

CONSELHO REGIONAL DE ECONOMIA – CORECONPR

32° PRÊMIO PARANÁ DE MONOGRAFIA

**TÍTULO: O EFEITO EXCHANGE RATE PASS-THROUGH PARA A
ECONOMIA BRASILEIRA**

PSEUDÔNIMO DO AUTOR: PIERRE

CATEGORIA:

ECONOMIA PARANAENSE ()

ECONOMIA PURA OU APLICADA (X)

RESUMO

O objetivo do estudo é analisar o comportamento da inflação brasileira diante das variações cambiais do real em relação ao dólar norte americano, para tanto este estudo mensura a magnitude do efeito *exchange rate pass-through* para o Brasil no período de janeiro 2014 a junho 2021. Realiza-se o debate sobre o Regime de Metas de Inflação e como o canal de câmbio torna-se um dos principais instrumentos da política monetária no país para o controle da inflação. Para a análise foram utilizados dois modelos a partir de um Vetor de Correção de Erros (VEC), após a constatação de cointegração entre as variáveis, capturando as relações de longo prazo entre as seguintes variáveis: IPCA, IGP-DI, taxa de câmbio, PIB real e taxa SELIC. No longo prazo, os resultados apresentaram indícios condizentes com a literatura, todos os coeficientes se mostraram estatisticamente significativos e exibiram os sinais apropriados, expondo a presença de um repasse cambial para a economia brasileira e a eficiência da elasticidade de transmissão do câmbio no manejo da inflação em comparação à taxa de juros. No curto prazo os resultados apontam que a taxa de câmbio não possui impacto nos índices de inflação.

Palavras-chave: inflação; câmbio; índice de preços; repasse cambial; taxa de juros; séries temporais; Brasil.

ABSTRACT

The aims of the research is to analyze the behavior of Brazilian inflation in face of the exchange rate variations of the real against the US dollar, for this purpose this study measures the magnitude of the exchange rate pass-through effect for Brazil in the period from January 2014 to June 2021. Given this, the discussion about the RMI is also raised about how the exchange channel has become one of the main instruments of monetary policy in the country to control inflation. For this analysis, two models were used based on Vector Correction Error (VEC), after finding cointegration between the variables, capturing the long-term relationships between the following variables: IPCA, IGP-DI, exchange rate, Real GDP and SELIC rate. In the long term, the results showed consistent signs with the literature, all the coefficients were statistically significant and exhibited the appropriate signs, exposing the exchange pass-through effect for the Brazilian economy and the efficiency of the exchange rate transmission elasticity in managing inflation compared to the interest rate. For the short term estimated coefficients, the results show that the exchange rate has no impact on inflation indexes.

Keywords: inflation; exchange rate; price indexes; pass-through; interest rate; time series; Brazil.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 – Taxa de inflação mensal no Brasil 1985-1995 – em % ao mês	24
Figura 2 – Taxa de inflação mensal no Brasil 1994 – em % ao mês.....	26
Figura 3 – Trajetória do Regime de Metas de Inflação no Brasil 1999-2019	29
Figura 4 – Efeitos da desvalorização cambial em uma economia aberta	37
Figura 5 – Taxa de câmbio (U\$) e de inflação (IPCA) mensais no Brasil 2000-2018.....	40
Figura 6 – Taxa de inflação (IPCA) – Jan 2015 - Jun 2021 (base agosto 1994 = 100)	66
Figura 7 – Taxa de inflação (IGP-DI) – Jan 2015 - Jun 2021 (base agosto 1994 = 100).....	66
Figura 8 – Taxa de câmbio nominal em (R\$) – Jan 2015 - Jun 2021.....	67
Figura 9 – Produto Interno Bruto (PIB) em valores correntes – Jan 2015 - Jun 2021	67
Figura 10 – Taxa SELIC em (%) – Jan 2015 - Jun 2021	68

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Taxa de inflação mensal Brasil 1988-1990 – em % ao mês	18
Tabela 2 – Inflação mensal no Brasil em 1999.....	28
Tabela 3 – Variáveis Utilizadas	48
Tabela 4 – Resultados dos testes de raiz unitária Augmented Dickey-Fuller, Phillips-Perron e Elliott-Rothenberg-Stock para as séries (em nível)	51
Tabela 5 – Resultado da seleção de defasagem ótima para os modelos.....	52
Tabela 6 – Resultados dos testes de cointegração de Johansen.....	52
Tabela 7 – Parâmetros estimados do modelo VEC – IPCA	53
Tabela 8 – Parâmetros estimados do modelo VEC – IGPDI.....	54

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ERPT	<i>Exchange Rate Pass-Through</i>
RMI	Regime de Metas de Inflação
VEC	Vetor de Correção de Erros
TQM	Teoria Quantitativa da Moeda
PIB	Produto Interno Bruto
URV	Unidade Real de Valor
CEPAL	Comissão Econômica para a América Latina e Caribe
FOB	<i>Free on Board</i>
IDE	Investimento Direto Externo
FII	Fundo Imobiliário
IPCA	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
INPC	Índice Nacional de Preços ao Consumidor
IGP-M	Índice Geral de Preços do Mercado
FGV	Fundação Getúlio Vargas
PND	Plano Nacional de Desestatização
BACEN	Banco Central
PAI	Programa de Ação Imediata
FSE	Fundo Social de Emergência
CMN	Conselho Monetário Nacional
FHC	Fernando Henrique Cardoso
FMI	Fundo Monetário Internacional
NCM	Novo Consenso Macroeconômico
Copom	Comitê de Política Monetária
SELIC	Sistema Especial de Liquidação e Custódia
LPU	Lei do Preço Único
PPC	Paridade do Poder de Compra
IPA	Índice de Preços ao Produtos Amplo
MQG	Modelo de Mínimos Quadrados Generalizados
AR	Autorregressivo
MQO	Modelo de Mínimos Quadrados Ordinários
DF	Dickey-Fuller

ADF	<i>Augmented Dickey-Fuller</i>
DF-GLS	<i>Dickey-Fuller Generalized Least Square</i>
MAIC	<i>Modified Akaike Information Criterion</i>
VAR	<i>Vetores Autorregressivos</i>
IGP-DI	<i>Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna</i>
AIC	<i>Akaike Information Criterion</i>
SBIC	<i>Schwarz's Bayesian Information Criterion</i>
HQIC	<i>Hannan and Quinn Information Criterion</i>

LISTA DE SÍMBOLOS

Δ	Delta
∂	Derivada parcial
ϵ	Épsilon
ρ	ró
τ	tau
δ	delta
β	beta
Σ	Sigma
ϕ	fi
α	alpha
ε	épsilon
χ	chi
Φ	Fi
Π	Pi
ψ	psi
φ	fi
λ	lambda

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	12
2 CONCEITOS FUNDAMENTAIS ACERCA DA INFLAÇÃO	15
3 A TAXA DE CÂMBIO E O EFEITO EXCHANGE RATE PASS-THROUGH	31
4 ESTUDOS EMPÍRICOS	41
5 METODOLOGIA	43
6 RESULTADOS E DISCUSSÃO	51
7 CONCLUSÃO	57
REFERÊNCIAS	58
APÊNDICE A – TRABALHOS EMPÍRICOS	64
APÊNDICE B – ILUSTRAÇÃO GRÁFICA DAS VARIÁVEIS	66

1 INTRODUÇÃO

Na literatura, o efeito *exchange rate pass-through* (ERPT) é o termo usado para se referir ao repasse da variação cambial para o nível de preços de uma determinada economia. Seu grau é medido a partir da taxa nominal do câmbio sobre os preços domésticos e, formalmente, pode ser definido como a variação percentual nos preços dada uma variação na taxa de câmbio. Sendo assim, uma alteração na taxa de câmbio pode impactar de forma direta nos preços, por meio do encarecimento dos insumos estrangeiros utilizados na produção de bens domésticos e, de forma indireta pelo aumento das exportações, gerando escassez de oferta interna que eleva os preços para o consumidor final (CAMPA; GOLDBERG, 2002; LAFLÈCHE, 1997).

Conforme destaca Giambiagi *et al.* (2011), a economia brasileira foi marcada por anos de inflação recorrente até a década de 1990, onde o Plano Real foi bem sucedido em controlar os níveis de preços. A adoção do câmbio flutuante pelo país em 1999 e a inserção da economia no Regime de Metas de Inflação (RMI) trouxe ao campo econômico a relevância do câmbio como canal de transmissão da política monetária e, por conseguinte, controle da inflação. Desse modo, muito tem se debatido acerca deste canal tão atuante no contexto do RMI e no controle de preços no Brasil.

De acordo com Vasconcellos (2015), a taxa de câmbio expressa o preço da moeda estrangeira em termos da moeda doméstica. No âmbito do comércio internacional o dólar assume seu posto de principal moeda comercial, uma vez que os contratos firmados em dólares após a Segunda Guerra Mundial tomam conta das negociações. Assim, o regime flutuante permite que a taxa de câmbio sofra variações produzidas pelo mercado por meio da oferta e demanda de divisa estrangeira. Logo, a balança comercial reflete as perturbações cambiais em forma de déficit ou superávit, uma vez que a conta de saldo das transações correntes mostra a diferença entre importação e exportação do país e está diretamente associada às desvalorizações ou valorizações cambiais.

Para Serrano (2010) os pressupostos para o funcionamento do RMI no Brasil não são sustentados e o sistema funciona por meio da relação entre taxa de juros e câmbio para o controle da inflação. Dito posto, o país presenciaria uma inflação de custos onde um aumento na taxa de juros valoriza a taxa de câmbio nominal que, por sua vez, impactaria fortemente nos custos e assim sobre todos os preços da economia.

No caso brasileiro, o estudo de Assis, Fonseca e Feijó (2019) compreende que o *pass-through* pode ser avaliado pela visão microeconômica, ao buscar como o setor industrial afeta

o repasse e pela visão macroeconômica, onde o enfoque é verificar a relação do efeito no nível de preços, assim as análises do caso são de grande importância, pois é a partir delas que devem-se formular decisões políticas econômicas adequadas para a economia do país.

Posto isso, esta monografia possui como objetivo analisar o comportamento da inflação e da taxa de câmbio no regime de metas de inflação no Brasil, partindo das seguintes questões: As variações na taxa de câmbio afetaram os níveis de preços gerais no Brasil entre 2014 a 2021? Qual o grau de interação entre o *pass-through* com os preços da economia no período? Houve impactos positivos ou negativos no índice de inflação do Brasil?

Os objetivos específicos são:

- a) elaborar um modelo econométrico adequado para análise dos índices de inflação e câmbio;
- b) estimar o grau de interação entre inflação e câmbio no curto e longo prazo;
- c) avaliar como o canal de câmbio tornou-se um dos principais instrumentos da política monetária no país para o controle da inflação.

Os índices de inflação analisados serão o IPCA e o IGP-DI do IBGE, além da oscilação do câmbio e do PIB da economia brasileira, e o comportamento da taxa de juros Selic. Desta forma, o objetivo do trabalho é analisar a trajetória dos índices de inflação e de variação cambial no Brasil durante o período de janeiro de 2014 a junho de 2021 para verificar se de fato houve a constatação do efeito *pass-through* para economia brasileira, e o grau desse, tanto em período de recessão quanto nos anos nos quais a economia buscava estabilização e discorrer quais instrumentos a autoridade monetária dispõe para contornar a situação.

A hipótese inicial é de que há um *pass-through* incompleto para o Brasil e que sua incidência nos preços da economia vem sofrendo uma redução conforme o passar dos anos, como evidencia os estudos recentes de Goldfajn e Werlang (2000), Gagnon e Ihrig (2004), Maciel (2006) e Santolin e Carvalho (2019) para economias abertas emergentes que apresentam baixa pressão inflacionária.

A análise do efeito *exchange rate pass-through* para o Brasil busca examinar o seu impacto na inflação da economia brasileira, a performance dos canais de transmissão de políticas monetárias e o desempenho do regime de metas de inflação no controle dos preços. Para Ferreira e Alves (2019), o tripé macroeconômico é formado pelo RMI, pela taxa de câmbio flexível e pelas metas de superávit primário, contudo, a implementação do RMI trouxe consigo uma nova ferramenta para o controle inflacionário no Brasil, a taxa de juros. Nesse sentido, os autores revelam a importância do câmbio na economia brasileira, confirmando que, como exposto na crítica de Serrano (2010), o controle da inflação no país se dá pela alteração da taxa

de câmbio por meio do manejo da taxa de juros e não como submetido pelos pressupostos do novo consenso macroeconômico, de que a taxa de juros deveria agir no controle da demanda agregada, diminuindo o hiato do produto e assim, a inflação.

Este trabalho é dividido em 6 capítulos, incluindo esta introdução. No capítulo 2 realiza-se a revisão da literatura acerca da inflação, explorando os principais aspectos como suas causas, consequências e sua trajetória no cenário econômico mundial e brasileiro. Também são discutidas as políticas econômicas usadas pela autoridade monetária para o manejo do índice inflacionário. O capítulo 3 introduz o conceito de taxa de câmbio e os princípios do efeito *pass-through*, levantando o debate sobre os estudos brasileiros com relação ao câmbio e o regime econômico. No capítulo 4 são expostos os estudos empíricos sobre o repasse cambial, seus objetivos e métodos utilizados para a quantificação do grau de *pass-through*. O capítulo 5 demonstra a metodologia utilizada por este trabalho para avaliar a hipótese do repasse para a economia brasileira. O capítulo 6 apresenta os resultados obtidos nas análises dos dados e uma breve discussão a respeito dos seus impactos. Por fim, apresentam-se as conclusões em relação ao efeito *exchange rate pass-through*.

2 CONCEITOS FUNDAMENTAIS ACERCA DA INFLAÇÃO

Para compreender a essência da inflação é necessário entender, primeiramente, o que é moeda. Segundo Mankiw (2014), moeda é um estoque de ativos capaz de ser utilizada em transações de forma imediata, ou seja, caracteriza-se pela sua maior liquidez perante outros tipos de ativos.

Carvalho *et al.* (2007) explicam que, para desempenhar a função de moeda, esta deve possuir três funções primárias: reserva de valor, unidade de conta e intermediário de trocas. A função mais básica da moeda é ser o meio de troca, por conta da facilidade em adquirir bens e serviços ela se torna o ativo com maior liquidez. Unidade de conta garante à moeda o poder de constituir o padrão pelo qual mensuram-se as transações econômicas, sejam elas à vista ou futuras por meio de contratos com pagamento em unidades monetárias. A reserva de valor concede ao detentor da moeda a possibilidade de transferir o poder de compra do presente para o futuro, sendo assim o agente decide quando gastar.

A definição convencional de inflação, de acordo com Assaf Neto (2018, p. 60) é apresentada como: “A inflação é um fenômeno econômico e pode ser interpretada como uma variação (aumento) contínua nos preços gerais da economia durante certo período de tempo.”. Portanto, a taxa de inflação, que é o percentual de variação no nível de preços, afeta diretamente um dos três pressupostos da moeda, mais especificamente a reserva de valor, oferecendo o risco da redução do poder aquisitivo ao agente que decidir transferir seu poder de compra pelo tempo, uma vez que o aumento dos preços de bens e serviços pode ocorrer.

O início do debate sobre a inflação no começo do século XIX na Inglaterra se deu por conta das dificuldades sentidas pelas autoridades em controlar o preço da moeda e, como retratam Carvalho *et al.* (2007), duas linhas de pensamentos debatiam a questão monetária: os bullionistas, que acreditavam que a volatilidade da libra estaria atrelada à emissão contínua de papel moeda e os antibullionistas, relacionando a deterioração da moeda aos gastos de guerra. O debate culminou na criação da lei bancária em 1844, dando origem aos bancos centrais como autoridade monetária principal que detém o poder de decidir o quanto pode se emitir de moeda.

A Teoria Quantitativa da Moeda (TQM), principal base teórica da teoria monetária, também chamada de visão ortodoxa ou clássica, veio sendo aprimorada desde o século XVIII e foi difundida através da equação de trocas por Irving Fisher em 1911. A visão tinha como objetivo analisar a demanda por moeda, e entendia que a oferta de moeda era exógena, não possuindo qualquer relação com a taxa de juros, ela definia que todo aumento de preços estaria

diretamente ligado à quantidade em excesso de moeda ofertada na economia e na sua velocidade de circulação.

Carvalho *et al.* (2007) reforçam que David Hume foi um dos precursores da teoria, sua hipótese de neutralidade da moeda consistia no fato de que uma mudança no estoque de moeda não teria efeito permanente sobre as variáveis reais, resultando apenas em uma mudança proporcional de preços, para ele o grande desafio era dosar a quantidade de moeda para que ela represente a necessidade de circulação.

A equação de trocas, nesse sentido, mostra a relação entre a oferta de moeda de uma economia e seu produto:

$$MV = P \cdot y \quad (2.1)$$

Chamada de versão de transações reais, a expressão compreende o nível de preços agregados e o produto de longo prazo da economia. Com M sendo a oferta de moeda, y representando o produto interno bruto (PIB) real da economia, $P \cdot y$ como o PIB nominal e V como a velocidade renda da moeda, ou seja, a variável expressa o número de vezes que uma unidade monetária adentra na renda de um agente, em determinado período. O produto de pleno emprego é dado pelos fatores de produção dessa economia, como o grau de tecnologia disponível e a empregabilidade de seus fatores de produção.

Segundo Carvalho *et al.* (2007), por se tratar de abordagem de longo prazo, a TQM considera que a velocidade de circulação é constante no curto prazo, assim quando há uma demanda maior por moeda, a igualdade só é alcançada se a atividade econômica expandir ou os preços se elevarem. A teoria usa da equação de trocas para afirmar sua principal convicção, de que a inflação é um fenômeno puramente monetário, contribuindo assim, para a compreensão dos efeitos e limites das políticas monetárias.

De acordo com Assaf Neto (2018), os níveis de preços de uma economia também podem percorrer o caminho oposto à inflação e diminuir em um dado período. A deflação se origina quando há queda nos índices gerais de preços de uma economia. Ela pode ocorrer por diversas causas, seja por um período de crise, onde os consumidores retêm moeda, comprando menos e obrigando as empresas a reduzirem seus preços, pela baixa oferta de moeda em uma economia ou pelo aumento da produtividade que permite às indústrias produzirem mais com os mesmos recursos. Apesar de à primeira vista a deflação parecer benéfica para a economia ela está geralmente relacionada a períodos de crises e de recessão econômica, caracterizados pela alta taxa de desemprego e diminuição no nível geral de consumo.

