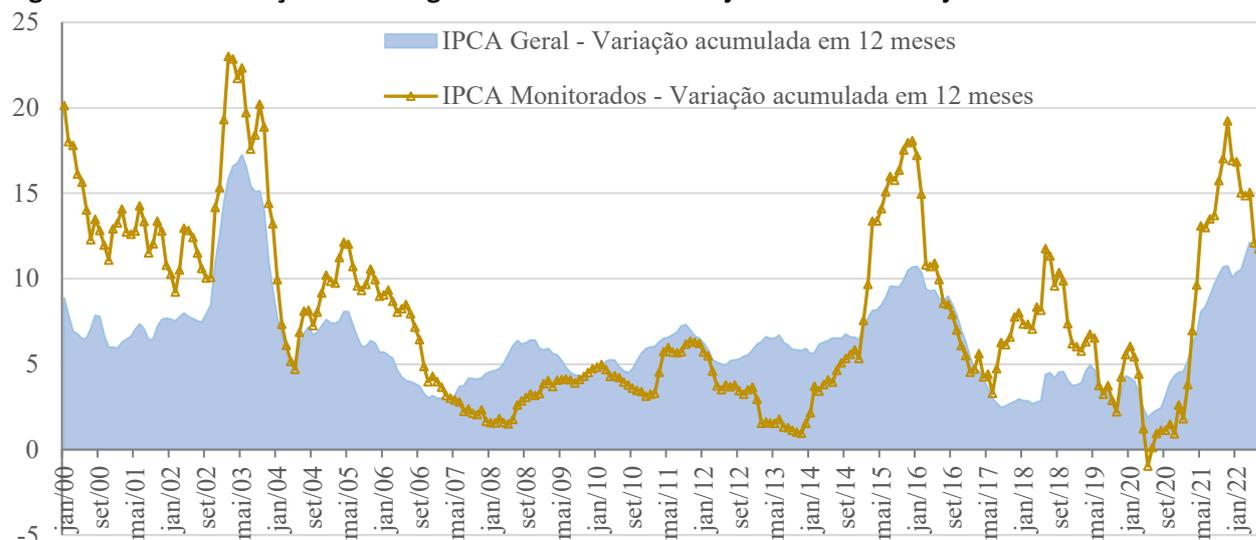
O comportamento dos preços monitorados é essencial para a compreensão da dinâmica inflacionária brasileira. Como mencionado na seção anterior, o IPCA de monitorados foi o maior responsável pela alta inflacionária de 2000 até 2005. Isso porque a própria estrutura da formação de preços monitorados no Brasil amplificava o efeito inflacionário da alta de preços de *commodities* em reais. Até meados de 2005 essa categoria parecia acompanhar o Índice Geral de Preços - Mercado (IGP-M), utilizado em grande parte dos contratos de reajuste de preços monitorados firmados durante o processo de privatização da década de 1990. O IGP-M é mais influenciado pelos preços do atacado e dos produtores, sendo também, por consequência, mais afetado pelos preços de produtos comercializáveis (SERRANO; SUMMA, 2015b).

A partir de meados de 2005, há uma queda estrutural na contribuição dos preços monitorados para a inflação geral, motivada por políticas com enfoque explícito de reduzir a inflação elevada nesse agrupamento do IPCA. Ocorreram alterações nos mecanismos de indexação de alguns preços administrados, como revisões em regras de reajuste das tarifas de energia elétrica e de telefonia (MARTINEZ, 2012). Além disso, houve também uma política de manutenção da estabilidade dos preços nominais de gasolina e diesel no Brasil, primeiro por parte da Petrobrás, e após 2008 com auxílio do Tesouro com impostos indiretos sobre combustíveis para suavizar o preço doméstico de petróleo (SERRANO; SUMMA, 2012).

Essas mudanças, associadas a um movimento de apreciação cambial, alteraram a dinâmica inflacionária dos preços monitorados, de modo que de 2006 a 2013 essa categoria passou a pressionar sistematicamente a inflação para abaixo da meta. A **Figura 2** expõe a trajetória do IPCA de monitorados, sendo possível observar um crescimento expressivo da série nos anos de 2002 e 2003. Após meados de 2006, a inflação de monitorados diminuiu de patamar, permanecendo entre cerca de 1% e 6% até 2014.

A partir de 2014 e, com mais intensidade no início de 2015, é observada uma tendência de alta dos preços monitorados, culminando numa inflação anual de 18,1% em 2015 – a maior desse grupo em todo o período pós implementação do RMI. Segundo o Relatório de Inflação do BCB de março de 2016, o aumento de preços monitorados, por conta de ajustes de tarifas de energia elétrica e da gasolina, foi um dos principais responsáveis por pressões de alta inflacionária em 2015. Outro fator relevante foi o aumento da inflação de preços livres, motivado tanto pelo repasse oriundo da alta de monitorados, como por choques de oferta que impactaram diretamente o preço dos alimentos no ano (BCB, 2016). De meados de 2017 a meados de 2018 houve um novo movimento de alta do IPCA de monitorados, dessa vez mais moderado se comparado com o ano de 2015, novamente motivada pela alta da inflação de eletricidade e de combustíveis. Por outro lado, não houve pressão de alta dos preços livres, contribuindo para que a inflação desses anos se mantivesse abaixo da meta.

Figura 2: Taxa de inflação do IPCA geral e de monitorados: janeiro de 2000 a julho de 2022



Fonte: BCB; elaboração dos autores

Em 2020, o IPCA de monitorados inicia o ano em queda. Entretanto, logo em seguida os preços desse grupo voltam a aumentar significativamente em razão da forte elevação dos preços de *commodities* em reais, fruto de desequilíbrios nas cadeias produtivas globais, que impactou os preços de combustíveis e outros insumos, e da intensificação da desvalorização cambial durante todo o ano. Além disso, a crise hídrica no Brasil também afetou a produção de energia elétrica. Assim, a inflação de monitorados saltou de 2,6% em 2020 para 16,9% em 2021 – com destaque para o aumento da inflação de combustíveis veiculares (49%), combustíveis domésticos (36%) e energia elétrica residencial (21,2%) nesse último ano.

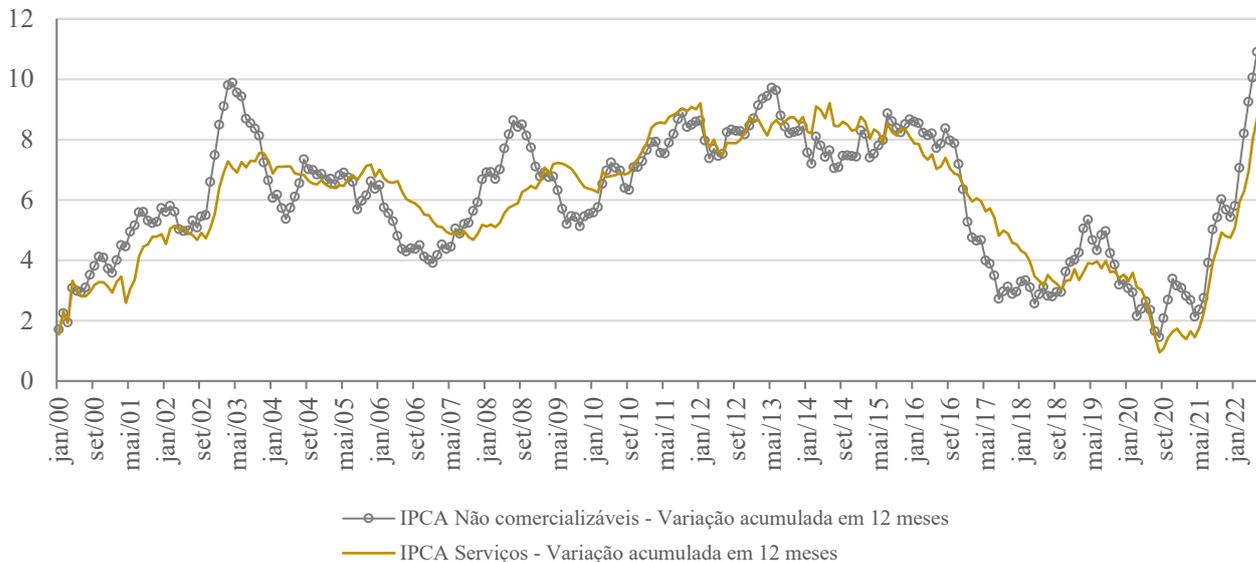
Além de impactar diretamente a categoria de preços monitorados, o aumento de preços como os de combustíveis e energia, associados com a escassez de alguns insumos industriais, representou um aumento de custos que se refletiu na alta de preços das categorias de todos os preços livres. A partir do final de 2021, a inflação de monitorados acumulada em 12 meses se reduz, passando de 19,2% em novembro de 2021 para 5,1% em julho de 2022.