Quando a inflação ocorre fora de controle, elevando o nível de preços a um patamar mais elevado que o convencional, essa é denominada hiperinflação, Phillip Cagan (1956) foi pioneiro no assunto e a definiu formalmente como

[...] começando no mês em que a alta dos preços exceda 50 por cento e terminando no mês anterior ao aumento mensal dos preços em que caia abaixo disso e continue assim por pelo menos um ano. A definição não descarta um aumento nos preços a uma taxa inferior a 50 por cento ao mês para os meses intermediários, e muitos desses meses têm taxas abaixo [...].¹ (CAGAN, 1956, p. 25, tradução nossa)

Ela pode ser desencadeada por déficits orçamentários do governo, pela emissão excessiva de moeda, pagamentos relacionados a guerras ou pelo próprio câmbio. A hiperinflação acentua ainda mais o efeito corrosivo da inflação, reduzindo drasticamente o poder de compra, ocasionando recessões e desvalorização da moeda. Para Cagan (1956), o principal atributo da hiperinflação é que a alta nos preços será inevitavelmente maior que a oferta de moeda, fazendo com que os encaixes monetários reais apresentem níveis menores.

O caso clássico de hiperinflação, analisado por Bresciani-Turroni (2007), é a crise econômica alemã em 1923, onde em outubro do mesmo ano a inflação crescera mais de 20.000% ao mês. O início da alta dos preços se deu por conta da Primeira Guerra Mundial, quando o padrão ouro foi quebrado e o governo alemão financiou a despesa de guerra com empréstimos provindos da emissão de papel-moeda pelo seu atual banco central.

O Brasil também sofreu os efeitos da hiperinflação, entre o final da década de 80 e o começo da década de 90, onde os níveis de preços dispararam. Bresser-Pereira (1990) afirma que no caso brasileiro o gatilho da hiperinflação foi a crise fiscal nos anos 80 que pode ser dividida em três componentes: o déficit público, a dívida pública, tanto interna quanto externa e o curto prazo de vencimento dos títulos públicos.

Apesar de a economia brasileira ter experimentado hiperinflação na década de 90, as taxas de elevação dos níveis de preços mensais eram muito menores se comparadas com os casos clássicos, Contador (1989) explica que, em economias modernas, a hiperinflação não necessariamente apresenta taxas de inflações elevadas como nas ocorrências clássicas e geralmente ocorrem com taxas menores que 50%.

A hiperinflação no Brasil, de fato, apresentou, com exceção dos três primeiros meses de 1990, inflações mensais abaixo de 50% no auge do surto inflacionário (Tabela 1), contudo a

¹ No original: "I shall define hyperinflations as beginning in the month the rise in prices exceeds 50 per cent and as ending in the month before the monthly rise in prices drops below that amount and stays below for at least a year. The definition does not rule out a rise in prices at a rate below 50 per cent per month for the intervening months, and many of these months have rates below [...]" (CAGAN, 1956, p. 25)

alta nos preços fica evidente ao observar a taxa de inflação acumulada anual, chegando a mais de 1.900% em 1989.

Tabela 1 – Taxa de inflação mensal Brasil 1988-1990 – em % ao mês

Mês	1988	1989	1990
Janeiro	18,89	37,49	67,55
Fevereiro	15,70	16,78	75,73
Março	17,60	6,82	82,39
Abril	19,29	8,33	15,52
Mai	17,42	17,92	7,59
Junho	22,00	28,65	11,75
Julho	21,91	27,74	12,92
Agosto	21,59	33,71	12,88
Setembro	27,45	37,56	14,41
Outubro	25,62	39,77	14,36
Novembro	27,94	47,82	16,81
Dezembro	28,70	51,50	18,44
Acumulado	980,22	1972,91	1620,97

Fonte: Elaborada pelo autor, dados fornecidos pelo Bacen, 2021.

Entende-se que a inflação não é um fenômeno isolado, porquanto ela possui variantes e sua fonte pode estar ligada a diversos fatores da economia, assim sua categorização é necessária para que seu controle seja executado de forma correta. Para Vasconcellos (2015), a visão clássica estabelece dois tipos de inflação, a inflação de demanda e a inflação de custos, há ainda a inflação inercial, a inflação estrutural e a inflação de expectativas, estas sendo mais presentes na economia brasileira.

A causa da inflação de demanda é definida como sendo o excesso da demanda agregada em comparação à parcela de bens e serviços produzidos em uma economia, ou seja, o caso clássico de oferta e demanda, quando a demanda por bens e produtos aumenta e a oferta não acompanha, elevam-se os níveis de preços.

Dornbusch, Fischer e Startz (2013) retratam que, rápidos aumentos no nível geral de preços são sempre causados por mudanças na demanda agregada, assim quanto mais próximo do pleno emprego, maior a probabilidade de uma economia enfrentar esse tipo de inflação. A

política econômica mais eficaz contra a inflação de demanda reside em diminuir a procura por bens e serviços, seja por meio de políticas monetárias como o aumento da taxa de juros vigente na economia ou pela restrição de crédito visando controlar a liquidez monetária.

A inflação de custos, também chamada de inflação de oferta, surge quando a demanda por bens e serviços continua constante frente a uma redução da oferta ocasionada pelo aumento dos custos de produção. Esse aumento desestimula a produção e as empresas acabam por ofertar menos, ocasionando o aumento no nível geral de preços.

A literatura classifica essa redução da oferta em duas vertentes, a induzida e a autônoma. A primeira refere-se à demanda por um fator de produção, quando o fator encarece ou torna-se escasso e com isso, reduz-se o incentivo à produção. A segunda estaria associada a presença de monopólios ou oligopólios que dominam o mercado e controlam a oferta.

O salário também é um fator associado à inflação de custos induzida, uma vez que um aumento nos salários encarece a mão de obra, Moran e Witte (1993) explicam que, no contexto salarial, os sindicatos reajustam os salários a um nível superior ao aumento esperado do custo de vida, fazendo com que os aumentos reais de salário sejam maiores do que a eficiência da mão-de-obra.

A inflação de custos, além de elevar o nível de preços da economia, causa estagflação, expressão empregada quando a economia apresenta alto nível de preços e contração do produto interno bruto, diferentemente da inflação de demanda, onde a expansão da demanda agregada, além de elevar o nível de preços, aquece a economia e estimula o crescimento do PIB.

Segundo Vasconcellos (2015), a explicação mais habitual da inflação de custos é dada como sendo consequência dos chamados “choques de oferta”, que são ocasiões onde a elevação dos preços ocorre devido a uma perturbação na curva de oferta agregada, seja por mudanças tecnológicas ou escassez de insumos, resultando em uma oscilação na curva de demanda. O autor reforça que, o melhor caminho para combater os efeitos de uma inflação de custos é por meio de controle dos preços, sejam eles na gestão de preços dos produtos em si ou por meio de políticas salarial mais resistente.

A visão inercialista difundida por volta da década de 70 no Brasil apresenta o conceito de inflação inercial, que se apoiava à ideia de memória inflacionária, tendo influência da perspectiva de inflação. Um dos pioneiros do assunto no Brasil foi Mario Henrique Simonsen, economista que assumiria o cargo de Ministro da Fazenda durante o governo de Geisel. Cabello (2014) explora as contribuições de Simonsen para a teoria inercialista da inflação e sustenta o que o economista abordara, a questão inercial entre a década de 60 e 70 a partir da curva de salários reais e de seu modelo de realimentação, propondo um modelo que incluía a inércia.

Simonsen (1973) em seu modelo de realimentação, decompõe a taxa de inflação em 3 componentes:

$$r_t = a_t + br_{t-1} + g_t \quad (2.2)$$

Sendo a_t a inflação autônoma, ou seja, a parcela da inflação que independe da inflação do período anterior. O elemento br_{t-1} é o fator de realimentação da inflação, a própria inércia, representa a influência da inflação passada sobre a inflação corrente, com b denominado coeficiente de realimentação e r_{t-1} a inflação passada. O componente da regulação da demanda, expresso por g_t , refere-se à parcela provocada pelo excesso de demanda, dependente das políticas monetárias e fiscal.

O conceito de inflação inercial engloba a questão da indexação de preços, que esteve presente na história da economia brasileira durante o período em que a inflação tomou palco como principal antagonista, assombrando o país desde o final do governo Dutra em 1950 até a criação do Plano Real em 1994. Conforme Giambiagi *et al.* (2011), nesse período houve diversos mecanismos de reajustes de preços, incluindo políticas monetárias e salariais que eram introduzidas pelos planos de ação do governo para controle da inflação. Dentre elas, a indexação de preços buscava o reajuste dos preços de bens e serviços com base nos índices de preços anteriores que eram calculados pelo governo, o ajuste também incluía os salários e aluguéis, influenciando a correção do mês posterior e, assim, criando uma espiral inflacionária.

Como retratam Giambiagi *et al.* (2011), no Plano Collor II houve a tentativa de controle da inflação por meio do congelamento dos preços, visando acabar com a memória inflacionária, ou seja, desindexar a economia, contudo o plano reduziu a inflação somente no curto prazo, a solução veio com o Plano Real em 1994 que estabeleceu a Unidade Real de Valor (URV) para desindexar a economia e determinou o lançamento de uma nova unidade monetária que estaria indexada ao dólar, nascia assim o real.

Vasconcellos (2015) menciona que há também a inflação de expectativas, onde o aumento de preços é provocado pela expectativa dos agentes de uma economia quando estes observam a inflação passada ao inferir os preços futuros, esse tipo de inflação passou a ser comum na economia brasileira após 1986 quando as políticas de congelamento de preços e salários se tornaram populares.

De fato, a inflação de expectativas é um fator de grande importância nas economias modernas, sobretudo no mercado de compra e venda de ativos financeiros onde sua volatilidade é explícita a qualquer incerteza que recaia sobre uma economia, refletindo diretamente sobre as

ações dos agentes. Seu controle reside em mudar as expectativas dos agentes, principalmente aumentando a credibilidade e transparência do governo.

As raízes das análises acerca da inflação estrutural surgem com a criação da Comissão Econômica para a América Latina e Caribe (CEPAL) na década de 50 e ganha destaque a corrente estruturalista com a hipótese de que a inflação na América Latina estaria ligada a carências na infraestrutura. Bacha (2003) explica que a visão cepalina focava em questões como a inflexibilidade de oferta agrícola e falhas nas importações para explicar a alta dos preços e que essas eram transmitidas pela economia por meio de mecanismos de propagação de salários e preços.

Moran e Witte (1993) acrescentam ainda que as relações comerciais são a base da inflação estruturalista e que a desvalorização cambial gerada para compensar um desequilíbrio na balança comercial e a má distribuição de renda associada a uma rigidez nos orçamentos públicos são os principais pontos do pensamento estruturalista. O controle da inflação estrutural se dá ao corrigir os déficits na balança de pagamentos, seja por meio de reformas tributárias ou agrárias ou por políticas econômicas que visam diminuir a desigualdade de renda, alterando assim a base econômica do país.

Entender os tipos de inflação é de suma importância para prever suas consequências e definir seu controle, Bresser-Pereira (1998, p. 137) resume que para saber as causas da inflação

[...] é preciso distinguir com clareza três tipos de fatores: (1) os fatores aceleradores ou desaceleradores da inflação, também chamados de choques de oferta e de demanda; (2) os fatores mantenedores da inflação, ou seja, o componente autônomo ou inercial da inflação, que, através do conflito distributivo, leva à reprodução no presente da inflação passada; e (3) os fatores sancionadores da inflação, entre os quais o mais importante é o aumento da oferta de moeda que, em situação inflacionária, ocorre permanentemente a fim de manter a liquidez do sistema e impedir a explosiva elevação da taxa de juros real.

Observa-se que há mais de um tipo de inflação e que suas variações possuem origens distintas, seja pelo excesso de demanda ou pela indexação de preços, a inflação faz parte da economia e é um importante indicador de como um país encontra-se financeiramente. Como sua causa é incerta, seu controle não se resume a uma única estratégia e uma política econômica aplicada de forma errônea serve de catalisador para o desenvolvimento da inflação, ampliando ainda mais seus distúrbios.

Inúmeras são as consequências da taxa de inflação elevada, a intensificação do nível geral de preços é de conhecimento geral, contudo é possível observar sua manifestação em outras vertentes da economia. Gremaud, Vasconcellos e Toneto Júnior (2007) explicam que a

inflação impacta diretamente nos preços relativos da economia, uma vez que os preços se elevam, a capacidade das pessoas distinguirem se os produtos estão caros ou baratos é perdida. Os preços relativos são calculados quando um produto custa a reais e outro custa b reais, assim a/b mostra o preço relativo entre os dois produtos servindo de determinante das tomadas de decisões dos agentes.

Vasconcellos (2015) afirma que no longo prazo não há ganhos com a inflação, porém sustenta que no curto prazo a inflação influencia quatro vertentes da economia, sendo elas: distribuição de renda, balança de pagamentos, investimentos empresariais e mercado de capitais.

Os efeitos sobre a distribuição de renda são um dos mais graves efeitos da inflação, conforme Gremaud, Vasconcellos e Toneto Júnior (2007) e Blanchard (2011) salientam, a desigualdade é acentuada quando a taxa de crescimento dos preços não acomete todos os componentes da economia no mesmo ritmo, quando os preços de bens e serviços sobem a um determinado ritmo e o salário não acompanha faz com que a parcela mais pobre da população tenha seus orçamentos ainda mais reduzidos.

Vasconcellos (2015) destaca que, enquanto os mais pobres sofrem com os efeitos da inflação, os proprietários de imóveis, os que praticam arrendamento e os empresários não são atingidos, pois, a valorização de imóveis tende a ser superior às taxas de inflação e os novos preços são repassados ao consumidor final pelos capitalistas. Essa dessemelhança entre os grupos que ganham e perdem aumenta conforme a taxa de inflação e, conseqüentemente, a desigualdade de renda.

Os impactos da inflação afetam a balança de pagamentos de uma economia, mais especificamente a balança comercial. A balança comercial de um país reflete as exportações e importações de bens, representadas pela concepção do *free on board* (FOB), onde os custos de frete e seguros são de responsabilidade do comprador.

A diferença entre as exportações e importações de uma economia é representada por $(X - M)$, se um país exporta mais do que importa resulta em um superávit comercial, caso contrário, um déficit comercial. Volpato e Pasuch (2015) explicam que, quando uma economia vivencia um período de inflação e o produto doméstico encarece, a produção nacional é desestimulada e as importações (X) tendem a aumentar, reduzindo assim o saldo da balança comercial.

Os investimentos também sofrem os efeitos da inflação, os investidores externos são influenciados pela formação de expectativas futuras ao decidir sobre investir no setor privado. No caso brasileiro, Curado e Cruz (2012, p. 279) abordam a questão de investimento durante o

período de inflação entre 1980 e 1994 e explicam que “[...] a instabilidade econômica vigente no período de alta inflação e a manutenção de um padrão de desenvolvimento centrado no modelo de substituição de importações são os principais responsáveis pela redução dos fluxos de IDEs para o Brasil.”. Os investimentos diretos externos (IDE) tendem a diminuir dada a incerteza do investidor, criando reflexos na produção futura e, conseqüentemente, no nível de emprego.

A alta dos preços reflete no mercado de capitais, pois reduz o poder de compra da moeda e faz com que aplicações mais conservadoras como as cadernetas de poupança e títulos do governo tenham rendimentos abaixo da inflação. No entanto, empreendimentos imobiliários são valorizados durante a inflação, os Fundos Imobiliários (FIIs) tornam-se um atrativo aos investidores e ajudam a rentabilizar suas carteiras.

No Brasil, o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) é o índice oficial de inflação, calculado pelos preços de bens e serviços coletados entre o dia 1 e o dia 30 de cada mês, enquadrando famílias com renda mensal de 1 a 40 salários mínimos. O IPCA é calculado pelo Instituto Brasileiro de Estatística e Geografia (IBGE) desde 1980 e oficializado em 2000 como o principal indicador inflacionário pelo Conselho Monetário Nacional (CMN).

Além do IPCA, há ainda o Índice de Preços Nacional ao Consumidor (INPC) que aborda a parcela mais restrita da população. Segundo o IBGE (2015), o INPC contempla famílias que tenham de 1 a 5 salários mínimos, ou seja, a parcela mais pobre da população brasileira que é mais receptiva às variações de preços da economia.

O Índice Geral de Preços do Mercado (IGP-M), calculado pela Fundação Getúlio Vargas (FGV) tem como objetivo expor a inflação dos preços de insumos e bens e serviços finais, abordando toda parcela da população, independentemente do nível de renda. De acordo com o FGV (2021), o índice teve sua origem em 1940 e compreende diferentes atividades e suas etapas no processo produtivo, englobando os principais setores da economia brasileira e se tornando um indicador econômico essencial do país.

O IGP possui três versões que se diferem pelo período de coleta dos preços, o IGP-M é utilizado na economia brasileira para reajustes de contrato e tarifas públicas, também é referência na análise do efeito *exchange rate pass-through*, uma vez que a desvalorização do real perante o dólar é um forte indício de elevação dos preços dos insumos.

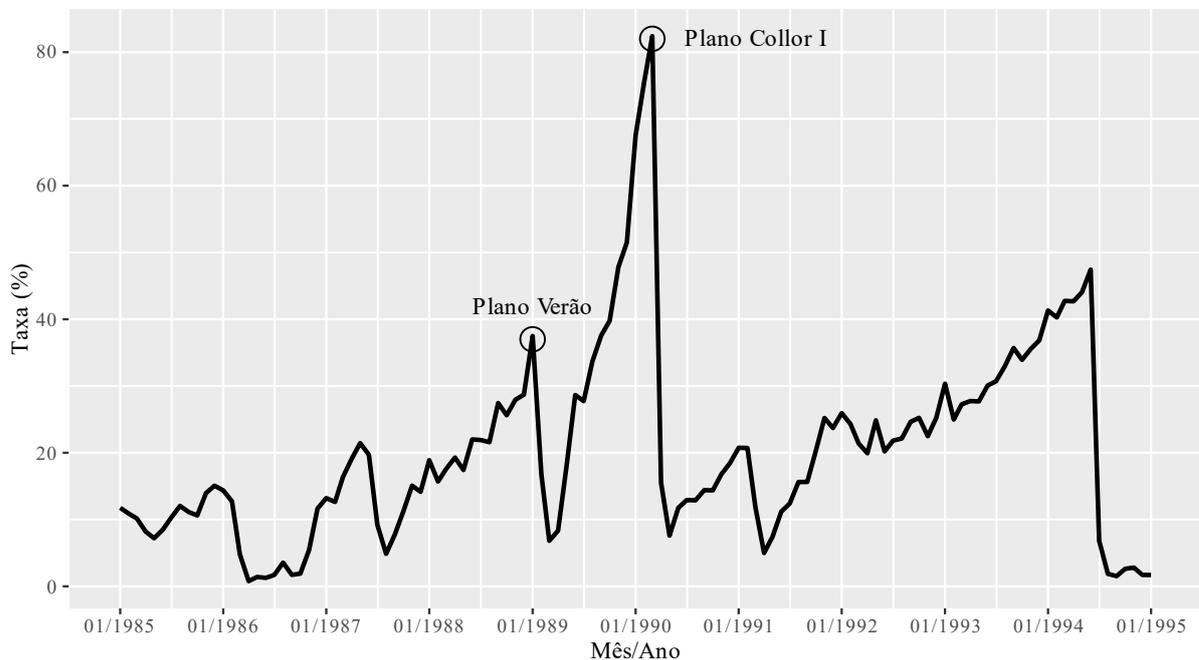
O cenário econômico brasileiro entre a década de 80 e 90 foi marcado por anos de inflação recorrente. O regime militar deixara uma dívida externa estratosférica para os governos seguintes que tinham como principal meta o controle dos preços por meio de planos de estabilização. Sabe-se que todos os planos fracassaram na tentativa de conter o avanço da

inflação, como explicam Moran e Witte (1993, p. 120): “No Brasil, são notórias as tentativas de conter este processo, a maioria não obteve o sucesso desejado por vários motivos. [...] dentre os quais destacam o Plano Cruzado I, o Plano Cruzado II, o Plano Bresser, o Plano Verão, o Plano Collor I e o Plano Collor II.”.

Os planos de estabilização apresentavam características em comum, como a reforma monetária pela introdução de uma nova moeda, o reajuste dos preços pela inflação passada, os congelamentos de câmbios, de preços e salários que assombraram a população por anos e a ineficácia em conter a inflação por uma série de fatores.

A Figura 1 exibe as taxas de inflações mensais entre janeiro de 1985 a janeiro de 1995 e comprova a ineficiência da implementação dos planos de estabilização que reduziam a inflação apenas momentaneamente, como no Plano Verão em janeiro de 1989 e o Plano Collor I em março de 1990, que reduziu a inflação em mais de 80% no mês seguinte. Observa-se, porém, que a taxa de inflação se recupera nos meses seguintes após os planos governamentais em todos os casos.

Figura 1 – Taxa de inflação mensal no Brasil 1985-1995 – em % ao mês



Fonte: Elaborada pelo autor com software RStudio, dados fornecidos pelo Bacen, 2021.

Entre 1984 e 1994, a economia brasileira já havia trocado de moeda quatro vezes, o cruzado, cruzado novo e cruzeiro foram tentativas frustradas para desindexar a economia que sofria com a inflação inercial, o cruzeiro real foi a reforma monetária que antecedia o real com objetivo de padronizar as cédulas. O diferencial do Plano Real em relação aos fracassos

anteriores era que sua implementação fora dividida em 3 fases e já estava sendo executado antes mesmo do seu anúncio oficial em 1994. Giambiagi *et al.* (2011, p. 142) explicam que

O Plano Real foi originalmente concebido como um programa em três fases: a primeira tinha como função promover um ajuste fiscal que levasse ao “estabelecimento do equilíbrio das contas do governo, com o objetivo de eliminar a principal causa da inflação brasileira”; a segunda fase visava “a criação de um padrão estável de valor denominado Unidade Real de Valor — URV”; finalmente, a terceira concedia poder liberatório à unidade de conta e estabelecia “as regras de emissão e lastreamento da nova moeda (real) de forma a garantir a sua estabilidade”.

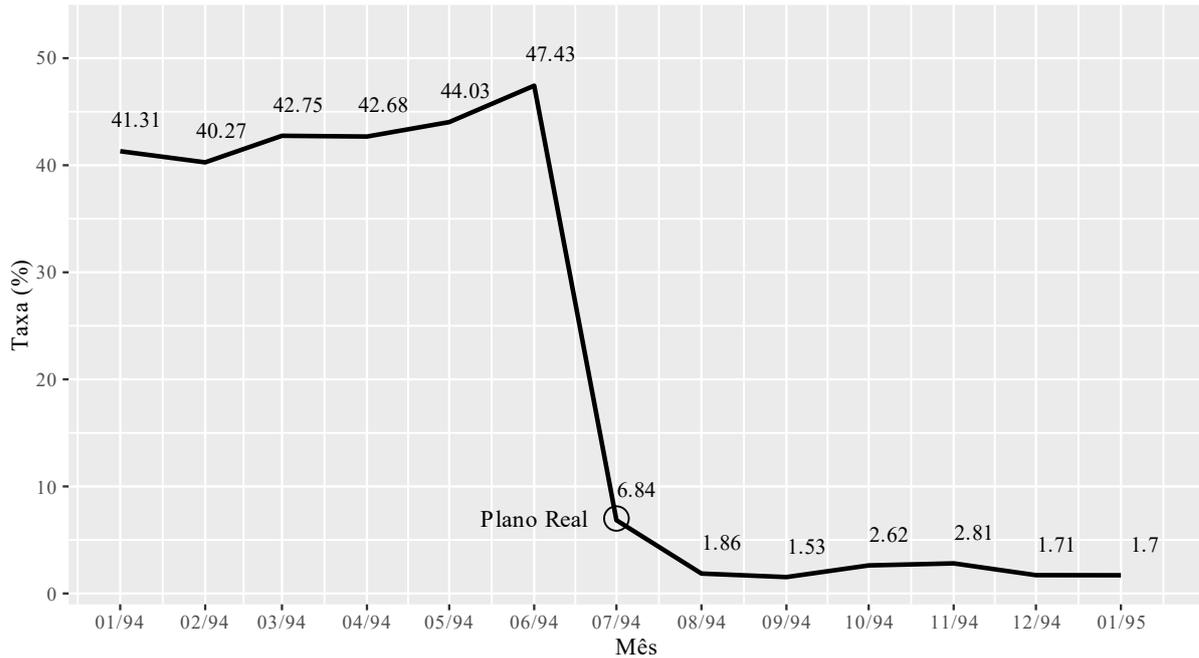
Há várias condições que antecederam o Plano Real e contribuíram para o seu sucesso, a criação de novos impostos e o Plano Nacional de Desestatização (PND) no governo Collor em 1990 garantiu a arrecadação fiscal que o governo precisava e diminuiu os gastos públicos com a privatização de empresas estatais. A adoção do regime de câmbio flutuante permitiu a abertura comercial da economia, impondo aos bancos controlar a flutuação do dólar efetuando operações de compra e venda, com o BACEN (Banco Central) intervindo somente quando necessário.

Na primeira fase do Plano Real, o ajuste fiscal se deu pela criação de dois programas, o Programa de Ação Imediata (PAI) em 1993 e o Fundo Social de Emergência (FSE) em 1994 e seus objetivos eram claros, a diminuição dos gastos governamentais e a criação do pilar fiscal que sustentaria o plano.

O segundo passo era desindexar a economia zerando a memória inflacionária, o grande diferencial do plano foi que, ao invés de congelar os preços como ocorria nos planos anteriores, houve a introdução da Unidade Real de Valor (URV). Segundo Bresser-Pereira (1994), o objetivo era que os preços aumentassem diariamente, como nos casos de economias indexadas pela variação cambial e, assim, transformar o índice URV em moeda.

A URV não pôde ser considerada moeda por não possuir todas as três características principais da mesma, ela detinha apenas a função de unidade de conta, sendo o indexador da economia e servindo de ponte entre o cruzeiro real e o real, sendo 1 URV equivalente a \$2.750 cruzeiros reais na última cotação antes de ser convertida em real.

A conversão da URV em real ocorreu em 1 de julho de 1994 e impactou diretamente na inflação nos meses seguintes, como mostra a Figura 2, a taxa de inflação de julho do mesmo ano recuou mais de 85% em comparação a junho, chegando a 1,7% em dezembro, um nível que a economia brasileira não atingia desde abril de 1986 com o sucesso momentâneo do Plano Cruzado I ao congelar os preços.

Figura 2 – Taxa de inflação mensal no Brasil 1994 – em % ao mês

Fonte: Elaborada pelo autor com software RStudio, dados fornecidos pelo Bacen, 2021.

A última etapa do plano, conforme Giambiagi *et al.* (2011) explica, era a criação da âncora nominal para conter a inflação com a chegada da Medida Provisória 542/94 que definia o lastreamento da base monetária em reservas cambiais, sendo R\$1,00 equivalente a U\$1,00. A medida ainda incluía a fixação de limites para estoque de base monetária e mudanças institucionais no funcionamento do Conselho Monetário Nacional (CMN).

Das medidas impostas pela medida provisória, nenhuma foi cumprida, a mudança mais significativa foi a da âncora nominal para âncora cambial em outubro de 1994, deixando de lado o compromisso com o lastro. O regime adotado pelo Brasil foi o *crawling peg*, onde o câmbio poderia flutuar para cima e para baixo de forma gradual com o Banco Central se comprometendo a comprar e vender dólares para certificar que a taxa ficasse dentro do limite estabelecido.

De acordo com Além (2010), a política cambial tornou-se o núcleo do Plano Real executando um papel crucial para a estabilização econômica, controlando a inflação e oferecendo autonomia comercial e financeira, mas que apresentou fragilidade nos anos pós-1995. A consequência veio refletida como taxa de juros elevadas e déficits consecutivos na balança comercial, aumentando o déficit nas transações correntes e, exigindo do governo uma decisão para garantir o funcionamento da economia.

Em suma, entre 1995 e 1998 o Plano Real se mostrou eficaz no controle da inflação durante o governo de Fernando Henrique Cardoso (FHC), porém trouxe consigo dois problemas para a economia brasileira como enfatizam Giambiagi *et al.* (2011, p. 168):

O Plano Real foi muito bem-sucedido no controle da inflação: contrariamente ao que tinha acontecido previamente, quando após alguns meses a inflação voltava mais forte, as taxas de variação anual dos preços caíram continuamente entre 1995 e 1998. O problema é que, paralelamente a esse êxito, a gestão macroeconômica deixava dois flancos expostos, que estavam se agravando a olho nu: um desequilíbrio externo crescente e uma séria crise fiscal, além da crise fiscal que tomava conta da economia.

A deterioração no saldo das contas correntes e a elevação da dívida externa acontecia por conta da apreciação cambial após a implementação do real enquanto a origem da crise fiscal estava associada à taxa de juros e políticas fiscais. Além disso, crises no exterior afetaram o mercado financeiro internacional, fazendo com que empréstimos aos países em desenvolvimento fossem reduzidos, afetando também o Brasil.

No segundo mandato de FHC, entre 1999 e 2002, o país precisou recorrer ao Fundo Monetário Internacional (FMI) para enfrentar o problema externo, recebendo pacote de ajuda em torno de US\$ 40 bilhões. O acordo com o FMI enfrentou duas adversidades, Giambiagi *et al.* (2011) explicam que a desconfiança referente a não desvalorização do câmbio por parte do mercado e o desprezo pelo Congresso com relação a medida de contribuição previdenciária, imposta pelo plano, levou a rejeição da medida pelos congressistas e aumentou o pessimismo, acelerando o processo de perda de divisas.

Em janeiro de 1999, o governo se viu obrigado a mudar o regime cambial mais uma vez, abandonando o *crawling peg* e adotando o regime cambial flutuante, desvalorizando o real. Abreu (2014) aponta que a troca do regime de inflação que era vigente na economia brasileira iniciou uma série de deságio desgovernado que gerou impactos destrutivos na economia e durou até o primeiro bimestre de 1999.

A desvalorização cambial ocorreu de forma abrupta chegando a R\$2,00 em menos de dois meses, porém a inflação seguia estável conforme mostra a Tabela 2, a inflação chegou ao patamar de 0,3% no mês de maio e apresentou uma taxa de 8,94% no ano de 1999, como mostra os dados do IPCA.

Tabela 2 – Inflação mensal no Brasil em 1999

Mês	Inflação (%)	Índice de inflação base jan./99 = 100
Janeiro	0,70	100,0
Fevereiro	1,05	101,1
Março	1,10	102,2
Abril	0,56	102,7
Maiο	0,30	103,0
Junho	0,19	103,2
Julho	1,09	104,4
Agosto	0,56	104,9
Setembro	0,31	105,3
Outubro	1,19	106,5
Novembro	0,95	107,5
Dezembro	0,60	108,2

Fonte: Elaborada pelo autor, dados fornecidos pelo Bacen, 2021.

Em março de 1999, com a nomeação do novo presidente do Banco Central, duas medidas são anunciadas para a economia brasileira: a elevação da taxa de juros e a adoção do sistema de metas de inflação. O Regime de Metas de Inflação (RMI) é fruto do Novo Consenso Macroeconômico (NCM), linha de pensamento que, segundo Paula e Saraiva (2015), determina que o principal fator de crescimento de uma economia no longo prazo é a imposição de uma taxa de inflação baixa e, conseqüentemente, estabilidade de preços. Para isso, não deve ocorrer um *trade-off* entre inflação e desemprego e que o governo deve ter limites ao conduzir a política monetária necessária para acomodar os choques de oferta.

Para Carvalho *et al.* (2007), o NCM não é um consenso em si, não tendo uma base consolidada, é um arranjo de pressupostos econômicos que foram adotados por diversos países, principalmente no começo da década de 90. A Nova Zelândia foi pioneira na adoção do RMI, seguida por outros países como Canadá em 1991 e Reino Unido em 1992, contando atualmente com 27 países dentro do regime.

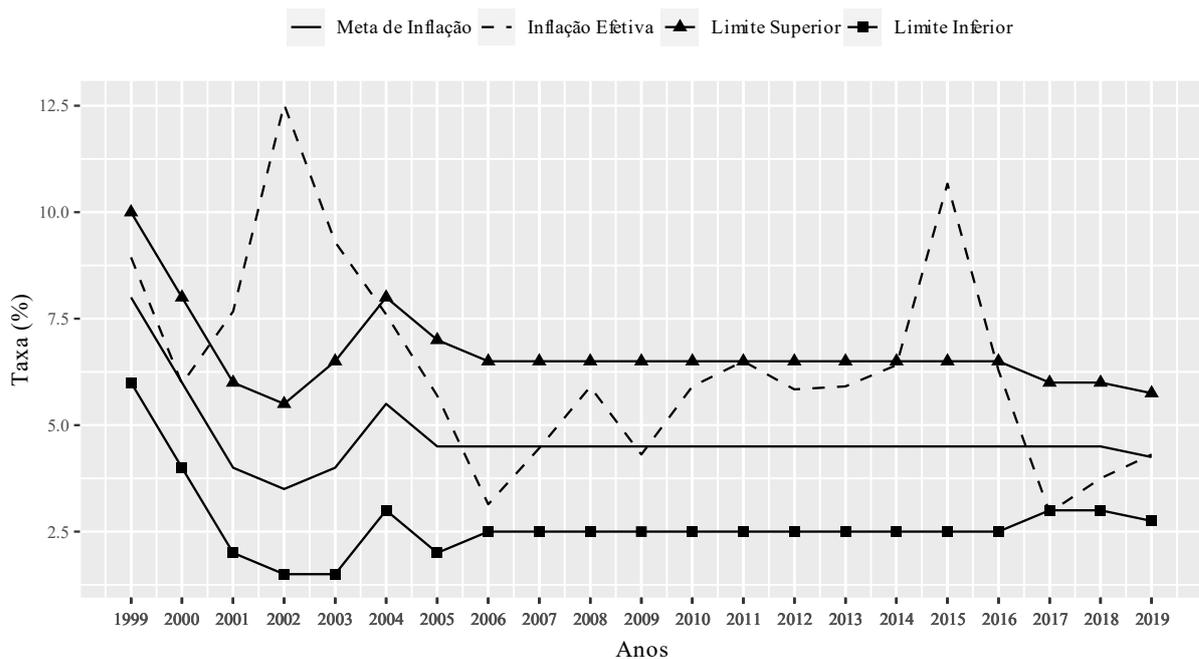
Carrara e Correa (2012) relatam que, dentre os principais objetivos do RMI, a criação de metas para inflação, a definição das metas pelo Comitê de Política Monetária (Copom) e a atribuição do Banco Central como mediador para que as metas definidas fossem cumpridas são os três pilares do novo regime. A implementação do RMI no Brasil ocorre formalmente no dia

1º de julho de 1999 e, em 2000, o IPCA passa a ser o índice de inflação oficial da economia calculado pelo IBGE e o CMN adota metas pré-estabelecidas anuais de quanto a inflação pode variar.

A meta fixada em 1999 era de 8% de inflação ao ano com tolerância de 2% para cima ou para baixo, em 2000 caiu para 6% e em 2001 para 4%. A inflação se manteve no intervalo estabelecido para 1999 e 2000, porém extrapolou o teto nos próximos dois anos seguintes, como mostra a Figura 3, voltando a se estabilizar em 2005.

O Banco Central do Brasil (2016) explica que, no Brasil, foi adotado o índice de inflação cheio, que representa todos os itens no levantamento do IPCA, diferentemente do núcleo de inflação adotados por outros países no RMI, onde busca-se expor a tendência da inflação, removendo as variações de alguns componentes que tendem a ser mais voláteis.

Figura 3 – Trajetória do Regime de Metas de Inflação no Brasil 1999-2019



Fonte: Elaborada pelo autor com software RStudio, dados fornecidos pelo Bacen, 2021.

Segundo Giambiagi *et al.* (2011), para o controle da taxa de inflação no Brasil no RMI, a forma de intervenção adotada pelo Copom foi por meio da taxa SELIC (Sistema Especial de Liquidação e Custódia). A SELIC é a taxa de juros média de curto prazo que reflete os financiamentos que ocorrem diariamente com prazo de um dia útil, chamados de overnight e são lastreados por títulos públicos, assim, quanto maior for a taxa SELIC, mais se contrai a demanda agregada, desacelerando a economia e, conseqüentemente, retardando a taxa de

inflação, o contrário também é válido quando a inflação fica abaixo da meta estipulada pelo Copom.