2.3 Inflação salarial, conflito distributivo e poder de barganha dos trabalhadores

A partir de 2006 parece ter ocorrido uma mudança de preços relativos no Brasil: os preços de serviços passaram a apresentar uma tendência de alta em relação aos demais agrupamentos. A **Figura 3** indica que, de modo geral, a inflação de serviços se manteve em crescimento de 2006 a 2011, com exceção de uma queda acentuada em 2009, tendo permanecido num patamar elevado até 2015. Após 2016, houve uma redução significativa da inflação de serviços, até voltar a crescer com maior intensidade no ano de 2021. Martinez (2012; 2015) argumenta que, após 2006, as principais contribuições para desvios acima da meta de inflação foram por variações positivas no IPCA de serviços e de alimentos.

O comportamento da inflação de serviços no Brasil está mais relacionado às condições econômicas e do mercado de trabalho do país (MARTINEZ, 2012; 2015) – sendo menos influenciado por choques de preços internacionais se comparado com os demais grupos de preços livres (alimentação no domicílio e bens industriais). Por esse motivo, a dinâmica da inflação de serviços possui comportamento similar ao da inflação de não comercializáveis. Isso porque, segundo BCB (2013b), atualmente a maior parte dos itens que compõem a inflação de serviços se enquadra nas segmentações de “Serviços intensivos em trabalho” e “Serviços diversos”, contendo menos itens comercializáveis na sua cesta.

Figura 3: Taxa de inflação do IPCA de não comercializáveis e de serviços: janeiro de 2000 a julho de 2022

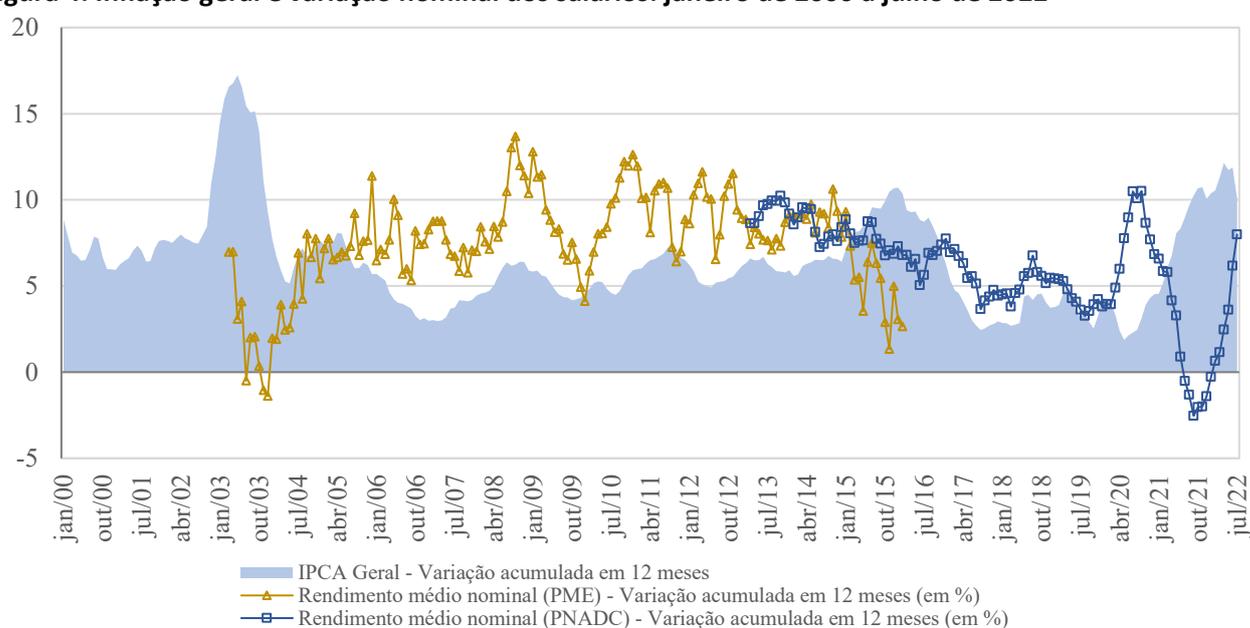


Fonte: BCB; elaboração dos autores

Nesse sentido, argumenta-se que o crescimento dos preços relativos de serviços a partir de 2006 se relaciona com as mudanças no mercado de trabalho e o expressivo crescimento da renda no Brasil, estimuladas pelo modelo de crescimento adotado pelo governo na época. Nos anos 2000, o Brasil vivenciou uma década de aumento da taxa de crescimento puxado pela demanda, com o crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) saltando de 1,4% em 2001 para 7,5% em 2010. Esse movimento ocorreu, de um lado, pela melhora do cenário internacional a partir de 2003 – com o aumento da demanda da China sobre produtos brasileiros e a elevação do preço de *commodities*, baixas taxas de juros internacionais e melhora nas condições de financiamento externo. Por outro lado, o Brasil tirou vantagem do cenário externo favorável, com o governo buscando gerar crescimento com medidas de estímulo da demanda agregada via expansão do mercado doméstico (SERRANO; SUMMA, 2015a), beneficiado pelas políticas de aumento do salário-mínimo e dos salários de servidores públicos, aumento das políticas de transferência sociais, medidas para melhorar a disponibilidade de crédito ao consumidor e mais investimentos públicos em infraestrutura física e social – que ajudaram a estimular o mercado interno (BIELSCHOWSKY, 2012). Nesse sentido, o crescimento econômico da época veio acompanhado de um aumento no emprego total e da formalização do trabalho assalariado.

Nesse contexto, houve uma tendência de alta do crescimento real dos salários de 2005 até 2014 – fomentando um cenário de aumento do poder de barganha dos trabalhadores. A **Figura 4** expõe a trajetória da variação dos salários nominais, representada pelo rendimento médio nominal habitualmente recebido por mês da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) e da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC). Entre os anos de 2005 e 2012, o salário médio nominal manteve crescimento acima da inflação geral. Essa tendência foi arrefecida a partir de 2013 e, com o início da recessão econômica brasileira em 2014, nota-se desde 2015 uma inversão desse movimento, ocorrendo perdas reais do poder de compra dos trabalhadores em função tanto da aceleração inflacionária desse período quanto da queda do rendimento médio mensal.

Figura 4: Inflação geral e variação nominal dos salários: janeiro de 2000 a julho de 2022



*O aumento do rendimento médio observado em 2020 ocorreu devido ao efeito estatístico por conta da queda da população na força de trabalho, principalmente por trabalhadores em estratos inferiores de renda.