Sendo o Brasil uma economia aberta, com regime de câmbio flutuante e inserida no RMI, os impactos da política monetária por meio do controle da taxa SELIC também afetam a taxa de câmbio. Por conta de o país ser uma pequena economia aberta, ou seja, de ser influenciado pelo mercado internacional, as decisões do Copom levam em consideração o comportamento externo, mais especificamente as taxas de juros internacional e as taxas de câmbio, que se tornam fatores determinantes na eficácia da política monetária.

A taxa de câmbio ganhou destaque pós-99 por ser o principal canal de transmissão da política monetária ao afetar diretamente a inflação. Serrano (2010) assume que a economia brasileira vivencia uma inflação de custos e expõe que uma elevação na taxa de juros reflete em uma desvalorização na taxa de câmbio que é repassada aos custos, reduzindo assim a inflação. Portanto, em uma condição de economia com mobilidade de capitais e câmbio flutuante, a política monetária é potencializada pelo canal da taxa de câmbio.

Carvalho *et al.* (2007) explicam que as relações entre a base monetária de uma economia aberta e o mercado de câmbio é criada quando o Banco Central (BACEN) usa suas reservas para compra e venda de moeda estrangeira no mercado, fazendo com que a base monetária seja expandida ou contraída. O BACEN intervém no mercado de câmbio quando necessário e garante que as taxas de câmbio se mantenham dentro do estipulado pela economia, refletindo o atual regime cambial da economia brasileira, o câmbio flutuante “sujo”.

3 A TAXA DE CÂMBIO E O EFEITO EXCHANGE RATE PASS-THROUGH

De acordo com Krugman, Obstfeld e Melitz (2015), a taxa de câmbio é definida como sendo o valor de uma moeda em termos de outra e, no caso brasileiro, é cotada diariamente pelo BACEN por meio da média aritmética entre a compra e venda de moedas estrangeiras. Apesar de existir uma taxa de câmbio em relação ao real para cada moeda, o dólar é referência, pois se popularizou após a Segunda Guerra Mundial e passou a ser a principal moeda internacional, sobretudo após Bretton Woods.

Mankiw (2014) explica que existem dois tipos de taxas de câmbio, a nominal e a real, a primeira é definida ao se comparar os preços de uma moeda com outra, já a taxa de câmbio real é mensurada ao comparar os bens de países diferentes, levando em conta o peso do nível de preços dos produtos no país estrangeiro, sendo representado por:

$$\epsilon = e \left(\frac{P^*}{P} \right) \quad (3.1)$$

Onde ϵ representa a taxa de câmbio real, e a taxa de câmbio nominal, P^* o nível de preços do país estrangeiro e P o nível de preços do país doméstico. Segundo o autor, a taxa de câmbio real é obtida a partir da taxa de câmbio nominal e a equação mostra que, se a taxa de câmbio real é maior que 1 (um), isso significa que os bens estrangeiros estão mais baratos e os produtos nacionais mais caros, caso seja abaixo de 1 (um), então os produtos estrangeiros estão mais caros em relação aos produtos domésticos.

Carvalho *et al.* (2007) definem o conceito de desvalorização e valorização cambial, os autores explicam que a elevação da taxa de câmbio representa um aumento do preço da moeda estrangeira e gera uma desvalorização da moeda nacional, pois agora é necessário desembolsar mais unidades monetárias para comprar uma unidade de moeda estrangeira. Caso a taxa de câmbio sofra uma redução então é empregado o termo valorização cambial por conta de o poder de compra da moeda nacional ser maior perante outras divisas estrangeiras.

Para Vasconcellos (2015), uma desvalorização cambial tem seus efeitos refletidos na balança comercial do país, uma vez que o aumento da taxa de câmbio estimula as exportações e desestimula as importações e ocasiona um superávit no saldo das transações correntes, enquanto que uma valorização cambial tem o efeito contrário, diminuindo as exportações e aumentando as importações, gerando um déficit na conta de transações correntes.

Segundo Barboza (2015), com a adoção do RMI, o canal do câmbio ganha destaque em economias abertas por propagar os estímulos monetários tanto pelas perturbações nas

exportações líquidas quanto nas variações dos preços de bens comercializáveis internacionalmente, também chamados de *tradables*, por meio da alteração na taxa de juros básica da economia.

O comportamento da taxa de câmbio depende do regime cambial que um país está inserido. De acordo com Dornbusch, Fischer e Startz (2013), o regime de câmbio fixo é um regime onde a taxa de câmbio é fixada pelo Banco Central, que se compromete a comprar e vender divisas para o controle do câmbio, já no regime de câmbio flutuante é o próprio mercado que ajusta o valor da taxa por meio da oferta e demanda por divisas.

Segundo Vasconcellos (2015) há ainda os chamados “regimes intermediários” como a flutuação suja, atual regime no Brasil, onde adota-se um regime flutuante com eventuais intervenções do BACEN para manter o nível da taxa de câmbio em um patamar adequado. Inclui-se também o regime de bandas cambiais que fora adotado durante a execução do Plano Real, em que estipulavam-se metas para a flutuação da taxa de câmbio e o *currency board* no qual o estoque de moeda doméstica varia em relação à entrada e saída de moeda estrangeira, assim a moeda local fica ancorada às reservas cambiais do país.

Assim como a moeda, a taxa de câmbio em uma economia aberta também é suscetível às políticas econômicas; para tanto, a conexão entre a base monetária e as reservas internacionais é necessária. Carvalho *et al.* (2007) estabelece a conexão como sendo:

$$\Delta R = BP = TC + K \quad (3.2)$$

A equação mostra que o saldo da balança de pagamentos (*BP*) é igual à soma do saldo das transações correntes (*TC*) e o saldo da conta de capital (*K*), sendo o saldo global igual a variação das reservas (ΔR). O autor explica que, quando o BACEN intervém no mercado de câmbio é criada a conexão entre a base monetária e o balanço de pagamentos da economia, pois ao adquirir ou vender moeda estrangeira ele entrega ou recebe em troca, moeda doméstica e, toda vez que há um fluxo de saída ou entrada de moeda nacional das reservas do Banco Central, ocasiona uma expansão ou contração da base monetária.

Para Dornbusch, Fischer e Startz (2013) o efeito de uma expansão monetária a longo prazo na economia resulta em um aumento no nível geral de preços e na taxa de câmbio, enquanto que no curto prazo gera um acréscimo no nível de produção e uma redução na taxa de juros, fazendo com que o câmbio seja depreciado.

Para entender a relação entre a oferta e demanda por moeda e como ela afeta a taxa de juros e expectativa de câmbio, Krugman, Obstfeld e Melitz (2015) estabelecem a ligação entre

o mercado monetário e mercado cambial. Para os autores, no curto prazo, a demanda de moeda agregada (M^d) é composta pela taxa de juros (R), nível de preços (P) e renda nacional (Y) e pode ser escrita como:

$$\frac{M^d}{P} = L(R, Y) \quad (3.3)$$

A equação (3.3) representa os saldos monetários reais de uma economia, o lado esquerdo revela que a demanda por moeda é proporcional ao nível de preços (M^d/P), o lado direito da equação, também chamado de demanda agregada por moeda real, mostra que a demanda por moeda depende da função entre taxa de juros e renda nacional, assim, a demanda diminui quando a taxa de juros (R) aumenta e sobre quando a renda nacional (Y) cresce. Sendo a igualdade do mercado monetário definida quando a oferta de moeda (M^o) se igualar a demanda por moeda (M^d), uma expansão da base monetária realizada pelo BACEN faz com que o equilíbrio se dê com excesso de moeda e uma taxa de juros menor, portanto se há uma política monetária contracionista então o ponto de equilíbrio será dado com uma oferta menor de moeda e juros elevados.

Observa-se que, quando há uma modificação na base monetária doméstica no curto prazo, essa mudança também afeta o mercado cambial por meio da taxa de juros, assim a taxa de juros atua como uma conexão entre os dois mercados, expondo que um aumento da base monetária diminui a taxa de juros e desvaloriza a moeda nacional fazendo com que a taxa de câmbio aumente, pois agora é necessárias mais unidades de moeda doméstica para obter a mesma unidade de moeda estrangeira.

No longo prazo, Krugman, Obstfeld e Melitz (2015) mostram que o nível de preços é flexível, a equação (3.3) reorganizada é definida como:

$$P = \frac{M^o}{L(R, Y)} \quad (3.4)$$

O nível de preços no longo prazo depende da quantidade de oferta monetária (M^o) e, essa por sua vez depende tanto da taxa de juros quanto do nível da renda nacional da economia. Os autores explicam que dada a demanda por moeda real (denominador), um aumento da oferta monetária irá aumentar os preços proporcionalmente e, assim como preza a teoria quantitativa da moeda, as variáveis reais da economia não são afetadas. A taxa de câmbio varia mais que a

inflação no longo prazo por conta de os preços serem rígidos, assim o câmbio torna-se mais volátil que o preço quando há uma expansão da oferta de moeda.

Nota-se que no longo prazo, um aumento de oferta de moeda faz com que os preços aumentam proporcionalmente, fazendo com que os saldos monetários reais da economia voltem ao ponto original, implicando em uma valorização cambial.

Vasconcellos (2015) explica que a entrada e saída de capital de um país continuará até que a igualdade da paridade da taxa de juros seja atendida, representada como sendo:

$$i = \left(\frac{\Delta e}{e} \right) + i^* \quad (3.5)$$

Onde i é a taxa de juros interna, i^* a taxa de juros externa e a taxa esperada de variação percentual da taxa de câmbio nominal é estabelecida por $(\Delta e/e)$. O conceito por trás da paridade é que o fluxo de capitais entre os países será cessado quando o ganho do investidor internacional for compensado pela desvalorização da moeda doméstica pressupondo a inexistência de barreiras de entrada e saída do fluxo de capitais do país, ou seja, sem restrição à mobilidade de capitais.

O comportamento resultante entre as diferenças das taxas de juros internas e externas fica evidente ao analisar o mercado financeiro. Gremaud e Vasconcellos (2017) revelam que, quando o diferencial entre as taxas for maior que zero então há um aumento do nível da taxa de juros real doméstica em relação à externa, o país, assim, atrairá capital internacional para si, acarretando um aumento de moeda estrangeira e provocando uma diminuição da taxa de câmbio, valorizando a moeda nacional. Caso a diferença entre as taxas seja menor que zero, então o efeito é o contrário, a taxa de juros internacional é maior que a doméstica e gera uma fuga de capital do país.

Lopes e Vasconcellos (2008) abordam a questão macroeconômica do efeito de políticas econômicas em uma economia aberta com taxa de câmbio flutuante, o chamado modelo Mundell-Fleming, que mostra que uma política monetária tem seus efeitos potencializados por conta da taxa de câmbio servir como catalisador, uma vez que a diferença entre as taxas de juros internas e externas vão agir como canais de transmissão.

Mankiw (2018) adiciona que a taxa de câmbio real também é influenciada por políticas fiscais tanto internas quanto externas. No caso, se o governo do país nacional decidir aumentar os gastos com investimento, então eleva-se a taxa de câmbio, uma vez que a redução na poupança do governo acaba por reduzir a oferta de dólares, refletindo em quedas nas

exportações. Caso haja uma política fiscal externa como um aumento dos gastos internacionais somados a uma redução de impostos então a taxa de câmbio tende a diminuir frente a um aumento das exportações líquidas. Os efeitos de políticas comerciais que visam afetar a exportação e importação como o protecionismo não afetam a balança comercial e geram uma desvalorização da moeda nacional.

O estudo de Campa e Goldberg (2005) mostra a ligação entre a variação da taxa de câmbio e os níveis de preços da economia doméstica. Esse vínculo ficou conhecido como efeito *exchange rate pass-through* (ERPT), definido como sendo a variação dos preços nacionais em relação às variações da taxa de câmbio nominal. Tejada e Silva (2008, p. 174) identificam que a ERPT pode se referir aos impactos das variações cambiais sobre: “(1) preços aos consumidores; (2) investimentos; (3) volumes de comércio e (4) preços das importações e das exportações.”.

Segundo Assis, Fonseca e Feijó (2019), a literatura sobre o repasse cambial é dividida em dois grupos de acordo com a análise. A visão macroeconômica foca-se nas relações entre a taxa de câmbio e as demais variáveis da economia como os níveis de preços gerais e a flutuação cambial para explicar o *pass-through*, por outro lado, o enfoque microeconômico explora os efeitos do câmbio nas estruturas de mercado para determinar o repasse aos preços.

Matematicamente, conforme demonstra Colbano (2006), a fórmula do *pass-through* pode ser expressa como:

$$\varepsilon = \frac{\partial \ln P}{\partial \ln E} \quad (3.6)$$

Onde, P representa os preços em moeda doméstica das importações/exportações e E a taxa de câmbio nominal. Na visão de Couto e Fraga (2014), o ERPT pode ser interpretado como a elasticidade do câmbio; quando nulo significa que a taxa de câmbio não atinge o nível de preços, quando for completo então as variações cambiais serão repassadas aos preços em sua totalidade, por fim, o *pass-through* pode ser incompleto, representando que somente uma parte da variação cambial é repassada aos preços.

A definição de elasticidade, conforme Vasconcellos (2015), é a variação percentual de uma variável em relação a outra, e diz respeito o quão sensível é uma variável perante as mudanças em outra. Nesse sentido, ao analisar o *pass-through* em uma visão microeconômica, Tejada e Silva (2008) retrata a elasticidade preço das exportações em relação à taxa de câmbio

no mercado brasileiro, ou seja, dada uma variação percentual na taxa de câmbio quanto se altera os preços dos bens exportados.

Os estudos microeconômicos sobre o *pass-through* buscam analisar a rigidez dos preços para explicar o repasse cambial aos preços domésticos, segundo Colbano (2006), quando há uma desvalorização cambial e os preços da empresa exportadora são rígidos em sua moeda local, o preço da exportação tende a diminuir, causando uma elevação na demanda por produtos exportados e, caso os preços do mercado de destino forem rígidos, então a desvalorização cambial acarreta numa elevação do *markup* sem interferir na quantidade demandada.

O preço de *markup*, por sua vez, é definido por Kotler (2000) como sendo um valor, em percentual, que é adicionado sobre o custo para garantir a lucratividade das empresas. Assim, os estudos a partir da elasticidade levam em consideração o preço de *markup*, como aborda Krugman (1986), o autor adiciona o conceito de *pricing to market*, que certifica a possibilidade de diferentes *markups* em mercados distintos, buscando compreender o comportamento dos preços quando há choques cambiais e como são incorporados pela estrutura de mercado no comércio internacional.

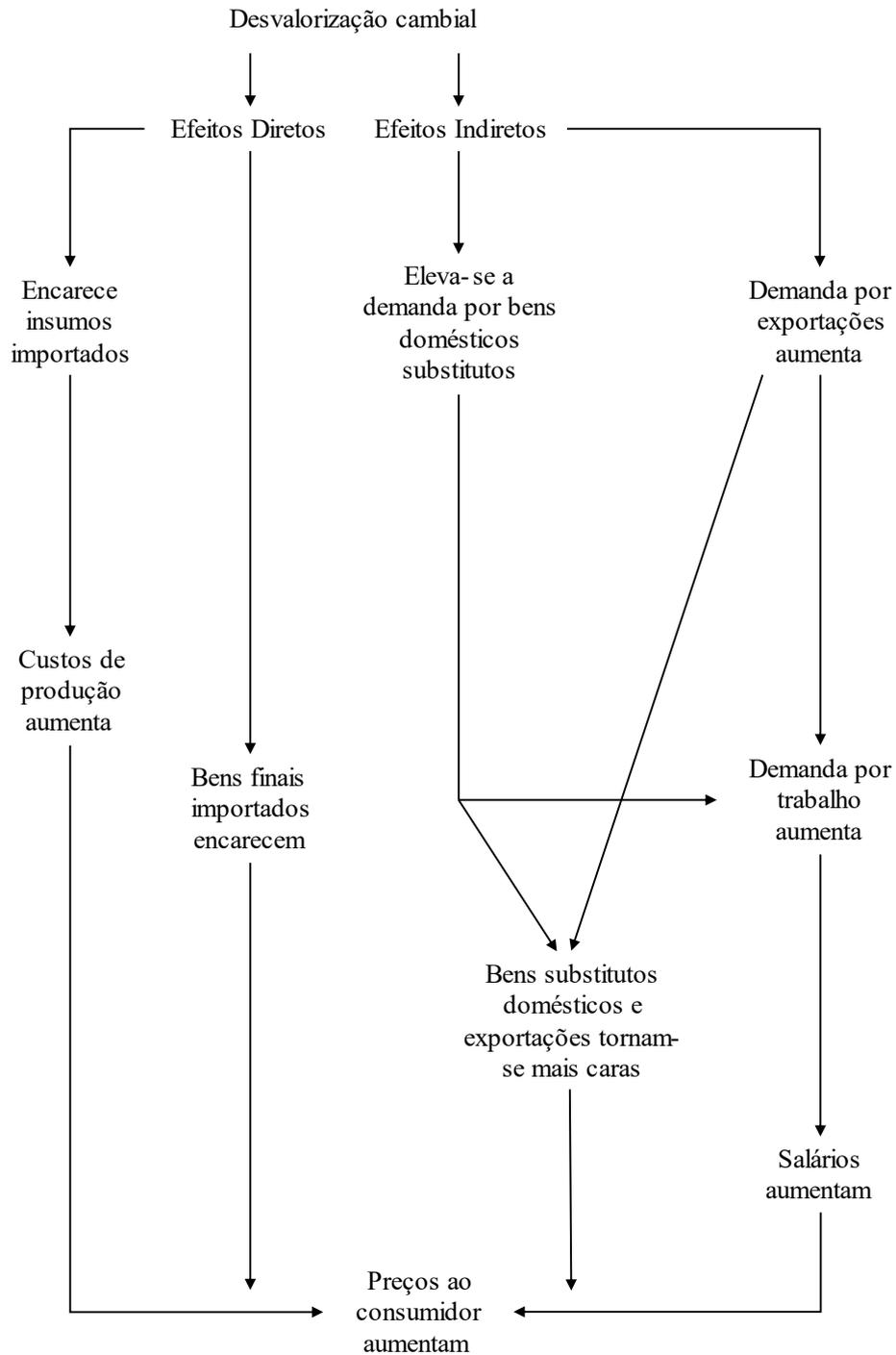
Para Correa (2012), o grau de abertura comercial de uma economia estaria diretamente relacionado com o repasse cambial, assim, a incidência do *pass-through* na economia brasileira ganha força, sobretudo após a década de 1990. A internacionalização da indústria nacional e a adoção do regime de câmbio flexível proporcionou um aumento na utilização de insumos importados e em alterações dos preços domésticos.

De acordo com Pimentel, Luporini e Modenesi (2016), o repasse cambial acontece de dois modos, na forma direta quando a variação do câmbio influencia nos preços dos insumos que são empregados pela produção doméstica e dos produtos finais importados, e de forma indireta, quando os preços dos bens que são importados interferem na demanda de produtos produzidos nacionalmente, uma vez que há competição entre esses produtos. Assim, a intensidade do repasse direto vai depender da participação dos insumos usados na produção e de bens importados no consumo doméstico, em contrapartida, na forma indireta é a elasticidade entre os produtos nacionais e importados que determina a potência do efeito.

Os impactos diretos e indiretos do *pass-through* são abordados por Laflèche (1997), onde a autora estuda o efeito do repasse no Canadá em 1996 e exemplifica que as perturbações de uma desvalorização cambial afetam os preços finais por caminhos diferentes, conforme mostra a Figura 4. Quando há uma desvalorização cambial, seus impactos percorrem dois caminhos: no efeito direto observa-se que a implicação inicial recai sobre o aumento dos preços dos insumos importados, que são repassados aos custos de produção e elevam os preços ao

consumidor final, além do encarecimento de bens finais importados. As repercussões indiretas ocasionam o aumento das exportações e a procura por bens substitutos, fazendo com que a demanda por trabalho aumente, elevando os salários e repassando o aumento aos preços finais, por outro lado as exportações tornam-se mais caras fazendo seus preços se elevarem.

Figura 4 – Efeitos da desvalorização cambial em uma economia aberta



Fonte: Lafèche (1997), tradução nossa.

Betts e Devereux (2000) explicam que, em termos de bem-estar, a política monetária está ligada ao grau de *pass-through* da economia, assim quando o grau de *pass-through* for baixo, demonstrará que os preços domésticos serão rígidos às variações do câmbio, denunciando que as variáveis macroeconômicas possuem baixas variações, reduzindo assim a perda de bem-estar da economia.

Conforme relatam Couto e Fraga (2014), o *pass-through* geralmente é analisado por uma visão microeconômica, porém ganha destaque no modelo da nova macroeconomia aberta, onde a análise da rigidez dos preços é utilizada para estudar o comportamento da taxa de câmbio, com intuito de proporcionar base teórica para economias abertas e tomadas de decisões políticas. Os autores argumentam que a Lei do Preço Único (LPU) e a Paridade do Poder de Compra (PPC) no curto prazo, passam a ser contestada pela existência do *pass-through* incompleto, que não deveria ocorrer caso a LPU e a PPC fossem válidas.

A lei do preço único, segundo Krugman, Obstfeld e Melitz (2015), estabelece que em mercados concorrentes, onde são inexistentes os custos de transações e barreiras comerciais, bens idênticos devem ser vendidos pelo mesmo preço quando cotados na mesma moeda. Já a PPC indica que a taxa de câmbio entre dois países é igual à relação de preços deles, sendo assim, a paridade do poder de compra afirma que mesmo se a LPU não for concretizada, as trocas de mercado equalizam o poder de compra.

Amaral (2019) retrata que os estudos sobre o *pass-through* até a década de 1980 detinham objetivos diferentes dos estudos atuais, onde o ponto primordial era a constatação dos efeitos do câmbio em regimes de câmbio fixo e flutuante com foco sobre os preços das importações e exportações do país, presumindo um repasse cambial completo e utilizando como base a teoria da LPU e da PPC. Segundo a autora, a difusão da ideia de repasse incompleto centralizado em análises microeconômicas toma força nos anos seguintes por meio de estudos em competição imperfeita do mercado.

O estudo de Goldfajn e Werlang (2000) a respeito do repasse cambial identifica que o efeito tende a aumentar no horizonte temporal, uma vez que o coeficiente do repasse obtido na análise de 12 meses apresenta um valor três vezes maior do que quando comparado ao coeficiente de 3 meses. Além disso, os autores confirmam a incidência menor do *pass-through* em países desenvolvidos, apresentando índices maiores em países da América do Sul e Ásia.

Calvo e Reinhart (2000) comprovam que em países emergentes o coeficiente de *pass-through* tende a ser até quatro vezes maior em comparação aos países desenvolvidos, os autores comparam o nível de preços dada uma variação da taxa de câmbio e observaram um aumento da inflação de 43% para os países emergentes contra 13% em países desenvolvidos.

Para Assis, Fonseca e Feijó (2019), economias abertas como o Brasil dependem da influência que a taxa de câmbio exerce sobre os preços para garantir o equilíbrio do regime de metas de inflação. Na visão dos autores o grau do *pass-through* de produtos importados depende da moeda, seja a moeda originária do país produtor, do mercado de destino ou de uma moeda que não faz parte das transações entre duas economias.

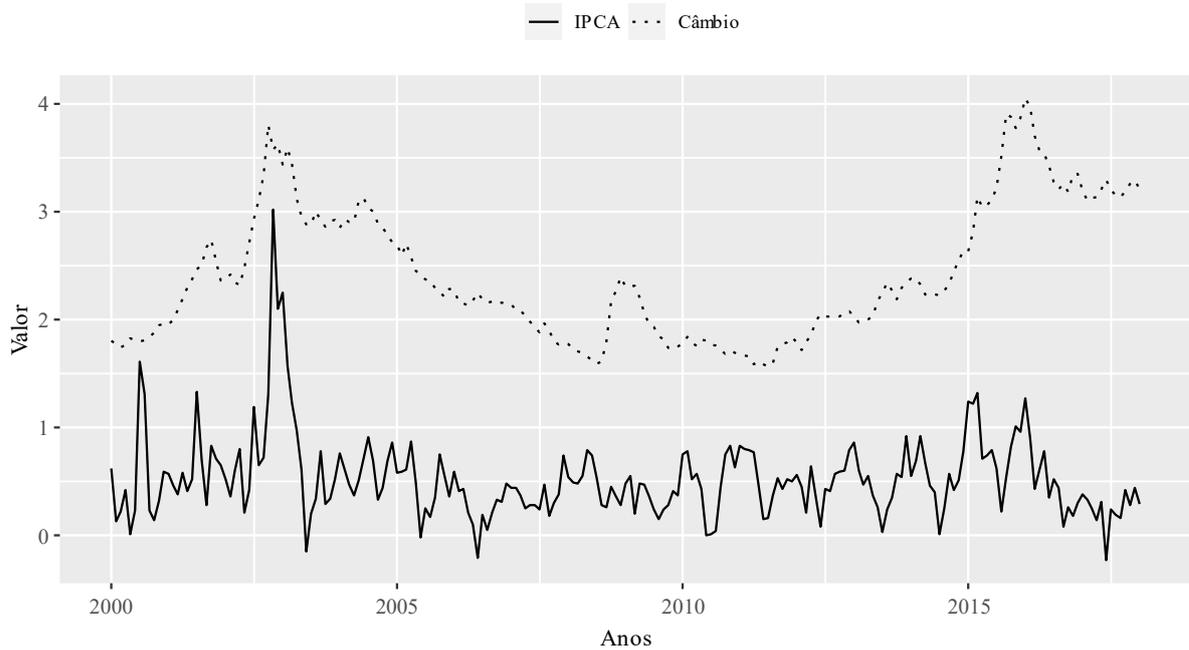
Gagnon e Ihrig (2004) exploram o declínio do *pass-through* em diversos países desde a década de 1980, para os autores a peça-chave para a diminuição do repasse fundamenta-se em políticas monetárias criadas pelos bancos centrais para estabilizar a inflação. Assim, as variações nos preços domésticos tendem a ser menores diante de um choque cambial conforme as expectativas dos agentes da economia sobre a ação da autoridade monetária.

Segundo Maciel (2006), as narrativas recentes sobre o repasse cambial revelam a existência de um *pass-through* incompleto, mostrando que os preços domésticos apresentam certa rigidez frente à taxa de câmbio. Seguindo a teoria de Krugman (1986), a existência de um repasse incompleto pode ser relacionada a existência de um *pricing to market* imperfeito ou sendo resultado de alterações nos custos de insumos importados.

No Brasil, Santolin e Carvalho (2019) estimam o *pass-through* entre 1999 a 2017 e confirmam que o coeficiente de repasse cambial diminuiu ao longo do tempo, sobretudo após 2009, onde o impacto sobre o IPCA foi reduzido consideravelmente. Os autores justificam que a redução do repasse pós 2009 estaria associada ao hiato do produto industrial positivo, valorização do câmbio e elevação dos preços de *commodities*.

A Figura 5 mostra a trajetória do câmbio – em dólar – e do IPCA mensal de 2000 a 2018 para o Brasil e evidencia que, de fato, o grau do repasse cambial não é transmitido aos preços em sua totalidade, uma vez que, caso ocorresse, a inflação e o câmbio deveriam apresentar o mesmo percurso.

No cenário brasileiro, o debate sobre o RMI e o papel da taxa de câmbio no regime revela-se o ponto chave nos estudos sobre o *pass-through* no país. A crítica de Serrano (2010) sobre o RMI no Brasil é fundada na ideia de que o sistema não funciona como deveria por não sustentar nenhum dos pressupostos do novo consenso macroeconômico, os quais propõem o controle da demanda agregada e do hiato do produto por meio das definições da taxa de juros, mas que é sustentado por uma estrutura baseada nos impactos da taxa de juros sobre a taxa de câmbio medida em dólar e, conseqüentemente, nos custos.

Figura 5 – Taxa de câmbio (U\$) e de inflação (IPCA) mensais no Brasil 2000-2018

Fonte: Elaborada pelo autor com software RStudio, dados fornecidos pelo Bacen, 2021.

A abordagem crítica de Ferreira e Alves (2019) parte dos argumentos de Serrano (2010) para explorar os efeitos da taxa de juros no Brasil entre 1999 e 2018, comprovando a relação sustentada pelo autor entre taxa de inflação e taxa de câmbio nominal, revelando que o país vive uma inflação de custos e que por meio das variações na taxa de juros pela autoridade monetária o impacto na taxa de câmbio seria repassado aos custos e, posteriormente, aos preços da economia.

O estudo de Arestis, Paula e Ferrari-Filho (2009) é focado em analisar diferentes países emergentes que adotaram o RMI e comparar com países onde o regime não foi adotado. Constata-se que em ambos os casos houve sucesso no controle da inflação, contudo mesmo o Brasil apresentando uma das maiores taxas de juros do mundo, ainda ostenta uma inflação média anual elevada, impactando negativamente no crescimento econômico do país e na dívida pública. Os autores destacam que economias abertas da América Latina apresentam certa vulnerabilidade à choques externos e a volatilidade cambial ocasiona mudanças na taxa de inflação que provocada a inabilidade desses países inseridos no RMI de atingir suas metas.

4 ESTUDOS EMPÍRICOS

A abertura comercial da economia brasileira na década de 1990 e a flexibilização do câmbio, posterior a 1999, abriu espaço para debates e estudos empíricos sobre o efeito *Exchange Rate Pass-Through* para o Brasil. Nesse contexto, diversos estudos empíricos foram empreendidos, sobretudo no sentido de mensurar as elasticidades do referido efeito. Diversas metodologias e recortes temporais foram utilizados e a literatura econômica sobre o tema é bastante rica e diversa, tanto em abordagem macro quanto microeconômica.

O trabalho de Correa (2012) analisa os impactos das variações cambiais nos preços de exportação do Brasil para 26 setores no período de 1995 a 2005. Para tanto, o autor busca estimar os coeficientes do *pass-through* por meio de uma adaptação do modelo de competição imperfeita de mercado utilizando os preços de *mark-up*. O estudo constata um *pass-through* incompleto, com exceção do setor de abate de animais, para os setores avaliados, ademais, confirma-se a presença de um coeficiente maior para setores que apresentam menor intensidade tecnológica, com exceção do setor de equipamentos eletrônicos e de outros veículos e peças que inclui também segmentos da aeronáutica. Entre os setores que apresentaram um menor repasse cambial destacam-se a indústria têxtil e de minerais não metálicos, além do setor de fabricação de automóveis e máquinas e tratores.

Tejada e Silva (2008) estimam o *pass-through* para o Brasil entre 1980 a 2004, utilizando-se da abordagem da elasticidade-preço relativas de oferta e demanda para os bens comerciáveis de 15 setores exportadores. A estimação feita por meio do filtro de Kalman, que nada mais é do que um algoritmo para medir grandezas ao longo do tempo, permite aos autores a constatação de um baixo coeficiente de repasse cambial que apresenta sinal negativo ao longo do período analisado, o repasse incompleto mostra que as desvalorizações cambiais não possuem impactos significantes nos ganhos em competitividade.

Kannebley Júnior, Reis e Toneto Junior (2016) têm como objetivo estimar o repasse cambial para preços de importação e preços no atacado da produção de 22 setores de indústria de transformação brasileira no período de 1999 a 2012 utilizando o modelo de Vetor de Correção de Erros (VEC). Os autores observaram a predominância do *pass-through* incompleto para os setores analisados e a diminuição do repasse cambial no longo prazo, ademais, constata-se um coeficiente negativo para alguns setores.

A abordagem de Couto e Fraga (2014) busca analisar empiricamente a relação da taxa de câmbio e preços no Brasil entre 1999 e 2012, para tanto, os autores se baseiam no trabalho de Campa e Goldberg (2005) e partem da Lei do Preço Único e do *mark-up*, utilizando o modelo

econométrico de vetor de correção de erros para estimar o coeficiente do repasse. Os autores concluem que, no longo prazo, o repasse cambial é quase completo (próximo de 1) e incompleto no curto prazo.

O objetivo de Santolin e Carvalho (2019) é analisar o desempenho das estimativas da avaliação do repasse cambial por uma visão econométrica, além de choques de demanda e oferta sobre o nível de preços no Brasil. Para isso, os autores estimam o *pass-through* para o país entre 1999 e 2017 por meio de dois modelos de Vetores Autorregressivos (VAR) por conta de variáveis que foram disponibilizadas a partir de 2002. Os resultados apontam uma redução do impacto do *pass-through* a partir de 2009, sobretudo no Índice de Preços ao Produtos Amplo (IPA) e com menos potência no IPCA, também houve a constatação de um repasse incompleto para o IPCA e completo para IPA.

O estudo de Maciel (2006) estima o ERPT para o Brasil entre 2000 e 2005, para tanto, o autor parte da ótica de dados desagregados, por meio do Modelo de Mínimos Quadrados Generalizados (MQG) e, utilizando um modelo microeconômico de concorrência perfeita para avaliar os efeitos do *pass-through* para cada indústria, revisa a classificação de bens comercializáveis e não comercializáveis. Os resultados apontam que o efeito do câmbio leva até dois meses para impactar o IPC, sendo potencializado pela perturbação nos preços de combustíveis e alimentos que são mais sensíveis às variações cambiais, ademais, constata-se a incidência de um *pass-through* incompleto para a economia no curto e no longo prazo e uma alteração maior nos preços, sob uma ótica agregada, dos produtos comercializáveis, apresentando uma alteração de 40,88% em 10 meses.

O trabalho de Colbano (2006) investiga se as firmas exportadoras fixam seus preços baseando-se em sua moeda de origem ou se é fixado com base na moeda do destino das mercadorias, buscando confirmar as hipóteses por meio do *pass-through* e *pricing to market*. O autor, por meio de um modelo VEC, estima o repasse cambial a partir das exportações e importações para o Brasil entre 1999 a 2005 e constata que uma desvalorização cambial de 1% faz com que os preços das exportações caiam em 0,33% enquanto que a mesma desvalorização gera um aumento de 0,55% nos preços das importações, revelando que, tanto no longo quanto no curto prazo o *pass-through* foi incompleto.

O Quadro 1 que consta no Apêndice A deste trabalho resume os resultados dos estudos abordados anteriormente e expõe alguns dos métodos utilizados pela literatura para a quantificação do *pass-through* para a economia brasileira. Observa-se que o grau de repasse cambial tende a ser incompleto no curto e no longo prazo.

5 METODOLOGIA

Wooldridge (2019) define o conceito de série temporal, também chamado de processo estocástico, como sendo qualquer conjunto aleatório de dados que são indexados pelo tempo. Para o autor, ao trabalhar com modelos de regressão utilizando séries temporais deve-se levar em consideração a estacionariedade da série temporal, ou seja, se seus dados variam sobre uma média e variância constantes ao longo do tempo, pois somente é possível analisar seu comportamento durante todo o período de tempo em questão. Segundo Gujarati e Porter (2011), a estimação de modelos onde a série é não estacionária – média e variância não constantes ao longo do tempo – tem-se uma regressão espúria, onde o coeficiente de determinação (R^2), apesar de fornecer um valor alto, não necessariamente reflete que há relações entre as variáveis, resultando em uma regressão sem sentido.

Hill, Griffiths e Lim (2011) e Morettin (2006) consideram que a maioria das séries temporais econômicas e financeiras não são estacionárias, seja pela tendência, por ciclos ou pela sazonalidade que os dados apresentam. Dito posto, uma série não estacionária pode ser transformada por meio da diferenciação sucessiva, sendo a primeira diferença definida por:

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} \quad (5.1)$$

Com a finalidade de se obter uma série estacionária, quando a ordem de integração, conhecida na econometria como ordem d ou $I(d)$, apresentar um valor maior ou igual a 1, reflete que a série foi diferenciada e agora é estacionária, sendo necessário, normalmente, uma ou duas diferenças para que a série seja ajustada.

Gujarati e Porter (2011) mostram que, a estacionariedade de uma série pode ser verificada por meio de testes de raiz de unitária. Considerando um modelo Autorregressivo (AR), temos que:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad -1 \leq \rho \leq 1 \quad (5.2)$$

A equação representa um modelo AR(1) pois Y_t fica em função de suas próprias formas defasadas (Y_{t-1}), acrescido de um termo de erro estocástico (u_t), também chamado de ruído branco, se esse possuir média zero, variância constante e não for auto correlacionado. No modelo, se $|\rho| < 1$ então trata-se de uma série estacionária e, caso $\rho = 1$, apresenta o problema de raiz unitária e obtém-se um modelo de passeio aleatório sem deslocamento, ou seja, um processo estocástico não estacionário.