Fonte: BCB, PME/IBGE e PNADC/IBGE; elaboração dos autores

Aumentos salariais possuem o potencial de afetar a inflação tanto pelo lado da oferta, quanto pelo lado da demanda, visto que o componente salarial integra o custo do fator trabalho e interfere no custo de produção das empresas e, além disso, também é um fator determinante do consumo (BCB, 2013a). Nesse sentido, a partir de meados dos anos 2000 até 2014 o crescimento dos salários intensificou a pressão de custos no setor de serviços

por duas razões principais: (i) a produtividade do setor de serviços aumentou abaixo da média, de modo que o crescimento dos salários representou um aumento de custos; (ii) a demanda por serviços é geralmente elástica à renda e houve esse aumento da demanda no setor no final dos anos 2000 (BRAGA, 2000; MARTINEZ, 2012; 2015; MORLIN; BASTOS, 2019). Isso porque o movimento de crescimento econômico com estímulo à demanda da década de 2000 também se caracterizou pelo aumento do consumo privado, o qual apresentou causas diretas, via efeito renda disponível sobre o consumo, e indiretas, pelo efeito da incorporação de mais trabalhadores no setor formal e com acesso a linhas de crédito (KREPSKY; DWECK; FREITAS, 2019; MEDEIROS, 2015). A partir de 2015, com a intensificação da recessão econômica iniciada em 2014 e a implementação de políticas de austeridade de orientação neoliberal, há uma reversão do poder de barganha dos trabalhadores, refletido no aumento da taxa de desemprego e queda do rendimento médio nominal. Desta forma, o contexto fomentou a redução significativa da inflação de serviços e de bens de consumo.

3 Modelos de inflação de preços e de salários

Nesta seção é realizada uma análise econométrica da dinâmica inflacionária no Brasil após a adoção do Regime de Metas de Inflação. São estimadas curvas de Phillips que incorporam elementos de custo e de demanda, seguindo a teoria inflacionária Pós-Keynesiana, para identificar os que exercem maior influência sobre a inflação medida pelo IPCA geral. Como elementos de custo são considerados a inflação salarial, a inflação importada e indicadores de produtividade, enquanto como elemento de pressão de demanda foram testados diferentes indicadores de atividade econômica.

3.1 Revisão de literatura empírica

Existe uma ampla literatura empírica sobre a dinâmica inflacionária no Brasil. Dentre os estudos que tratam de estimar curvas de Phillips, destacam-se como pontos principais a existência de inércia parcial e a relevância da inflação importada, seja pelo preço de

commodities ou pela taxa de câmbio, na inflação brasileira (SUMMA, 2011). Em particular, diversas análises objetivam estimar o repasse cambial (*pass-through*) – isto é, a variação nos preços domésticos que ocorre pela variação de 1% na taxa de câmbio nominal. Exemplos de trabalhos neste tema são os de Belaisch (2003), um dos primeiros a analisar o caso do Brasil, Araújo e Modenesi (2011) e Pimentel, Luporini e Modenesi (2016). Nos três trabalhos, os resultados identificam a relevância do impacto do repasse cambial para a inflação no Brasil. No caso de Pimentel, Luporini e Modenesi (2016), foi identificada forte assimetria no repasse cambial, sendo que a magnitude do repasse é maior no caso de depreciação do real. Dentre as justificativas teóricas existentes para essa assimetria no repasse cambial estão razões de ordem microeconômica, como as restrições de mercado, questões tecnológicas e estratégia de formação de preços com objetivos de *market share*.

Outros trabalhos também evidenciam a relevância dos elementos de inflação importada na inflação doméstica desagregada. No estudo de Braga (2013), com exceção do caso da inflação de serviços, a variação cambial e a variação dos preços de *commodities* foram significativas para todas as categorias de inflação de preços, sendo que o coeficiente da primeira foi sempre levemente superior ao da segunda. Os resultados de Braga e Summa (2016) e Lemos (2018) sugerem que os preços de *commodities* impactam todas as categorias de inflação analisadas (serviços, produtos industriais e alimentação no domicílio).

Quanto às pressões de demanda, não há na literatura unanimidade sobre a existência de uma relação sistemática entre esse componente e a inflação. Dentre os trabalhos que não encontraram associação entre esses dois elementos, como foco na inflação agregada, estão Modenesi e Araújo (2011), e Squeff (2009) e Arruda et al. (2011). Para uma análise desagregada, Bastos, Jorge e Braga (2016) e Braga (2013) não identificam a existência de uma relação forte entre a demanda e a inflação dos setores analisados. Por outro lado, em Braga e Summa (2016) e Lemos (2018) é identificado um impacto significativo do componente de demanda apenas na inflação de alimentação no domicílio. No entanto, esse resultado deve ser analisado com cautela, uma vez que o resultado do teste de exogeneidade de Wald indica que o hiato do desemprego não causa a inflação da categoria

analisada, mas sim o contrário – sugerindo que um aumento da inflação de alimentos explicaria uma queda nas vendas do varejo.

Embora a literatura empírica sobre inflação no Brasil seja vasta, a maioria dos estudos não inclui em suas especificações o componente salarial ou algum indicador de produtividade. Dentre os estudos que estimam modelos estruturais, isto é, que introduzem a inflação salarial como variável, estão Braga (2013), Giovannetti e Carvalho (2015) e Lemos (2018). Braga (2013) identifica, no modelo agregado, que a inflação de salários foi afetada pela inflação de preços considerando a 12^a defasagem, indicando uma reação para recomposição do poder de compra. A inflação de preços foi afetada pelos salários nos modelos desagregados de inflação de serviços e de bens de consumo não duráveis – esse último provavelmente por incluir a categoria de alimentação fora do domicílio, que pode ser vista como uma prestação de serviços. Lemos (2018), por sua vez, encontra evidências de que o componente de rendimento nominal com carteira assinada impacta positivamente a inflação de serviços e de alimentação no domicílio. Giovannetti e Carvalho (2015), analisando especificamente o setor de serviços, indicam uma resposta positiva da inflação de serviços a um impulso no salário nominal, com pico entre o terceiro e o quarto trimestre. Comparativamente, no modelo complementar que controla para a produtividade setorial, esse impacto foi menor, sugerindo que aumentos da produtividade reduzem o repasse da variação salarial para a inflação de serviços.

Em Braga e Summa (2016) o componente inercial aparece como sendo mais relevante para a inflação de serviços, se comparado com outras desagregações. Isso pode ser influenciado pelo fato de ser um setor majoritariamente não comercializável, intensivo em trabalho (e, com isso, os salários são um fator importante de custo e, mais facilmente, repassados para os preços) e pelo baixo crescimento da produtividade no período analisado. Por outro lado, em Lemos (2018) a inflação de serviços não se mostrou sensível ao componente inercial. Para os preços monitorados, há fortes evidências estatísticas do impacto da inércia inflacionária e da inflação importada nessa categoria (BRAGA; SUMMA, 2016; BRAGA, 2013; LEMOS, 2018).

3.2 Base de dados

Neste trabalho foram estimados modelos econométricos considerando os seguintes grupos de variáveis: (i) inflação de preços; (ii) inflação salarial; (iii) inflação importada; (iv) índice de demanda; (v) índice de produtividade. Todas as séries utilizadas possuem frequência mensal e foram empregadas no modelo em primeira diferença sazonal – isto é, a variação mês / mesmo mês do ano anterior. Para representar a inflação foi utilizada a série do IPCA geral. Para a inflação salarial foi utilizada a série de rendimento médio nominal habitualmente recebido de todos os trabalhos da PNADC Mensal⁵, com dados em variação anual disponíveis de março de 2013 a janeiro de 2022⁶. Para medir a inflação importada foram testadas duas opções. A primeira é o Índice de Commodities - Brasil (IC-Br) disponibilizado pelo BCB, que representa uma ponderação dos preços em reais de *commodities* relevantes para a dinâmica inflacionária brasileira. A segunda opção foi utilizar o Índice de Preços de Commodities em dólar do FMI (IC-FMI) e a taxa de câmbio nominal disponibilizada pelo BCB separadamente, como feito em Braga (2013).