Conforme ressaltam Gujarati e Porter (2011), o teste de raiz unitária não deve ser realizado pelo modo usual de estimação de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), pois forneceria um resultado viesado no caso de raiz unitária. Desse modo, manipula-se a equação (5.2), subtraindo Y_{t-1} em ambos os lados:

$$\begin{aligned} Y_t - Y_{t-1} &= \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + u_t \\ \Delta Y_t &= (\rho - 1)Y_{t-1} + u_t \\ \Delta Y_t &= \delta Y_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (5.3)$$

Onde $\delta = \rho - 1$ e ΔY_t representa a primeira diferença da série Y_t . Ao estimar a equação (5.3), testa-se a hipótese nula (H_0) de que $\delta = 0$, sendo a hipótese alternativa (H_1) de < 0 , assim, se $\delta = 0$, então $\rho = 1$, portanto, não rejeita-se a hipótese nula, isto é, a série tem raiz unitária e é não estacionária.

Para Gujarati e Porter (2011) e Hill, Griffiths e Lim (2011), a estimação da equação (5.3) por meio de MQO fornece o valor t de Student para verificação da hipótese nula ($\delta = 0$), contudo, o valor do teste t não é válido, pois o coeficiente estimado de Y_{t-1} não segue a distribuição t quando a hipótese nula se concretiza, fazendo com que a variância aumente quando a amostra aumenta. Nesse sentido, Dickey e Fuller (1979, 1981) demonstraram que, quando a hipótese nula é confirmada, o valor t de Y_{t-1} segue a estatística τ (tau) para comparação com os valores críticos gerados.

Na literatura, o teste de tau ficou conhecido como teste Dickey-Fuller (DF) e oferece três formas distintas de testagem, sob três hipóteses nulas diferentes como mostra Gujarati e Porter (2011):

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (5.4)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (5.5)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (5.6)$$

A equação (5.4) representa que Y_t é um modelo de passeio aleatório, enquanto a equação (5.5) mostra que Y_t é um modelo de passeio aleatório com deslocamento e a equação (5.6) expõe um modelo onde Y_t é um passeio aleatório com deslocamento em torno de uma tendência determinística, representada por t . Assim, em cada um dos casos, as hipóteses são: hipótese nula (H_0): $\delta = 0$, ou seja, há uma raiz unitária, logo a série temporal é não estacionária ou a

série possui uma tendência estocástica; hipótese alternativa (H_1): $\delta < 0$, a série temporal é estacionária.

Conforme Gujarati e Porter (2011) e Greene (2018), na utilização teste DF é admitida a hipótese de que o termo de erro não é correlacionado, sendo o *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) mais adequado para os casos em que os termos u_t apresentam correlação, sendo representado como:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5.7)$$

Sendo que ε representa um termo de erro puro e $\Delta Y_{t-1} = (Y_{t-1} - Y_{t-2})$, $\Delta Y_{t-2} = (Y_{t-2} - Y_{t-3})$, etc. De acordo com o autor, o número de termos de diferenças a serem incluídos são determinados empiricamente, com o objetivo de incluir defasagens suficientes para que o termo de erro da equação (5.7) seja serialmente não correlacionado. Assim, no teste DFA também é possível testar se $\delta = 0$ por seguir a mesma distribuição assintótica estatística do teste DF.

Gujarati e Porter (2011) expõem que, uma alternativa ao teste de raiz unitária introduzido por Dickey e Fuller é o teste proposto originalmente por Phillips e Perron (1988), que leva em consideração o tratamento da correlação serial dos termos sem a adição dos termos defasados de diferença e seguem a mesma distribuição assintótica do teste ADF.

Outra alternativa para o teste DF e Phillips-Perron é proposta por Elliot, Rothenberg e Stock (1996), partindo de modificações dos resultados do teste ADF proposto por Dickey e Fuller (1979, 1981), o teste ficou conhecido como Dickey-Fuller *Generalized Least Square* (DF-GLS), onde a equação é estimada por MQO visando corrigir o problema de baixo poder do teste DF. Os autores propõem ainda, a utilização de Mínimos Quadrados Generalizados (MQG) para extração da tendência, estimando a seguinte equação para o teste de raiz unitária:

$$\Delta Y_t^d = \alpha_0 Y_{t-1}^d + \alpha_1 \Delta Y_{t-1}^d + \dots + \alpha_p \Delta Y_{t-p}^d + \varepsilon_t \quad (5.8)$$

Onde Δ é o operador de diferença, Y_t^d uma série com tendência, removida por meio de MQG, α representa os coeficientes a serem estimados e ε sendo identificado como o termo de erro. Utilizando os mesmos critérios do teste ADF, sendo a hipótese nula: $H_0: \alpha_0 = 0$ para a presença de raiz unitária, contra a hipótese alternativa: $H_1: \alpha_0 < 0$, para estacionariedade.

O estudo de Ng e Perron (2001) tem como objetivo elevar o poder dos testes de raiz unitária e fornecer um critério para a seleção de número de defasagens que ofereça o melhor resultado. Segundo os aludidos autores, os testes que utilizam o MQG para extração de tendência, quando associados ao *Modified Akaike Information Criterion* (MAIC), traz os maiores níveis de significância, sendo esse o critério de escolha para a defasagem que exprime a menor autocorrelação.

Conforme os estudos empíricos do *pass-through*, observa-se que há diversos métodos para a constatação do fenômeno na economia brasileira. Este estudo optou por utilizar o modelo econométrico conhecido como Vetor de Correção de Erros (VEC), que também é utilizado pelos estudos de Kannebley Júnior, Reis e Toneto Junior (2016), Colbano (2006), Couto e Fraga (2013) e Santolin e Carvalho (2019). O modelo VEC é uma extensão dos Vetores Autorregressivos (VAR), que foi disseminado após a crítica de Sims (1980) sobre os modelos macroeconômicos multiequacionais.

De acordo com Gujarati e Porter (2011) e Enders (2014), um VAR é uma extensão do modelo AR, que envolve um modelo multivariado utilizando um conjunto de séries temporais onde cada variável é uma função linear de seus valores defasados e dos valores defasados de outras variáveis, além disso, considera-se que todas as variáveis são endógenas. Hyndman e Athanasopoulos (2018), descrevem um modelo de VAR(1) em sua forma comum sendo:

$$y_{1,t} = c_1 + \phi_{11,1}y_{1,t-1} + \phi_{12,1}y_{2,t-1} + e_{1,t} \quad (5.9)$$

$$y_{2,t} = c_2 + \phi_{21,1}y_{1,t-1} + \phi_{22,1}y_{2,t-1} + e_{2,t} \quad (5.10)$$

Onde $e_{1,t}$ e $e_{2,t}$ representam um ruído branco, também chamado de choques aleatórios, $\phi_{ii,l}$ captura a perturbação da l -ésima defasagem da variável y_i sobre ela mesmo, enquanto o coeficiente $\phi_{ij,l}$ captura a influência da l -ésima defasagem de y_j em y_i . Assim, estima-se o modelo em nível quando as variáveis são estacionárias ou em primeira diferença quando forem não estacionárias.

Segundo Hill, Griffiths e Lim (2011) e Enders (2014) variáveis não estacionárias não devem ser usadas em modelos de regressão, pois acarretariam regressões espúrias, contudo, uma exceção à regra acontece quando há a combinação linear de duas séries temporais que são integradas de ordem I(1), ou seja, são não estacionárias, e seu termo de erro, quando submetido ao teste de raiz unitária, demonstra estacionariedade ou I(0). Nesse caso, é dito que as séries

são cointegradas, implicando que as séries compartilham tendências estocásticas próximas e seus termos de erro refletem que são estacionárias e não divergem uma da outra.

Nas palavras de Enders (2014), se um modelo VAR apresentar algum grau de cointegração em séries não estacionárias, este converge para o modelo VEC, pois mostra que existem um equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Considerando a explicação de Hill, Griffiths e Lim (2011), supõem um modelo VAR(1):

$$\begin{aligned} y_t &= \beta_{10} + \beta_{11}y_{t-1} + \beta_{12}x_{t-1} + v_t^y \\ x_t &= \beta_{20} + \beta_{21}y_{t-1} + \beta_{22}x_{t-1} + v_t^x \end{aligned} \quad (5.11)$$

Com duas variáveis não estacionárias, y_t e x_t integradas de ordem I(1) e que apresentam cointegração:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + e_t \quad (5.12)$$

Assim, um modelo VEC se mostra uma forma especial do modelo VAR de ordem I(1) de variáveis cointegradas e é representado como:

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \alpha_{10} + \alpha_{11}(y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1}) + e_t^y \\ \Delta x_t &= \alpha_{20} + \alpha_{21}(y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1}) + e_t^x \end{aligned} \quad (5.13)$$

A forma expandida da equação (5.13):

$$\begin{aligned} y_t &= \alpha_{10} + (\alpha_{11} + 1)y_{t-1} - \alpha_{11}\beta_0 - \alpha_{11}\beta_1 x_{t-1} + e_t^y \\ x_t &= \alpha_{20} + \alpha_{21}y_{t-1} - \alpha_{21}\beta_0 - (\alpha_{21}\beta_1 - 1)x_{t-1} + e_t^x \end{aligned} \quad (5.14)$$

Ao comparar o sistema de equação (5.14) com o sistema (5.11) mostra um modelo VEC como uma variação do modelo VAR(1), onde a variável y_t e x_t estão relacionadas com variáveis em defasagem ($y_{t-1}; x_{t-1}$). Observa-se que ambas possuem o coeficiente de cointegração (α_{11}, α_{22}), também chamado de erro de correção, pois mostra como Δy_t e Δx_t respondem ao erro de cointegração $y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1} = e_{t-1}$, mostrando que, se o coeficiente de erro apresentar um valor positivo $e_{t-1} > 0$, uma correção de erro negativa

presente na primeira equação (a_{11}) garante que Δy_t diminua enquanto que a correção de erro positiva na segunda equação (a_{22}) faz com que eleve-se Δx_t , corrigindo o erro.

Dito posto, a abordagem de Johansen (1991) fornece os métodos necessários para a análise de cointegração nos modelos VAR, mostrando se há de cointegração das variáveis usando a distribuição χ^2 . De acordo com Morettin (2008), o procedimento proposto por Johansen é uma generalização do teste DF e segue alguns passos como a verificação da ordem de integração das séries envolvidas para constatação de tendências lineares, a especificação e estimação de um modelo VAR e, a estimação de um modelo de correção de erros por máximo verossimilhança. Considerando o seguinte modelo:

$$\Delta X_t = \Phi_0 D_t + \alpha \beta' X_{t-1} + F_1 \Delta X_{t-1} + \dots + F_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + a_t \quad (5.15)$$

Onde $\Pi = \phi_1 + \dots + \phi_p - l_n$ e D_t contém os termos determinísticos, como constantes e tendências. A metodologia de Johansen baseia-se na estimação do *rank* e na quantidade de cointegração a partir do Π , correspondendo ao maior *rank* o número máximo de vetores contidos na equação. Sendo r o *rank* de Π , o teste do traço supõe que, na hipótese nula (H_0) existe r_0 vetores de cointegração, contra a hipótese alternativa (H_1) de que $r > r_0$, assim, quando rejeitada a hipótese nula, o teste mostra que há mais de um vetor de cointegração.

O presente estudo analisou os dados mensais do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI), taxa de câmbio nominal, Produto Interno Bruto (PIB) e a taxa do Sistema Especial de Liquidação de Custódia (SELIC) de janeiro de 2015 a junho de 2021, totalizando 78 observações. Os dados, as siglas usadas na estimação e suas respectivas fontes podem ser observados na Tabela 3.

Tabela 3 – Variáveis Utilizadas

Nome	Fonte	Sigla
Índices de Preços ao Consumidor Amplo base (ago. 1994 =100)	ipeadata	IPCA
Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna base (ago. 1994 =100)	ipeadata	IGPDI
Taxa de Câmbio Nominal	SGS-BCB	CAMBION
Produto Interno Bruto - Brasil	ipeadata	PIB
Taxa de Juros SELIC	SGS-BCB	SELIC

Fonte: Elaborada pelo autor.

Destaca-se que a série PIB teve seu valor deflacionado utilizando a série IGP-DI e, todas as variáveis foram transformadas em logaritmos para serem analisadas como elasticidades. Os testes foram realizados usando o software Stata na versão 15.

Os modelos propostos são descritos como:

$$\ln ipca = \alpha + \beta_1 \ln cambion + \beta_2 \ln pib - \beta_3 \ln selic \quad (5.16)$$

$$\ln igpdi = \alpha + \beta_1 \ln cambion + \beta_2 \ln pib - \beta_3 \ln selic \quad (5.17)$$

As equações (5.16) e (5.17) são representadas como um modelo VEC dado por:

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= \alpha_1 + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \phi_j \Delta X_{t-j} + \sum_{m=1}^k \varphi_m \Delta Z_{t-m} + \sum_{n=1}^k \psi_n \Delta W_{t-n} + \lambda_1 E_{t-1} + u_{1t} \\ \Delta X_t &= \alpha_2 + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \phi_j \Delta X_{t-j} + \sum_{m=1}^k \varphi_m \Delta Z_{t-m} + \sum_{n=1}^k \psi_n \Delta W_{t-n} + \lambda_2 E_{t-1} + u_{2t} \\ \Delta Z_t &= \alpha_3 + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \phi_j \Delta X_{t-j} + \sum_{m=1}^k \varphi_m \Delta Z_{t-m} + \sum_{n=1}^k \psi_n \Delta W_{t-n} + \lambda_3 E_{t-1} + u_{3t} \\ \Delta W_t &= \alpha_4 + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \phi_j \Delta X_{t-j} + \sum_{m=1}^k \varphi_m \Delta Z_{t-m} + \sum_{n=1}^k \psi_n \Delta W_{t-n} + \lambda_4 E_{t-1} + u_{4t} \end{aligned}$$

Onde Y representa a variável IPCA ou IGP-DI e X, Z, W representam, respectivamente, taxa de câmbio nominal, PIB real e SELIC, enquanto os interceptos são indicados por α_t . Os termos $\beta_i, \phi_j, \varphi_m, \psi_n$ são os coeficientes dinâmicos de ajuste de curto prazo do modelo, E_{t-1} é o termo de correção de erro de longo prazo, λ_i o coeficiente do termo de correção de erro, que apresenta sinal negativo e captura a velocidade de ajuste no equilíbrio de curto e longo prazo e u_{it} representa os choques aleatórios.

O modelo proposto busca testar a hipótese de que há ou não uma relação de curto e longo prazo entre os índices inflacionários e as variações cambiais na economia brasileira no período entre 2014 a 2021 mediante a análise das séries temporais supracitadas. Também espera-se asseverar o posto da elasticidade de transmissão de câmbio como principal canal de transmissão de políticas monetárias no RMI.

De acordo com a literatura, a teoria econômica em relação ao RMI, prevê que uma modificação na taxa de juros básica na economia impactaria diretamente sobre o índice de inflação, mostrando assim uma relação inversa entre taxa de juros e índice de inflação. Além

disso, a elevação do PIB do país também alimenta o índice inflacionário, uma vez que seu aumento, como retratado por Dornbusch, Fischer e Startz (2013), mostra que a economia está com seus fatores de produção alocados, próximo ao pleno emprego, levando a uma inflação de demanda agregada.

6 RESULTADOS E DISCUSSÃO

A representação gráfica das variáveis utilizadas neste estudo encontra-se nas figuras do Apêndice B. Os resultados dos testes ADF, Phillips-Perron e DF-GLS para a presença de raiz unitária estão apresentados na Tabela 4, e mostram que as séries IPCA (*lnipca*), IGP-DI (*lnigpdi*), taxa câmbio nominal (*incambion*), PIB real do Brasil (*lnpib*) e SELIC (*lnselic*), em todos os casos, seja com constante (α), constante e tendência (αt) ou com constante e um termo de passeio aleatório ($\alpha\delta$), não sugerem estacionariedade estatisticamente significativa. Sendo assim, considerando um nível de significância de 5%, a hipótese nula para a presença de raiz unitária não pôde ser rejeitada.

Tabela 4 – Resultados dos testes de raiz unitária Augmented Dickey-Fuller, Phillips-Perron e Elliott-Rothenberg-Stock para as séries (em nível)

Variável	Teste ADF			Teste Phillips-Perron		Teste DF-GLS	
	α	αt	$\alpha\delta$	α	αt	α	αt
<i>lnipca</i>	-1,051	-2,673	-1,051	-1,849	-3,21*	2,027	-1,722
<i>lnigpdi</i>	1,503	-0,025	1,503	3,007	1,361	2,709	-1,601
<i>incambio</i>	-1,251	-1,91	-1,251*	-1,536	-2,082	0,279	-3,116*
<i>lnpib</i>	-0,679	-1,863	-0,679	-0,634	-1,976	1,475	-0,644
<i>lnselic</i>	-0,437	-2,227	-0,437	-0,808	-2,46	-0,379	-1,434

Fonte: Elaborada pelo autor com software STATA, utilizando os dados do estudo.

Nota¹: * denota rejeição da hipótese nula a 10%.

Nota²: Newey-West foi o critério de *lags* utilizado para o teste de Phillips-Perron.

Nota³: Ng-Perron foi o critério de *lags* utilizado para o teste DF-GLS.

Para a realização do teste de cointegração de Johansen é necessária a determinação de defasagens (*lags*) do modelo. Assim, estima-se um VAR para cada modelo com as variáveis em níveis e utiliza-se do *Akaike Information Criterion* (AIC), *Schwarz's Bayesian Information Criterion* (SBIC) e *Hannan and Quinn Information Criterion* (HQIC) para a determinação do

número ótimo de defasagens a ser utilizada no modelo. Para ambos os modelos, os critérios apontaram que duas defasagens são suficientes para estimação, conforme mostra a Tabela 5.

Tabela 5 – Resultado da seleção de defasagem ótima para os modelos

Defasagens	<i>lnipca</i>			<i>lnigpdi</i>		
	AIC	HQIC	SBIC	AIC	HQIC	SBIC
0	37,69	38,75	38,82	36,72	36,77	36,85
1	29,01	29,27	29,65*	26,98	27,24	27,62*
2	28,62*	29,08*	29,77	26,72*	27,18*	27,88
3	28,74	29,4	30,41	26,93	27,59	28,6
4	28,73	29,6	30,91	26,96	27,82	29,14

Fonte: Elaborada pelo autor com software STATA, utilizando os dados do estudo.