A aplicação do filtro Hodrick-Prescott (HP) permitiu a criação de medidas de hiato do produto – isto é, a diferença do produto efetivo pelo produto potencial – para representar pressões de demanda. A variável de hiato do Produto Interno Bruto (PIB) sem ajuste sazonal foi construída utilizando a série de PIB em valores correntes (fornecida pelo BCB) deflacionada pelo IPCA geral. Para o hiato do PIB com ajuste sazonal, foi utilizada a mesma série do PIB mensal deflacionada pelo IPCA e dessazonalizada. Também foram construídas as séries de hiato do IBC, utilizando o Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br) fornecido com e sem ajuste sazonal pelo BCB. Como alternativa ao hiato do produto, também foram testados o Nível de Utilização da Capacidade

⁵ Para modelos que utilizam dados do Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (CAGED), ver Malher (2022).

⁶ A PNADC Mensal fornece estimativas de trimestres móveis. Nesse caso, embora o cálculo de pesos seja similar ao empregado no cálculo dos trimestres convencionais, ocorre que entre um trimestre móvel e o imediatamente posterior existe um percentual de repetição de dados em torno de 66% (1/3). Por esse motivo, movimentos conjunturais completos se observam apenas na comparação entre trimestres onde não há repetição da amostra (IBGE, 2015).

Instalada (NUCI) da Federação das Indústrias do Estado de São Paulo (FIESP) e a taxa de desemprego da PNADC Mensal.

Quanto à medida de produtividade, foi utilizada a produtividade do trabalho, que, segundo Cavalcante e Negri (2014), corresponde ao quociente entre alguma medida de produto, como o valor adicionado ou a produção física, e alguma medida de trabalho, como o número de horas trabalhadas ou a quantidade de pessoas ocupadas. Os índices de produtividade foram construídos a partir da divisão entre um indicador de produto (PIB ou IBC-Br) e a quantidade de pessoas ocupadas da PNAD Mensal:

$$dProdutiv1_{PNAD_i} = \frac{\Delta PIB_i}{\Delta \text{quantidade de pessoas ocupadas}_i} \quad (3.1)$$

$$dProdutiv2_{PNAD_i} = \frac{\Delta IBC_i}{\Delta \text{quantidade de pessoas ocupadas}_i} \quad (3.2)$$

A **Tabela 1** apresenta um resumo de todas as variáveis consideradas no processo de estimação dos modelos econométricos.

Tabela 1: Resumo das variáveis

Grupo	Variável	Abreviação	Nome completo da(s) série(s) utilizada(s)	Identificador	Fonte
Inflação de preços	Δ IPCA geral	dIpcGeral	Índice nacional de preços ao consumidor-amplo (IPCA)	Série 433	BCB/IBGE
Inflação salarial	Δ Rendimento médio nominal	dRemTrab	Rendimento médio nominal habitualmente recebido de todos os trabalhos	Tabela 6387 do SIDRA	PNADC
Inflação importada	Δ Índice de commodities do BCB (IC-Br)	dIcBcb	Índice de Commodities - Brasil (em R\$)	Série 27574	SGS/BCB
	Δ Índice de Commodities do FMI (IC-FMI)	dIcFmi	Índice de Preços de Commodities do FMI (em dólar)	-	FMI
	Δ Taxa de câmbio nominal	dCambio	Taxa de câmbio - Livre - Dólar americano (venda) - Média de período	Série 3698	SGS/BCB
Índice de demanda	Hiato do PIB mensal	HiatoPib	PIB mensal - Valores correntes (R\$ milhões)	Série 4380	SGS/BCB
	Hiato do PIB mensal desazonalizado ¹	HiatoPibAjuste	PIB mensal - Valores correntes (R\$ milhões)	Série 4380	SGS/BCB
	Hiato do IBC-Br	HiatoIbc	Índice de Atividade Econômica do Banco Central - IBC-Br	Série 24363	SGS/BCB
	Hiato do IBC-Br com ajuste sazonal	HiatoIbcAjuste	Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br) - com ajuste sazonal	Série 24364	SGS/BCB
	Δ Nuci	dNuci	Nível de Utilização da Capacidade Instalada	-	FIESP
	Δ Nuci com ajuste sazonal	dNuciAjuste	Nível de Utilização da Capacidade Instalada com ajuste sazonal	-	FIESP
	Δ Taxa de desemprego	dDesemp	Taxa de desocupação	Tabela 6381 do SIDRA	PNADC
Índice de produtividade	Δ PIB mensal / Δ Qt. de pessoas ocupadas	dProdutiv1	Quantidade de pessoas de 14 anos ou mais ocupadas na semana de referência (PNAD)	Tabela 6323 do SIDRA	PNADC
	Δ IBC-Br / Qt. de pessoas ocupadas	dProdutiv2			

¹ Hiato do PIB com ajuste sazonal construído a partir da série do PIB mensal deflacionado pelo IPCA dessazonalizado pelo método X-13ARIMA-SEATS, com o pacote *seasonal* do R (SAX; EDELBUETTEL, 2018).

3.3 Estimação

3.3.1 Metodologia

Para a construção dos modelos foi preciso considerar a existência de uma relação de endogeneidade entre a inflação salarial e a taxa de inflação, o que justificaria a adoção de um Modelo de Vetores Autorregressivos (VAR), visto que possui a capacidade de

capturar relações de interdependência entre as variáveis endógenas sem a necessidade de impor a priori fortes restrições (HARRIS, 1995). Considerando a metodologia de Vetores Autorregressivos, é possível aplicar o modelo VAR irrestrito, o VAR estrutural (SVAR) ou o modelo de Correção de Erro Vetorial (VEC). A sua escolha depende do resultado dos testes de estacionariedade das séries e do teste de cointegração entre as variáveis endógenas do modelo.

Foram realizados testes de raiz unitária do tipo *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) e *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin* (KPSS) para investigar estacionariedade das variáveis em logaritmo⁷. A análise em nível sugere a não estacionariedade das séries do IPCA geral, dos componentes salariais, dos elementos de preços importados e dos índices de produtividade. Quanto aos índices de demanda, ambos os testes apontam para a estacionariedade das séries de hiato do produto e do Nuci. Os resultados para a série de taxa do desemprego (Desemp) são contrários, pois o teste ADF sugere que a série é não estacionária, enquanto o teste KPSS sugere estacionariedade. Tomando a primeira diferença sazonal – isto é, a variação mês / mesmo mês do ano anterior – os testes continuaram sugerindo não estacionariedade para as séries de inflação de preços e de inflação salarial.

Considerando esse resultado, o processo de seleção dos modelos principais deste trabalho foi realizado na seguinte ordem: (1) foi criada uma função no *software* R que estimava modelos VEC com diferentes combinações de variáveis nos vetores de variáveis endógenas e exógenas; (2) foi realizado o teste de Johansen, avaliado pelos testes do traço e do máximo autovalor, e selecionados os modelos nos quais havia pelo menos um vetor de cointegração; (3) foi estabelecida a definição do número ótimo de defasagens pelos critérios Hannan-Quinn (HQ) e Akaike (AIC) e selecionados os modelos que não possuíam autocorrelação serial nos resíduos pelo teste de Portmanteau; (4) foram descartados da relação de modelos aqueles com número elevado de defasagens e aqueles cuja análise gráfica de função impulso resposta (FIR), geradas a partir da decomposição de Cholesky, apresentava intervalos de confiança demasiadamente amplos, a ponto de

⁷ Os cálculos estatísticos e econométricos deste trabalho foram realizados utilizando o software R 4.0.3 (R CORE TEAM).

não ser possível indicar se os choques eram estatisticamente diferentes de zero. Após esse processo, chegou-se a uma seleção de modelos VEC principais.

Vale notar que, na primeira etapa de seleção (1), inicialmente foram estimados modelos VEC que possuíam mais variáveis no vetor de variáveis endógenas, como a inflação importada e/ou um indicador de demanda, além da inflação de preços e de salários. Nessa etapa, em diversos modelos foi identificada presença de vetor de cointegração. No entanto, a maior parte desses apresentavam autocorrelação serial dos resíduos. Os que não pecaram nesse quesito, possuíam gráficos de FIR com intervalos de confiança muito amplos. Por esse motivo, foram estimados modelos com a inflação de preços e um componente de variação salarial no vetor de variáveis endógenas, de modo que as demais variáveis foram incluídas como exógenas. Com essa alteração foi possível identificar modelos robustos, sem autocorrelação serial dos resíduos e que, ao mesmo tempo, possuíam gráficos de FIR a partir dos quais seria possível elaborar uma análise da relação entre inflação de preços e inflação salarial – dois componentes centrais para a proposta deste trabalho. Desta maneira, a seção seguinte apresenta os resultados dos modelos VEC selecionados.

3.3.2 Resultados

A **Tabela 2** apresenta um resumo dos modelos estimados que possuem como variáveis endógenas a taxa de inflação pelo IPCA (dI_{pca}Geral) e a variação da remuneração média da PNAD (dRemTrab), com detalhes sobre o desempenho de cada variável: quantas vezes ela foi estatisticamente significativa considerando 5% de significância e qual foi o sinal do impacto (positivo ou negativo). Os 7 modelos selecionados apresentaram como variável exógena de inflação importada o Índice de Commodities do BCB (dIcBcb), sendo que em todos o seu impacto na taxa de inflação foi positivo e significativo. Nos modelos 6 e 7, nos quais a variável do IC-Br foi inserida com 1 defasagem, seu impacto continuou significativo e com magnitude similar ao caso dos modelos 1 a 5. Por outro lado, nenhum dos indicadores de demanda foram significativos. Em todos os modelos foi incluída uma *dummy* (dummy_RemCov) para considerar o efeito estatístico de aumento da remuneração média entre os meses de maio e julho de 2020, devido à saída de muitos trabalhadores na força de trabalho. Note que, dos 7 modelos satisfatórios, nenhum

controla para a produtividade. Foram estimados modelos que incluíam no vetor de variáveis exógenas um índice de produtividade, mas a série teve um aumento muito elevado na época de recuperação da crise de COVID-19, o que gerou autocorrelação serial dos resíduos.

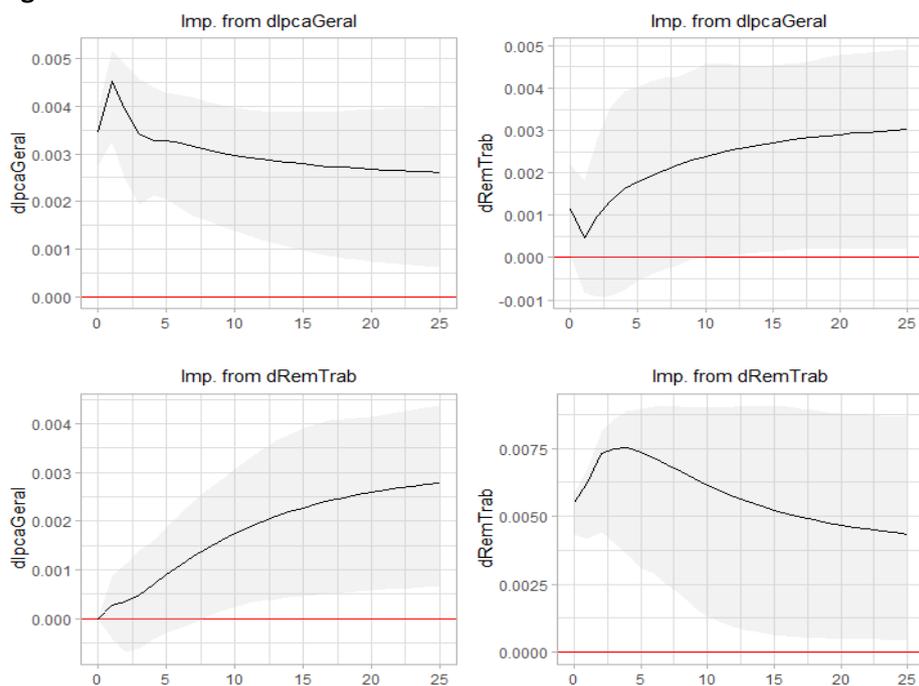
Dentre os modelos da **Tabela 2**, o que apresentou melhor resultado dos gráficos de FIR foi o sétimo. A partir da **Figura 5**, é perceptível o impacto positivo da inflação salarial (dRemTrab) na inflação de preços (dIpcGeral) – que passa a ser estatisticamente diferente de zero a partir do décimo mês – sugerindo a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis. Por outro lado, não foi possível identificar impacto significativo da inflação de preços na inflação salarial.

Tabela 2: Resumo dos modelos VEC estimados com dados da PNAD – parte 1

Endógenas: Primeira diferença sazonal do IPCA Geral (dIpcGeral) e da Remuneração Média do Trabalho (dRemTrab)									
Amostra: mar/2013 a jan/2022									
Identificador	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Signif. (a 5%)	Sinal
Defasagens	2	2	2	2	2	2	2		
Resultados equação dIpcGeral									
ECT	-0.038***	0.037***	0.033***	0.036***	0.032***	-0.04**	-0.036**	7	7(-)
dIpcGeral -1	0.328***	0.314**	0.306**	0.318**	0.314**	0.333**	0.329**	7	7(+)
dIpcGeral -2	-0.235*	-0.239*	-0.248*	-0.237*	-0.247*	-0.207*	-0.215*	7	7(-)
dRemTrab -1	-0.017	-0.012	-0.011	-0.013	-0.006	0.014	0.021	0	5(-)
dRemTrab -2	-0.035	-0.034	-0.032	-0.032	-0.03	-0.039	-0.037	0	7(-)
dIcBcb	0.016***	0.016***	0.016***	0.016***	0.016***			5	5(+)
dIcBcb -1						0.015***	0.015***	2	2(+)
HiatoPib				0.008		0.008		0	2(+)
HiatoPibAjuste					0.022		0.024	0	2(+)
HiatoIbc		0.008						0	1(+)
HiatoIbcAjuste			0.024					0	1(+)
dummy RemCov	-0.005*	-0.004*	-0.003	-0.004*	-0.003	-0.004*	-0.003	4	7(-)
Resultados equação dRemTrab									
ECT	0.023	0.021	0.019	0.022	0.019	0.037.	0.035.	0	7(+)
dIpcGeral -1	-0.303.	-0.3.	-0.311.	-0.305.	-0.306.	-0.273.	-0.271.	0	7(-)
dIpcGeral -2	0.135	0.137	0.14	0.138	0.141	0.141	0.143	0	7(+)
dRemTrab -1	0.165.	0.162	0.168.	0.165.	0.165	0.151	0.154	0	7(+)
dRemTrab -2	0.212*	0.21*	0.21*	0.211*	0.209*	0.226*	0.227*	7	7(+)
dIcBcb	-0.009.	-0.009.	-0.009.	-0.009.	-0.009.			0	5(-)
dIcBcb -1						-0.012*	-0.012*	2	2(-)
HiatoPib				0.001		0.003		0	2(+)
HiatoPibAjuste					0.001		0.006	0	2(+)
HiatoIbc		-0.003						0	1(-)
HiatoIbcAjuste			0.009					0	1(+)
dummy RemCov	0.01**	0.009**	0.01*	0.01**	0.01**	0.01**	0.01**	7	7(+)

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

Figura 5: Gráficos de FIR do modelo 7 com dados da PNAD



Como uma alternativa aos modelos da **Tabela 2**, os quais não controlam para o impacto da produtividade, foram estimados modelos VEC que possuem como variáveis endógenas a inflação de preços ($dIpcaGeral$) e um indicador de custo do trabalho – denominados $dRemProd1$ e $dRemProd2$, definidos nas equações 3.3 e 3.4, respectivamente:

$$dRemProd1_i = \frac{dRemTrab_i}{dProdutiv1_{PNAD_i}} \quad (3.3)$$

$$dRemProd2_i = \frac{dRemTrab_i}{dProdutiv2_{PNAD_i}} \quad (3.4)$$

Assim, os indicadores de custo do trabalho são construídos a partir da divisão da variação da remuneração média da PNAD ($dRemTrab$) pela variação de um indicador de produtividade ($dProdutiv1$ ou $dProdutiv2$). Isto é, o que difere as variáveis é o índice de produtividade utilizado no seu cálculo.