Nota: * denota o número de defasagem escolhido pelo respectivo critério.

A Tabela 6 aponta os resultados do teste de cointegração de Johansen para as equações com o logaritmo do IPCA e do IGP-DI como variáveis dependentes utilizando-se duas defasagens. Os resultados mostram que, no modelo com *lnipca*, o teste do traço consegue rejeitar a hipótese nula r_0 de que não há cointegração no modelo com 5% de significância, e falha ao rejeitar a hipótese nula r_1 de que há mais de uma cointegração no modelo. Já no modelo com *lnigpdi*, o teste consegue rejeitar as hipóteses nulas r_0 e r_1 e falha ao rejeitar a hipótese r_2 , mostrando que há duas cointegrações no modelo.

Tabela 6 – Resultados dos testes de cointegração de Johansen

Rank	Valor Crítico (5%)	<i>lnipca</i>	<i>lnigpdi</i>
0	53,12	78,2960*	71,4906*
1	34,91	34,6230	38,7624*
2	19,96	13,7332	11,9953

Fonte: Elaborada pelo autor com software STATA, utilizando os dados do estudo.

Nota: * denota rejeição da hipótese nula a 5%.

Como os testes apontaram cointegração em ambos os modelos, estima-se um modelo VEC para a variável dependente *lnipca* e outro para *lnigpdi*, considerando as variáveis *lncambio*, *lnpib* e *lnselic* como endógenas. A Tabela 7 apresenta os resultados obtidos para estimação do primeiro modelo, tanto no longo prazo como no curto prazo.

Tabela 7 – Parâmetros estimados do modelo VEC – IPCA

Relação de Longo Prazo				
Variável	Coefficiente	Desvio Padrão	Valor Z	P > Z
<i>lnipca</i>	1	-	-	-
<i>lncambio</i>	-0,3734*	0,1417	-2,63	0,008
<i>lnpib</i>	-1,3101*	0,3186	-4,11	0,000
<i>lnselic</i>	0,1043*	0,0388	2,69	0,007
<i>constante</i>	9,8371*	4,4465	2,21	0,027
Relação de Curto Prazo				
λ	-0,0132*	0,0039	-3,33	0,001
$\Delta lnipca_{t-1}$	0,5577*	0,0909	6,13	0,000
$\Delta lncambio_{t-1}$	-0,0057	0,0075	-0,76	0,447
$\Delta lnpib_{t-1}$	-0,0299*	0,1123	-2,67	0,008
$\Delta lnselic_{t-1}$	-0,0031	0,0033	-0,92	0,356

Fonte: Elaborada pelo autor com software STATA, utilizando os dados do estudo.

Nota: * denota valor estatisticamente significativo a 1%.

Observa-se que todos os coeficientes na relação de longo prazo apresentaram valores estatisticamente significativos ao nível de 1%. Assim, pode-se expressar a equação que representa a relação de longo prazo como:

$$lnipca = -9,8371 + 0,3734lncambio + 1,3101lnpib - 0,1043lnselic \quad (6.1)$$

A equação (6.1) mostra que, *ceteris paribus*, um aumento de 1% na taxa de câmbio nominal, ou seja, quando há uma desvalorização cambial, cerca de 0,3734% é repassado ao índice de inflação e, quando o COPOM define um aumento de 1% na taxa de juros SELIC, uma redução de 0,1043% é transmitida para o IPCA. Também nota-se que um aumento de 1% no PIB real da economia brasileira, impacta num aumento de 1,3101% no índice de inflação.

Os valores estimados para as relações de curto prazo demonstram que a variável *lncambio* e *lnselic* não apresentam valores estatisticamente significante, ou seja, não apresentam impactos significativos no IPCA em curto prazo. A variável *lnpib* impacta o nível de inflação no curto prazo ao apresentar um valor estatístico significativo ao nível de 1%. Algebricamente pode ser expresso como:

$$\Delta \ln ipca_t = 0,5577 \Delta \ln ipca_{t-1} - 0,0057 \Delta \ln cambio_{t-1} - 0,0299 \Delta \ln pib_{t-1} - 0,0031 \Delta \ln selic_{t-1} - 0,0132 E_{t-1} \quad (6.2)$$

A variável λ representa o coeficiente do termo de erro do modelo VEC, seu valor é significativo ao nível de 1% e mostra que os erros decorrentes de um choque são corrigidos para o mês atual a uma velocidade de 1,32%.

Os valores contidos na Tabela 8 representam os coeficientes estimados para longo e curto prazo no modelo utilizando a variável IGP-DI como dependente. Nota-se que todos os coeficientes de longo prazo são estatisticamente significativos ao nível de 1%.

Tabela 8 – Parâmetros estimados do modelo VEC – IGPDI

Relação de Longo Prazo				
Variável	Coefficiente	Desvio Padrão	Valor Z	P > Z
<i>lnigpdi</i>	1	-	-	-
<i>lncambio</i>	-1,0005*	0,3370	-2,97	0,003
<i>lnpib</i>	-2,5456*	0,7399	-3,44	0,001
<i>lnselic</i>	0,2599*	0,0895	2,91	0,004
<i>constante</i>	29,5761*	10,3068	2,87	0,004
Relação de Curto Prazo				
λ	-0,0153*	0,0051	-3,00	0,003
$\Delta \ln igpdi_{t-1}$	0,6093*	0,0862	7,07	0,000
$\Delta \ln cambio_{t-1}$	0,0252	0,0187	1,34	0,179
$\Delta \ln pib_{t-1}$	-0,0171	0,0298	-0,57	0,566
$\Delta \ln selic_{t-1}$	-0,0090	0,0084	-1,07	0,283

Fonte: Elaborada pelo autor com software STATA, utilizando os dados do estudo.

Nota: * denota valor estatisticamente significativo a 1%.

Assim, o modelo de relação de longo prazo, é expresso como:

$$\ln igpdi = -29,5761 + 1,00 \ln cambio + 2,5456 \ln pib - 0,2599 \ln selic \quad (6.3)$$

Observa-se que os impactos das variáveis no modelo com IGP-DI são maiores quando comparados ao modelo com IPCA. Assim, *ceteris paribus*, quando há uma desvalorização cambial de 1%, o aumento do câmbio é transmitido para o índice em 1%, enquanto que um

aumento de 1% da SELIC transmite-se negativamente para o IGP-DI em magnitude 0,2599% e um aumento de 1% na taxa de crescimento do PIB real reflete em um acréscimo de 2,5456% no índice inflacionário.

Os resultados dos coeficientes que representam as relações entre as variáveis no curto prazo para o modelo mostram que, apenas o valor defasado do IGP-DI ($lnigpdi$) é estatisticamente significativo no curto prazo, em contrapartida, as demais variáveis não impactam o índice de inflação no curto prazo. O modelo de curto prazo é expresso como:

$$\begin{aligned} \Delta lnigpdi_t = & 0,6093\Delta lnigpdi_{t-1} + 0,0252\Delta lncambio_{t-1} \\ & - 0,0171\Delta lnpi_{t-1} - 0,0090\Delta lnselec_{t-1} - 0,0153E_{t-1} \end{aligned} \quad (6.4)$$

Onde o valor $-0,0153$ representa o coeficiente do termo de erro (λ), e mostra que os erros dos períodos anteriores são corrigidos no período atual a uma taxa de velocidade aproximada de 1,53%.

Em suma, os resultados apontados pela Tabela 7 e 8 validam a hipótese inicial de que há um *pass-through* para a economia brasileira e que seus impactos nos índices de inflação brasileiro são sustentados pelos valores estatisticamente significativos de todos os coeficientes no longo prazo. No curto prazo a influência do câmbio não se mostrou significativa em relação ao IPCA, em contrapartida corrobora que o PIB é um fator determinante da oscilação da inflação. Ao analisar o IGP-DI no curto prazo observa-se que nenhuma das variáveis impactam o índice a não ser seu próprio valor defasado.

Ressalta-se que o período analisado compreende de janeiro de 2014 a junho de 2021 e que, das variáveis utilizadas na estimação, em especial PIB real e taxa de câmbio nominal, apresentaram uma quebra nos dados, sobretudo após janeiro de 2020. A quebra esta relacionada a pandemia causada pelo vírus SARS-CoV-2 que eclodiu em âmbito mundial, fazendo com que os dados do primeiro semestre de 2020 apresentassem resultados relativamente discrepantes do resto da série temporal, sendo um aumento acentuado na taxa de câmbio nominal ou uma queda brusca no PIB real da economia. Apesar de tais quebras serem um obstáculo quando se diz respeito a análise de séries temporais, para este estudo os dados utilizados não foram tratados a fim de expurgar as anomalias e os resultados foram condizentes com a teoria econômica.

Foi constatado que o repasse cambial aos preços é incompleto no longo prazo, assim como observado por Colbano (2006), Maciel (2006) e Santolin e Carvalho (2019) e que seu impacto é maior no IGP-DI, em convergência com o estudo de Couto e Fraga (2013), que

explicam que a maior incidência das variações cambiais sobre o índice dá-se pelo fato de que o IPA compõe o IGP-DI e este é mais suscetível às movimentações da taxa de câmbio.

Os resultados obtidos pelo modelo proposto convergem com os achados do estudo recente de Ferreira e Mattos (2021) ao analisar o *pass-through* para o Brasil entre 2000 e 2016 por meio de um modelo econométrico mais robusto composto por variáveis referentes aos preços de *commodities*. Os autores observaram um repasse cambial incompleto e relativamente baixo no longo prazo, o qual associam ao aumento do *markup* das empresas.

Os resultados também sustentam a crítica de Serrano (2010) ao atual regime de inflação do Brasil, os coeficientes apontam que a taxa de câmbio nominal é, atualmente, mais efetiva no controle da inflação em relação à taxa de juros SELIC definida pelo COPOM. Enquanto a taxa de câmbio repassa as variações para os índices de inflação a uma taxa de 0,3734% e 1,00%, respectivamente para o modelo IPCA e IGP-DI, a taxa de juros se mostra menos efetiva ao conter os índices, repassando apenas -0,1043% e -0,2599% de suas variações. Assim, a taxa de juros é manipulada, não com o intuito de balizar a inflação, mas sim o de alterar a taxa de câmbio para que a elasticidade de transmissão de câmbio obtenha o controle do índice inflacionário uma vez que esta se mostra mais bem-sucedida.

7 CONCLUSÃO

Este estudo se propôs a analisar a relação entre a taxa de câmbio e o índice de inflação, conhecida como efeito *exchange rate pass-through* na literatura, para a economia brasileira no curto e no longo prazo para o período de janeiro de 2015 a junho de 2021. Para tanto, utilizou-se dos índices de inflação IPCA e IGP-DI, além da taxa de câmbio nominal, PIB real do Brasil e a taxa SELIC.

Fundamentado na revisão da literatura exposta, foram propostos dois modelos, utilizando os índices de inflação diferentes como variáveis dependentes e as demais variáveis consideradas endógenas. Os testes de estacionariedade, para todas as variáveis, apontaram a presença de raiz unitária e, a confirmação da presença de cointegração em ambos os modelos, permitiu a constatação de um equilíbrio no longo prazo entre as variáveis. Assim, com a presença de cointegração, os testes apontaram que o modelo mais adequado para a estimação seria o Vetor de Correção de Erros.

Os resultados se revelaram estatisticamente significativos para todos os coeficientes dos dois modelos no longo prazo, além de apresentarem os sinais que condizem com a teoria, sustentando que há uma relação positiva entre a taxa de câmbio e os índices de inflação. O coeficiente de longo prazo da taxa de câmbio mostrou-se incompleto ao IPCA e de elasticidade unitária para o IGP-DI. Como esperado, foi constatado uma relação positiva entre o PIB real da economia e os índices de inflação, bem como uma relação negativa entre a taxa de juros e nível de preços no longo prazo. Pôde-se confirmar que, no longo prazo, concernente ao IPCA, a elasticidade de transmissão do câmbio se sobressai no controle da inflação em relação à taxa de juros que constitui o cerne do Regime de Metas de Inflação.

Para o curto prazo, os coeficientes das variáveis não se mostraram estatisticamente significativos, com exceção de seus próprios valores defasados, que denunciam que as variações dos preços no horizonte próximo são frutos de uma inflação inercial, sustentada pela baixa velocidade de correção apresentada pelo coeficiente do termo de erro em relação aos coeficientes estimados dos índices de inflação.

Pode-se concluir a existência de um repasse cambial para a economia brasileira incompleto e significativo no longo prazo e da eficiência da elasticidade de transmissão do câmbio em impactar os índices inflacionários. No curto prazo a variação cambial, apesar de incompleta, não se mostrou significativa no que diz respeito às variações dos índices. Para estudos futuros, sugere-se uma análise dos índices por um modelo econométrico mais robusto, bem como a inserção de variáveis referentes ao comércio exterior e de bens importados.

REFERÊNCIAS

- ABREU, M. P. de. **A ordem do progresso: dois séculos de política econômica no Brasil**. 2. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2014.
- ALÉM, A. C. D. de. **Macroeconomia: teoria e prática no Brasil**. 1. ed. São Paulo: Elsevier, 2010.
- AMARAL, S. S. **Pass-through cambial no Brasil**. Orientador: Igor Ézio Maciel Silva. 2019. 71 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Rio Grande do Norte, Natal, 2019. Disponível em: <https://repositorio.ufrn.br/handle/123456789/27260>. Acesso em: 05 jun. 2021.
- ARESTIS, P.; PAULA, L. F. de.; FERRARI-FILHO, F. A nova política monetária: uma análise do regime de metas de inflação no Brasil. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 18, n. 1, p. 1-30, abr. 2009. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/S0104-06182009000100001>. Acesso em: 08 jun. 2021.
- ASSAF NETO, A. **Mercado financeiro**. 14. ed. São Paulo: Atlas, 2018.
- ASSIS, T. M. de.; FONSECA, L. F. C.; FEIJÓ, C. A. do. V. C. Determinantes do repasse cambial: uma resenha com foco no caso brasileiro. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 23, n. 1, p. 1-31, jan./abr. 2019. Disponível em: <https://www.scielo.br/pdf/rec/v23n1/1415-9848-rec-23-01-e192311.pdf>. Acesso em: 17 abr. 2021.
- BACHA, E. L. Reflexões pós-cepalinas sobre inflação e crise externa. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 23, n. 3, p. 489-496, jul./set. 2003. Disponível em: https://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0101-31572003000300489&script=sci_arttext. Acesso em: 24 fev. 2021.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. Regime de Metas para a inflação no Brasil. **Série Perguntas Mais Frequentes**. Brasília: Gerin, 2016. Disponível em: https://www.bcb.gov.br/content/cidadaniafinanceira/Documents/publicacoes/serie_pmf/FAQ%2010-Regime%20de%20Metas%20para%20a%20Infla%C3%A7%C3%A3o%20no%20Brasil.pdf. Acesso em: 26 mar. 2021.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Histórico das metas para a inflação**. Brasília: Gerin, 2021. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/historicometas>. Acesso em: 26 mar. 2021.
- BARBOZA, R. de. M. Taxa de juros e mecanismos de transmissão da política monetária no Brasil. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 35, n. 1, p. 133-155, jan./mar. 2015. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/0101-31572015v35n01a08>. Acesso em: 03 jun. 2021.
- BETTS, C.; DEVEREAUX, M. B. Exchange rate dynamics in a model of pricing-to-market. **Journal of International Economics**, [s. l.], v. 50, n. 1, p. 2015-244, Feb. 2000. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0022199698000361>. Acesso em: 04 jun. 2021.

BLANCHARD, O. **Macroeconomia**. 5. ed. São Paulo: Pearson Prentice Hall, 2011.

BRESCIANI-TURRONI, C. **The economics of inflation**: a study of currency depreciation in post war Germany. Auburn: Mises Institute, 2007. Disponível em: <https://mises.org/library/economics-inflation-study-currency-depreciation-post-war-germany>. Acesso em: 14 fev. 2021.

BRESSER-PEREIRA, L. C. Da inflação à hiperinflação: uma abordagem estruturalista. *In*: REGO, J. M. (Org.). **Inflação e Hiperinflação**: Interpretações e Retórica. São Paulo: Editora Bional, p. 7-28, 1990. Disponível em: <http://www.bresserpereira.org.br/documento/233>. Acesso em: 10 mar. 2021.

BRESSER-PEREIRA, L. C. A economia e a política do Plano Real. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 14, n. 4, p. 129-149, out./dez. 1994. Disponível em: <https://rep.org.br/rep/index.php/journal/article/download/1310/1296>. Acesso em: 10 mar. 2021.

BRESSER-PEREIRA, L. C. **Economia brasileira**: uma introdução crítica. 3. ed. São Paulo: Editora 34, 1998.

CABELLO, A. F. Mário Henrique Simonsen e a construção do conceito de inflação inercial. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 34, n. 2, p. 317-326, abr./jun. 2014. Disponível em: https://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0101-31572014000200009&script=sci_arttext&tlng=pt. Acesso em: 20 fev. 2021.

CAGAN, P. Monetary dynamics of hyperinflation. *In*: FRIEDMAN, M. **Studies in the quantity theory of money**. 1th ed. Chicago: University of Chicago Press, 1956. p. 25-117.

CALVO, G. A.; REINHART, C. M. Fear of floating. **NBER Working Paper**, Cambridge, Massachusetts, n. 7993. Nov. 2000. Disponível em: <https://www.nber.org/papers/w7993>. Acesso em: 06 jun. 2021.

CAMPA, J. M., GOLDBERG, L. S. Exchange rate pass-through into import prices: a micro or a macro phenomenon? **NBER Working Paper**, Cambridge, Massachusetts, n. 8934. May 2002. Disponível em: <https://www.nber.org/papers/w8934>. Acesso em: 28 ago. 2020.

CAMPA, J. M.; GOLDBERG, L. S. Exchange rate pass-through into import prices. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, Massachusetts, v. 87, n. 4, p. 679-690, Nov. 2005. Disponível em: <https://direct.mit.edu/rest/article/87/4/679/57656/Exchange-Rate-Pass-Through-into-Import-Prices>. Acesso em: 18 abr. 2021.

CARRARA, A. F.; CORREA, A. L. O regime de metas de inflação no Brasil: uma análise empírica do IPCA. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 16, n. 3, p. 441-462, set./dez. 2012. Disponível em: https://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1415-98482012000300004. Acesso em: 08 mar. 2021.