A **Tabela 3** apresenta os resultados. Foram 5 modelos satisfatórios, com 2 ou 3 defasagens. Na análise dos componentes de inflação importada, todos apresentaram impacto positivo e significativo na taxa de inflação. A magnitude do coeficiente do IC-Br em tempo corrente dos modelos 8 e 10 foi similar à magnitude do mesmo coeficiente com 1 defasagem no modelo 9. No caso dos modelos 11 e 12, a variação cambial foi

significativa mais vezes e apresentou coeficiente ligeiramente superior ao da variação do Índice de Commodities do FMI, seguindo o resultado encontrado em Braga (2013). Novamente, os coeficientes de ambas as variáveis que representam a inflação importada foram muito próximos no caso do modelo 11, que os insere em tempo corrente, e do modelo 12, que os insere com 1 defasagem.

Quanto aos indicadores de demanda, o hiato do PIB e do IBC foram significativos em 4 dos 5 modelos apresentados. O impacto dessas variáveis na taxa de inflação foi positivo – seguindo a lógica de que quanto maior for a diferença entre o produto observado e o produto potencial, maior será a taxa de inflação – enquanto o impacto na variação do custo do trabalho foi negativo.

Tabela 3: Resumo dos modelos VEC estimados com dados da PNAD – parte 2

Endógenas: Primeira diferença sazonal do IPCA Geral (dIpcGeral) e da Remuneração Média do Trabalho descontada de um índice de Produtividade (dRemProd1 ou dRemProd2)

Amostra: mar/2013 a jan/2022

Identificador	Modelo 8	Modelo 9	Modelo 10	Modelo 11	Modelo 12	Signif. (a 5%)	Sinal
Defasagens	2	2	3	3	3		
Resultados equação dIpcGeral							
ECT	-0.036**	-0.04**	-0.026**	-0.004	-0.004	3	5(-)
dIpcGeral -1	0.411***	0.428***	0.404***	0.456***	0.486***	5	5(+)
dIpcGeral -2	-0.219*	-0.219*	-0.226*	-0.222.	-0.203.	3	5(-)
dIpcGeral -3			0.046	0.072	0.087	0	3(+)
dRemProd1 -1	0.018	0.019				0	2(+)
dRemProd1 -2	-0.011	-0.016				0	2(-)
dRemProd1 -3						0	
dRemProd2 -1			0.004	0.012	0.014	0	3(+)
dRemProd2 -2			-0.019	-0.015	-0.016	0	3(-)
dRemProd2 -3			-0.015	-0.012	-0.011	0	3(-)
dIcBcb	0.014***		0.014***			2	2(+)
dIcFmi				0.006*		1	1(+)
dCambio				0.008**		1	1(+)
dIcBcb -1		0.014***				1	1(+)
dIcFmi -1					0.004	0	1(+)
dCambio -1					0.008*	1	1(+)
HiatoPib	0.024*	0.024*				2	2(+)
HiatoIbc			0.024*		0.018	1	2(+)
HiatoIbcAjuste				0.038*		1	1(+)
Resultados equação dRemProd							
ECT	0.276**	0.352**	0.275***	0.186***	0.196***	5	5(+)

dIpcGeral -1	0.8	0.771	0.801	0.19	0.305	0	5(+)
dIpcGeral -2	1.306.	1.308.	0.663	0.411	0.474	0	5(+)
dIpcGeral -3			2.454**	2.18**	2.299**	3	3(+)
dRemProd1 -1	-0.215*	-0.212*				2	2(-)
dRemProd1 -2	-0.128	-0.104				0	2(-)
dRemProd1 -3						0	
dRemProd2 -1			-0.155	-0.052	-0.138	0	3(-)
dRemProd2 -2			-0.094	-0.005	-0.046	0	3(-)
dRemProd2 -3			0.017	0.093	0.047	0	3(+)
dIcBcb	-0.06*		-0.1***			2	2(-)
dIcFmi				-0.077***		1	1(-)
dCambio				-0.085***		1	1(-)
dIcBcb -1		-0.067**				1	1(-)
dIcFmi -1					-0.063**	1	1(-)
dCambio -1					-0.097***	1	1(-)
HiatoPib	-0.161.	-0.163.				0	2(-)
HiatoIbc			-0.243**		-0.235**	2	2(-)
HiatoIbcAjuste				-0.31*		1	1(-)

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

A **Figura 6** apresenta os gráficos de FIR do modelo 9 com dados da PNAD. O resultado indica que um impulso do componente de custo do trabalho (dRemProd1) têm um impacto positivo e estatisticamente diferente de zero sobre a inflação de preços (dIpcGeral) – seguindo, portanto, o resultado do modelo 7, com a diferença de que no caso do modelo 9 o impacto se distingue de maneira mais definida com mais antecedência, a partir do quinto mês. Outro resultado interessante indicado pelo modelo 9 é a resposta positiva e significativa da variação do custo do trabalho frente a um impulso na inflação de preços, indicando a existência de uma relação de longo prazo entre elas.

Por fim, a **Tabela 4** apresenta o resultado do teste de Portmanteau para avaliar a presença de autocorrelação serial dos resíduos de cada modelo. Para todos os modelos teste sugere não rejeição da hipótese nula de ausência de autocorrelação dos resíduos considerando 5% de nível de significância.

Figura 6: Gráficos de FIR do modelo 9 com dados da PNAD

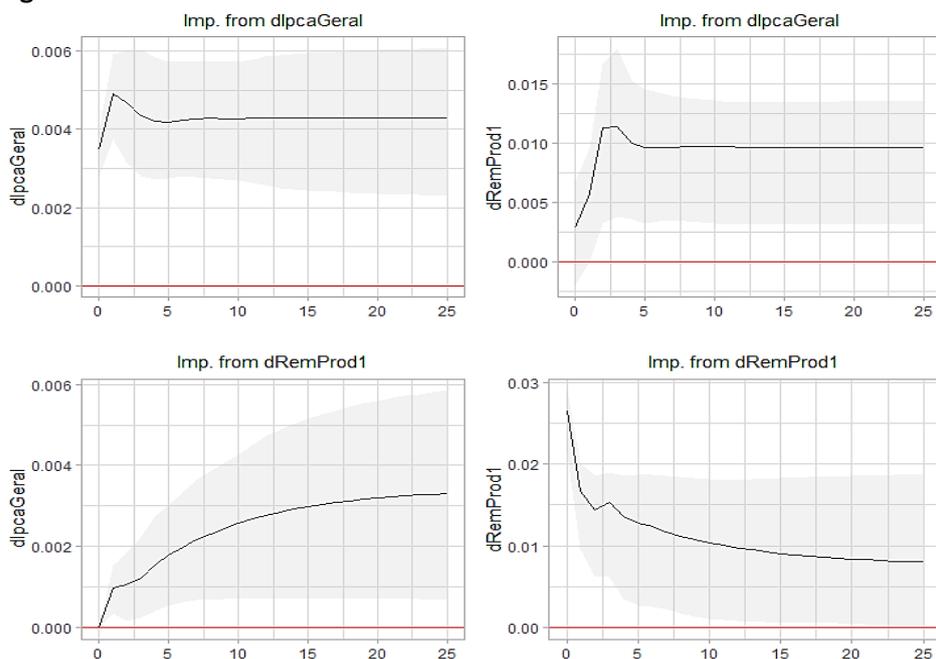


Tabela 4: Resultados do teste de autocorrelação serial dos resíduos

Modelo	P-valor do teste de Portmanteau
1	0.0582
2	0.0718
3	0.0694
4	0.0716
5	0.0785
6	0.0518
7	0.0577
8	0.0907
9	0.0518
10	0.1778
11	0.0901
12	0.1071

3.3.3 Modelo complementar

A construção dos modelos VEC das seções anteriores significa supor que existe uma relação de longo prazo apenas entre os componentes endógenos do modelo. Não obstante, com o objetivo de investigar a possibilidade de relação de longo prazo entre a inflação de preços e de salários e os demais componentes de custo e de demanda, optou-se por estimar um modelo VEC complementar, que se diferencia dos modelos da seção anterior por

possuir como variáveis endógenas, além da inflação de preços e de salários, um componente de inflação importada (variação do IC-Br) e um componente de pressão de demanda (hiato do PIB). Além disso, foram inseridas duas *dummies* para lidar com fenômenos que causavam autocorrelação serial dos resíduos⁸. Os resultados estão apresentados na **Tabela 5**.

Os gráficos de FIR do modelo complementar, expostos na **Figura 7**, mostram que, frente a um impacto na variação do Índice de Commodities do BCB (dIcBcb), há uma reação positiva e estatisticamente significativa da inflação de preços (dIpcGeral), sugerindo uma relação de longo prazo entre essas duas variáveis. Por outro lado, não foi possível identificar uma relação de longo prazo entre o índice de demanda e a inflação pelo IPCA, pois o impacto do Hiato do PIB (HiatoPibAjuste) na inflação não foi estatisticamente diferente de zero. A **Tabela 6** dispõe o resultado do teste de Portmanteau para os resíduos do modelo complementar, não rejeitando a hipótese nula de ausência de correlação dos resíduos.

⁸ A *dummy_RemCov* controla para o efeito estatístico de aumento da remuneração média entre os meses de maio e julho de 2020. A *dummy_HiatoCov* controla para uma queda da variável de hiato do PIB na época da crise de COVID-19.

Tabela 5: Resultado do modelo VEC complementar

Endógenas: Primeira diferença sazonal do IPCA Geral (dIpcaGeral), da Remuneração Média do Trabalho (dRemTrab), do IC-Br (dIcBcb) e do Hiato do PIB com ajuste sazonal (HiatoPibAjuste)

Amostra: mar/2013 a jan/2022

Defasagens: 3

	Equação dIpcaGeral	Equação dRemTrab	Equação dIcBcb	Equação HiatoPibAjuste
ECT	-0.193**	0.017***	-0.016*	-0.016*
dIpcaGeral -1	1.972	0.345**	-0.269	-0.269
dIpcaGeral -2	1.485	-0.272*	0	0
dIpcaGeral -3	0.225	0.005	0.19	0.19
dRemTrab -1	1.423.	0.019	0.142	0.142
dRemTrab -2	-0.685	-0.037	0.197.	0.197.
dRemTrab -3	-0.084	-0.035	-0.103	-0.103
dIcBcb -1	0.398***	0.012	0.022	0.022
dIcBcb -2	-0.232*	-0.01	0.013	0.013
dIcBcb -3	0.149	0.002	0.014	0.014
HiatoPibAjuste -1	-0.13	-0.054*	-0.014	-0.014
HiatoPibAjuste -2	0.587.	0	-0.004	-0.004
HiatoPibAjuste -3	-0.132	-0.014	-0.096*	-0.096*
dummy_RemCov	0.013	-0.005.	0.007.	0.007.
dummy_HiatoCov	0.068**	0	0	0

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

Figura 7: Gráfico de FIR do modelo complementar para o impacto da variação do IC-Br e do Hiato do PIB na inflação do IPCA

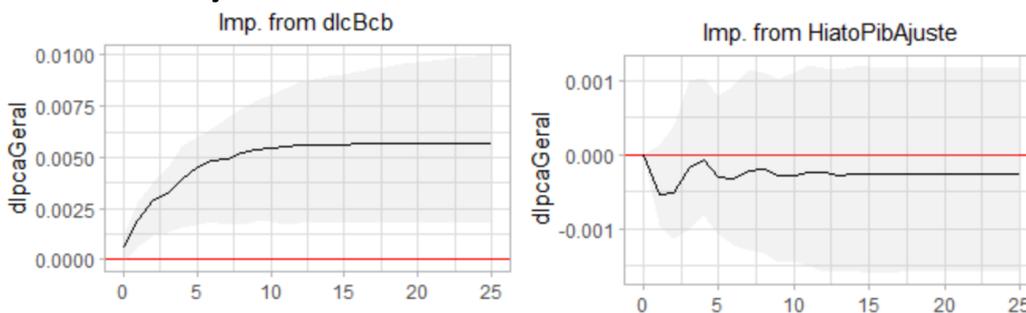


Tabela 6: Resultado do teste de autocorrelação serial dos resíduos para o modelo complementar

	P-valor do teste de Portmanteau
Modelo complementar	0.0656

Conclusão

Este trabalho se propôs a avaliar o comportamento da inflação brasileira após a adoção do Regime de Metas de Inflação e identificar os seus principais determinantes, com enfoque para o papel do conflito distributivo no processo inflacionário. É desenvolvida uma análise econométrica da dinâmica inflacionária no Brasil através da estimação de curvas de Phillips que incorporam elementos de custo e de demanda para identificar quais exerceram maior influência sobre a inflação medida pelo IPCA geral. Embora seja feita a inclusão de diferentes tipos de indicadores, o foco de análise dos modelos empregados é a relação entre a inflação de preços e de salários, com o último componente sendo medido com dados da PNAD Mensal. A estimação foi realizada com modelos VEC cujas variáveis endógenas foram a inflação de preços e a inflação salarial, ao passo que como variáveis exógenas foram utilizadas uma combinação de variáveis que representam as demais fontes de pressões inflacionárias.

Os resultados dos modelos principais sugerem a existência de uma relação de longo prazo entre a inflação salarial e a inflação de preços no Brasil, uma vez que um impulso no componente de inflação salarial gera uma resposta positiva da inflação de preços medida pelo IPCA. Também foi possível identificar uma reação positiva e significativa do componente salarial frente a um impulso da inflação de preços. Dentre as variáveis exógenas, vimos que: (i) a inflação importada se mostrou estatisticamente significativa para a inflação de preços em todos os modelos principais; e (ii) o impacto dos indicadores de demanda na inflação de preços não foi estatisticamente significativo na maioria dos modelos.

Foi estimado um modelo VEC complementar, que inclui no vetor de variáveis endógenas componentes de inflação importada e de pressão de demanda, além da inflação de preços e de salários. O resultado desse modelo sugere a existência de uma relação de longo prazo para o impacto da inflação importada na inflação de preços brasileira, ao passo que o impacto do indicador de demanda na variação do IPCA não foi estatisticamente significativo.

Além disso, a análise descritiva da inflação no Brasil, realizada na segunda seção, sustenta que os principais causadores de pressões inflacionárias no país após a adoção do RMI

foram: (i) a inflação importada e política cambial; (ii) a inflação de monitorados; e (iii) a inflação salarial e o conflito distributivo. Nesse sentido, as análises empíricas conduzidas no presente trabalho, tanto a descritiva quanto a quantitativa, corroboram a hipótese de que a inflação brasileira no período estudado é majoritariamente originada por pressões de custo. Esse resultado vai de encontro com o argumento sustentado pela teoria Pós-Keynesiana, de que as pressões de custo possuem o protagonismo na explicação da dinâmica inflacionária.

Quanto à análise econométrica, contribuiu-se para a literatura empírica com o enfoque no estudo da relação entre preços e salários, incluindo na análise da inflação o componente salarial. Dentre os possíveis desdobramentos de pesquisa, destacam-se dois principais: (i) a necessidade de aprofundamento da investigação proposta pelo modelo complementar em estudos futuros; e (ii) a possibilidade de desenvolver uma análise econométrica similar à da terceira seção, mas de forma setorial, utilizando o IPCA e o componente salarial desagregados.

Referências

ARAÚJO, E.C.; MODENESI, A.M. **The importance of the external sector in the evolution of the IPCA (1999- 2010): an analysis based on a SVAR model.** XXXVIII National Meeting of Economics of ANPEC, Salvador, 2011.

ARRUDA, E.F.; FERREIRA, R.T.; CASTELAR, I. Linear and nonlinear Phillips curve models for inflation rate forecasting in Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 65, n. 3, p. 237-252, 2011.

BASTOS, C.P.M.; JORGE, C.T.; BRAGA, J. Disaggregated analysis of inflation by industrial sectors of the Brazilian economy between 1996 and 2011. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 19, n. 2, p. 261-279, 2015.

BCB - BANCO CENTRAL DO BRASIL. Some evidence on the relationship between wages and inflation in Brazil. **Inflation Report**, Brasília, v. 15, n. 1, 2013a.

_____. Segmentation of Services Inflation. **Inflation Report**, Brasília, v. 15, n. 4, 2013b.

_____. Breakdown of Inflation 2015. **Inflation Report**, Brasília, v. 18, n. 1, 2016.

_____. **Time Series Management System.** Available at: <https://www4.bcb.gov.br/pec/series/port/aviso.asp?frame=1>. Accessed on: Aug. 29, 2022.

BELAISCH, A. **Exchange Rate Pass-Through in Brazil.** IMF Working Paper 03/141, Washington, 2003.

BIELSCHOWSKY, R. Development strategy and the three fronts of expansion in Brazil: a conceptual design. **Economia e Sociedade**, v. 21, n. Special Issue, p. 729-747, 2012.

BRAGA, J. Brazilian inflation in the 2000s and the importance of non-monetary control policies. **Economia e Sociedade**, v. 22, n. 3, p. 697-727, 2013.

BRAGA, J.; SUMMA, R. Estimation of a disaggregated cost-push inflation model for Brazil. **Ensaio FEE**, Porto Alegre, v. 37, n. 2, p. 399-430, 2016.

DAVIDSON, P. **Post Keynesian Macroeconomic Theory.** 2. ed. Cheltenham, UK: Edward Elgar Publishing, 2011.

DUTT, A. K. Alternative closures again: a comment on growth, distribution and inflation. **Cambridge Journal of Economics**, v. 11, n. 1, p. 75-82, 1987.

GIOVANNETTI, L.F.; CARVALHO, L. **Income distribution, structural change and services inflation in Brazil**. Proceedings of the 43rd National Meeting of Economics of ANPEC, Florianópolis, 2013.

HARRIS, R. **Using cointegration analysis in econometric modelling**. Hampstead: Prentice Hall, 1995.

IBGE. **Technical Note 1: Clarifications on the results of the Continuous PNAD produced monthly**, 2015. Available at: https://ftp.ibge.gov.br/Trabalho_e_Rendimento/Pesquisa_Nacional_por_Amostra_de_Domicilios_continua/Mensal/Notas_tecnicas/nota_tecnica_01_pnadc_mensal.pdf. Accessed on: Aug. 24, 2022

KEYNES, J. M. **The General Theory of Employment, Interest and Money**. São Paulo: Atlas, 1936[1983].

KREPSKY, C.U.; DWECK, E.; FREITAS, F.N.P. **Output and Household Consumption Growth in Brazil from 2000 to 2016: a structural decomposition analysis**. 47th ANPEC National Meeting of Economics, São Paulo, 2019.

LAVOIE, M. **Post-Keynesian Economics: New Foundations**. Cheltenham: Edward Elgar Publishing, 2014.

LEMOS, P.M. **A heterodox approach to Brazilian inflation: disaggregated model and the distributional conflict**. Master's dissertation, Postgraduate Program in Economics, Universidade Federal Fluminense, Rio de Janeiro, 2018.

MALHER, M. **Price and Wage Inflation in Brazil: An Analysis from 1999 to 2022**. Master's Dissertation, Postgraduate Program in Economics, Federal University of Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, December 2022.

MARTINEZ, T. **Inflation and the Brazilian growth pattern: considerations from the disaggregation of the IPCA**. IPEA, Working Paper n. 1804, Brasília, 2012.

MARTINEZ, T. **Relative prices and monetary policy in Brazil: a discussion based on the contribution index for the deviation from the inflation target (ICMI) and the disaggregation of the IPCA by nature of products**. IPEA, Working Paper n. 2055, Brasília, 2015.

MEDEIROS, C. A. The evolution of the composition of the demand of Brazilian families between 2003 and 2009. In: MEDEIROS, C. A. (Ed.). **External insertion, growth and consumption patterns in the Brazilian economy**. Brasília: IPEA, 2015.

MODENESI, A.M.; ARAÚJO, E. **Costs and Benefits of Inflationary Control in Brazil: an empirical analysis of the transmission mechanism of Monetary Policy based on a Var model**. XXXVIII National Meeting of Economics of ANPEC, Salvador, 2011.

MORLIN, G. S.; BASTOS, C.P. Inflation and wage growth: a comparative analysis of the Brazilian case between 2004 and 2014 and the creeping inflation of the Golden Age of Capitalism. **OIKOS**, v. 18, n.1, p. 70-86, 2019.

PAULA, L.F.; PIRES, M. Crisis and prospects for the Brazilian economy. **Estudos Avançados**, v. 31, n. 89, p. 125-144, 2017.

PIMENTEL, D.; LUPORINI, V.; MODENESI, A. M. Asymmetries in exchange rate pass-through to inflation: an empirical analysis for Brazil (1999 to 2013). **Estudos Econômicos**, v. 46, n. 2, p. 343-372, 2016.

R CORE TEAM. **The R Project for Statistical Computing**. Available at: <http://www.R-project.org/>.

SANTORO, J.P.C. **Conflict, inflation and distribution: Three heterodox essays**. PhD Thesis, Postgraduate Program in Economic Sciences, Institute of Economics, State University of Campinas, Campinas, 2020.

SAX, C.; EDELBUETTEL, D. Seasonal Adjustment by X-13ARIMA-SEATS in R. **Journal of Statistical Software**, v. 87, n. 11, p. 1-17, 2018.

SERRANO, F. **Histéresis, Dinámica Inflacionaria y el Supermultiplicador Sraffiano**. Serie De Seminarios Sraffianos II, Buenos Aires, 2007.

SERRANO, F. **Mind the gaps: the conflict augmented Phillips curve and the sraffian supermultiplier**. Federal University of Rio de Janeiro, Institute of Economics, Working Paper n. 11, 2019.

SERRANO, F.; SUMMA, R. DE F. Macroeconomic Policy, Growth and Income Distribution in the Brazilian Economy in the 2000s. **Investigación Económica**, v. 71, n. 282, p. 55-92, 2012.

SERRANO, F.; SUMMA, R. DE F. Aggregate demand and the slowdown of Brazilian economic growth in 2011-2014. **Nova Economia**, v. 25, n. Special Issue, p. 803-833, 2015a.

SERRANO, F.; SUMMA, R. DE F. **Distribution and cost-push inflation in Brazil under inflation targeting, 1999-2014**. Sraffa Center, Working paper, n. 14, Rome, 2015b.

SICSÚ, J. Políticas não-monetárias de controle da inflação: uma proposta pós-keynesiana. **Análise Econômica**, Porto Alegre, v. 21, n. 39, 2003.

SMITHIN, J. Inflation. In: KING, J. E. (Ed.). **The Elgar Companion to Post Keynesian Economics**. Edward Elgar Publishing, 2003. p. 186-191.