CARVALHO, F. J. C. de. *et al.* **Economia monetária e financeira**: Teoria e Política. 2. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2007.

COLBANO, F. S. **Preços internacionais e a taxa de câmbio: o caso brasileiro**. Orientador: Siegfried Bender. 2006. 104f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Departamento de Economia, Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2006. Disponível em: <https://doi.org/10.11606/D.12.2006.tde-26052006-160334>. Acesso em: 27 jun. 2021.

CONTADOR, C. R. A hiperinflação no Brasil: a cronologia do pesadelo a ser evitado. **Relatórios COPPEAD**, n. 226, Rio de Janeiro: UFRJ, 1989.

CORREA, A. L. Taxa de câmbio e preços de exportação no Brasil: avaliação empírica dos coeficientes de pass-through setoriais. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 21, n. 1, p. 61-91, abr. 2012. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/S0104-06182012000100003>. Acesso em: 14 jun. 2021.

COUTO, S. V. V.; FRAGA, G. J. O pass-through da taxa de câmbio para índices de preços: análise empírica para o Brasil. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 18, n. 3, p. 333-356, set./dez. 2014. Disponível em: <https://www.scielo.br/pdf/rec/v18n3/1415-9848-rec-18-03-00333.pdf>. Acesso em: 17 abr. 2021.

CURADO, M.; CRUZ, M. Investimento direto externo no Brasil: uma análise para o período de alta inflação. **Economia e Sociedade**, São Paulo, v. 21, n. 2, p. 275-300, ago. 2012. Disponível em: https://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0104-06182012000200003. Acesso em: 10 mar. 2021.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, [s. l.], v. 74, n. 3, p. 427-431, jun. 1979. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/1912517>. Acesso em: 30 set. 2021.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimator for auto-regressive times series with a unit root. **Econometria**, [s. l.], v. 49, n. 4, p. 1057-1072, jul. 1981. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/2286348>. Acesso em: 30 set. 2021.

DORNBUSCH, R.; FISCHER, S.; STARTZ, R. **Macroeconomia**. 11. ed. Porto Alegre: AMGH, 2013.

ELLIOT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**, [s. l.], v. 64, n. 4, p. 813-836, jul. 1996. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/2171846>. Acesso em: 4 out. 2021.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 4th ed. New York: Wiley, 2014.

FERREIRA, G. de. Q.; MATTOS, L. B. de. O grau de exchange rate pass-through na economia brasileira no período pós Real. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 30, n. 2, p. 311-350, maio/ago. 2021. Disponível em: <https://periodicos.sbu.unicamp.br/ojs/index.php/ecos/article/view/8666453>. Acesso em: 06 dez. 2021.

FERRERIA, M. C.; ALVES, V. L. de. S. Juros, hiato do produto, câmbio e inflação: uma análise empírica do regime de metas de inflação brasileiro (1999-2018). **Cadernos do**

Desenvolvimento, Rio de Janeiro, v. 14, n. 25, p. 11-38, jul./dez. 2019. Disponível em: <http://www.cadernosdodesenvolvimento.org.br/ojs-2.4.8/index.php/cdes/article/view/382>. Acesso em: 06 jun. 2021.

FGV – FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. **IGP-M: Resultados 2021**. Rio de Janeiro: FGV, 2021. Disponível em: <https://portal.fgv.br/noticias/igp-m-resultados-2021>. Acesso em: 08 mar. 2021.

GAGNON, J. E.; IHRIG, J. Monetary policy and exchange rate pass-through. **International Journal of Finance and Economics**, Wiley Online Library, v. 9, n. 4, p. 315-338, Oct. 2004. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1002/ijfe.253>. Acesso em: 06 jun. 2021.

GIAMBIAGI, F. *et al.* **Economia brasileira contemporânea (1945-2010)**. 2. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011.

GOLDBERG, P. K.; KNETTER, M. M. Goods prices and exchange rates: what have we learned? **Journal of Economic Literature**, [s. l.], v. 35, n. 3, p. 1243-1272, Sept. 1997. Disponível em: <https://www.nber.org/papers/w5862.pdf>. Acesso em: 27 ago. 2020.

GOLDFAJN, I.; WERLANG, S. R. C. The pass-through from depreciation to inflation: a panel study. **Working Paper Series**, Brasília, n. 5, p. 1-47, Sept. 2000. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps05.pdf>. Acesso em: 06 jun. 2021.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 8th ed. New York: Pearson, 2018.

GREMAUD, A. P.; VASCONCELLOS, M. A. S. de.; TONETO JÚNIOR, R. **Economia brasileira contemporânea**. 6. ed. São Paulo: Atlas, 2007.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria básica**. 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 2011.

HILL, R. C.; GRIFFITHS, W. E.; LIM, G. C. **Principles of econometrics**. 5th ed. Hoboken: Wiley, 2017.

HYNDMAN, R. J.; ATHANASOPOULOS, G. **Forecasting: principles and practice**. 2. ed. Melbourne: OTexts. 2018. Disponível em: <https://otexts.com/fpp2/>. Acesso em: 05 out. 2021.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Inflação**. Rio de Janeiro: IBGE, 2015. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/explica/inflacao.php>. Acesso em: 08 mar. 2021.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Ipeadata**. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/>. Acesso em: 19 out. 2021.

JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**, [s. l.], v. 59, n. 6, p. 1551-1580, nov. 1991. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/2938278>. Acesso em: 05 out. 2021.

KANNEBLEY JÚNIOR, S.; REIS, G. H. A. dos.; TONETO JUNIOR, R. Repasse cambial na indústria de transformação brasileira: uma análise para preços de importações e ao atacado –

1999 a 2012. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 25, n. 1, p. 25-20, abr. 2016. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/1982-3533.2016v25n1art12>. Acesso em: 14 jun. 2021.

KOTLER, P. **Administração de marketing**. 10. ed. São Paulo: Prentice Hall, 2000.

KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M.; MELITZ, M. J. **Economia internacional**. 10. ed. São Paulo: Pearson Education do Brasil, 2015.

LAFLÈCHE, T. The impact of exchange rate movements on consumer prices. **Bank of Canada Review**, Canadá, v. 1996, p. 21-32. 1997. Disponível em: <https://ideas.repec.org/a/bca/bcarev/v1997y1997iwinter96-97p21-32.html>. Acesso em: 04 jun. 2021.

LOPES, L. M.; VACONCELLOS, M. A. S. de. (orgs.). **Manual de macroeconomia: básico e intermediário**. 3. ed. São Paulo: Atlas, 2008.

MACIEL, L. F. P. **Pass-through cambial: uma estimação para o caso brasileiro**. Orientador: Samuel Pessoa. 2006. 44 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2006. Disponível em: <http://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/handle/10438/1612>. Acesso em: 03 jun. 2021.

MANKIWI, N. G. **Macroeconomia**. 8. ed. São Paulo: LTC, 2014.

MORAN, C. A. A.; WITTE, G. A conceitualização da inflação e uma análise dos planos econômicos brasileiros de 1970-1990. **Revista Teoria e Evidência Econômica**, Passo Fundo, v. 1, n. 1, p. 119-141, mar. 1993. Disponível em: <http://seer.upf.br/index.php/rtee/article/view/4208/2713>. Acesso em: 02 mar. 2021.

MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. **Análise de séries temporais**. 2. ed. São Paulo: Egard Blucher, 2006.

NG, S.; PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root testes with good size and power. **Econometrica**, v. 69, n. 6, p. 1519-1554, nov. 2001. Disponível em: <https://doi.org/10.1111/1468-0262.00256>. Acesso em: 04 out. 2021.

PAULA, L. F. de.; SARAIVA, P. J. Novo Consenso Macroeconômico e Regime de Metas de Inflação: algumas implicações para o Brasil. **Revista Paranaense de Desenvolvimento**, Curitiba, v. 36, n. 128, p. 19-32, jan./jun. 2015. Disponível em: <http://www.luizfernandodepaula.com.br/ups/novo-consenso-macroeconomico-e-regime-de-metas-de-inflacao-revista-ipardes.pdf>. Acesso em: 15 mar. 2021.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, Great Britain, v. 75, n. 2, p. 335-346, jun. 1988. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/2336182>. Acesso em: 01 out. 2021.

PIMENTEL, D. M.; LUPORINI, V.; MODENESI, A. de. M. Assimetrias no repasse cambial para a inflação: uma análise empírica para o Brasil (1999 a 2013). **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 46, n. 2, p. 343-372, abr./jun. 2016. Disponível em: https://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0101-41612016000200343. Acesso em: 23 abr. 2021.

RSTUDIO TEAM. **RStudio**: integrated development for R. Version 2021.09.0. Boston, MA: RStudio, PBC. 2021. Disponível em: <https://www.rstudio.com/>. Acesso em: 18 out. 2021.

SANTOLIN, R.; CARVALHO, F. Uma avaliação econométrica da trajetória do pass-through da taxa de câmbio e das pressões de demanda e oferta sobre a inflação no período de 1999-2017. **Economia Ensaios**, Uberlândia, v. 34, n. 1, p. 144-179, jul./dez. 2019. Disponível em: <http://www.seer.ufu.br/index.php/revistaeconomiaensaios/article/view/43180>. Acesso em: 03 jun. 2021.

SIMONSEN, M. H. A Política anti-inflacionária — a contribuição brasileira. **Ensaios Econômicos da EPGE**, n. 6, Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas, 1973.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, [s. l.], v. 48, n. 1, p. 1-48, jan. 1980. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/1912017>. Acesso em: 05 out. 2021.

SERRANO, F. Juros, câmbio e o sistema de metas de inflação no Brasil. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 30, n. 1, p. 63-72, jan./mar. 2010. Disponível em: https://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0101-31572010000100004. Acesso em: 27 mar. 2021.

SGS – SISTEMA GERENCIADOR DE SÉRIES TEMPORAIS. **Banco de dados do Banco Central do Brasil**. Disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>. Acesso em: 27 fev. 2021.

STATA CORP. **Stata statistical software**. Version 15. College Station, Texas: StataCorp LLC, 2017.

TEJADA, C. A. O.; SILVA, A. G. da. O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços dos principais produtos exportados pelo Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Rio de Janeiro, v. 46, n. 1, p. 171-205, jan./mar. 2008. Disponível em: https://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0103-20032008000100008. Acesso em: 15 abr. 2021.

VASCONCELLOS, M. A. S. de. **Economia**: micro e macro. 6. ed. São Paulo: Atlas, 2015.

VOLPATO, G. M.; PASUCH, D. F. Taxa de câmbio, exportação e a balança comercial. **Revista Onis Ciência**, Braga, v. 3, n. 10, p. 27-37, maio/ago. 2015. Disponível em: <https://revistaonisciencia.com/wp-content/uploads/2020/03/10ED02-Artigo-Gregory-Moyses-Volpato.pdf>. Acesso em: 25 mar. 2021.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introductory econometrics**: a modern approach. 7th ed. Boston: Cengage, 2018.

APÊNDICE A – TRABALHOS EMPÍRICOS

Quadro 1 – Estudos do repasse cambial para o Brasil

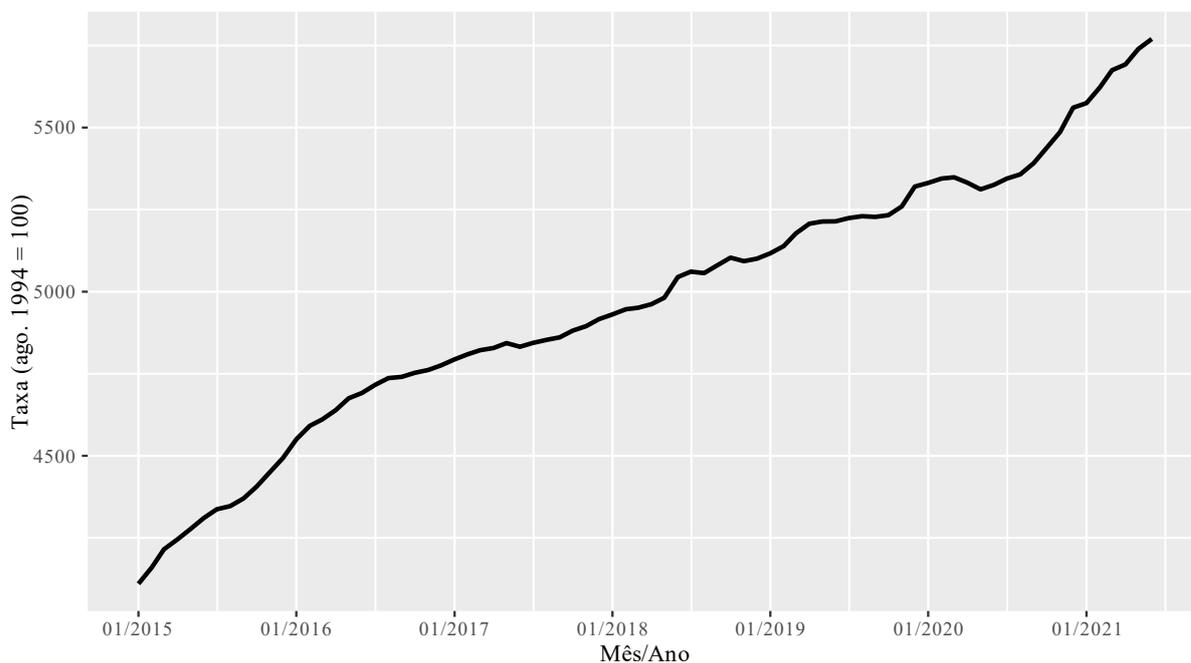
Autor(es)	Período	Variáveis	Grau de <i>pass-through</i>	Modelo econométrico
Correa (2012)	1995- 2005	Taxa de câmbio nominal; Preço das exportações brasileiras em dólares; Custo de produção; Índice de custo setorial; Índices de preços das importações norte- americanas; Capacidade de utilização instalada	Incompleto para a maioria dos setores analisados	Modelo de competição imperfeita de mercado
Kannebley Júnior, Reis e Toneto Junior (2016)	1999- 2012	Taxa de câmbio nominal; Tarifas de importação; Índice de preços das importações; Índice de preço no atacado da produção industrial doméstica; Índice de custos domésticos; Preços internacionais	Incompleto para a maioria dos setores analisados	Vetor de Correção de Erros (VEC)
Tejada e Silva (2008)	1980- 2004	Taxa de câmbio nominal; Preço das exportações brasileiras em dólares; Preço das exportações mundiais; Custo de produção	Incompleto para a maioria dos setores analisados	Modelo de parâmetros de variáveis no tempo (Filtro de Kalman)
Colbano (2006)	1999- 2005	Taxa de câmbio nominal; Índice de preços das exportações; Índice de custos do setor exportador; Produção industrial	Incompleto no curto e no longo prazo	Vetor de Correção de Erros (VEC)

Maciel (2006)	2000- 2005	IPC desagregado por indústria para preços domésticos; Produção industrial por setor; Índice de preços ao produtor externo (EUA); Índice de preços ao produtor nacional	Incompleto no curto e no longo prazo	Modelos de Mínimos Quadrados Generalizados (MQG)
Couto e Fraga (2013)	1999- 2012	Taxa de câmbio nominal; IPCA; IGP-DI; Hiato do produto nos EUA; Grau de abertura comercial	Completo no longo prazo, incompleto no curto prazo	Vetor de Correção de Erros (VEC)
Santolin e Carvalho (2019)	1999- 2017	Taxa de câmbio nominal; IPCA; IPA-DI; SELIC; Produto Industrial Dessazonalizado; Hiato do produto	Incompleto para IPCA, completo para IPA	Vetores Autorregressivos (VAR)

Fonte: Elaborado pelo autor.

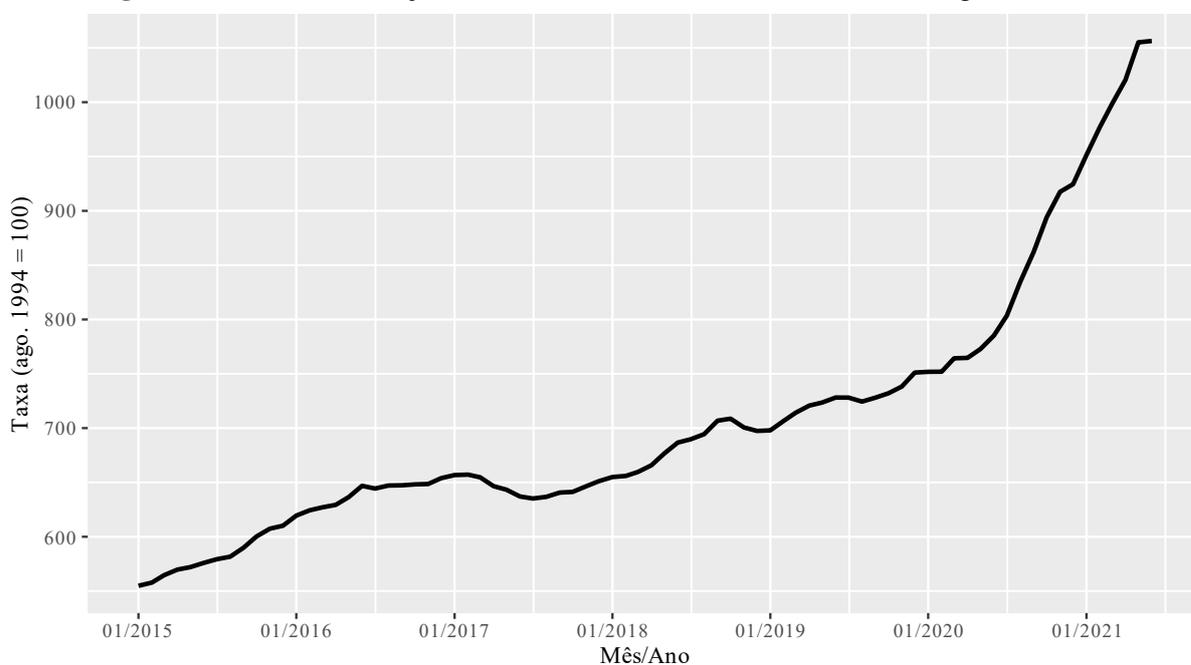
APÊNDICE B – ILUSTRAÇÃO GRÁFICA DAS VARIÁVEIS

Figura 6 – Taxa de inflação (IPCA) – Jan 2015 - Jun 2021 (base agosto 1994 = 100)



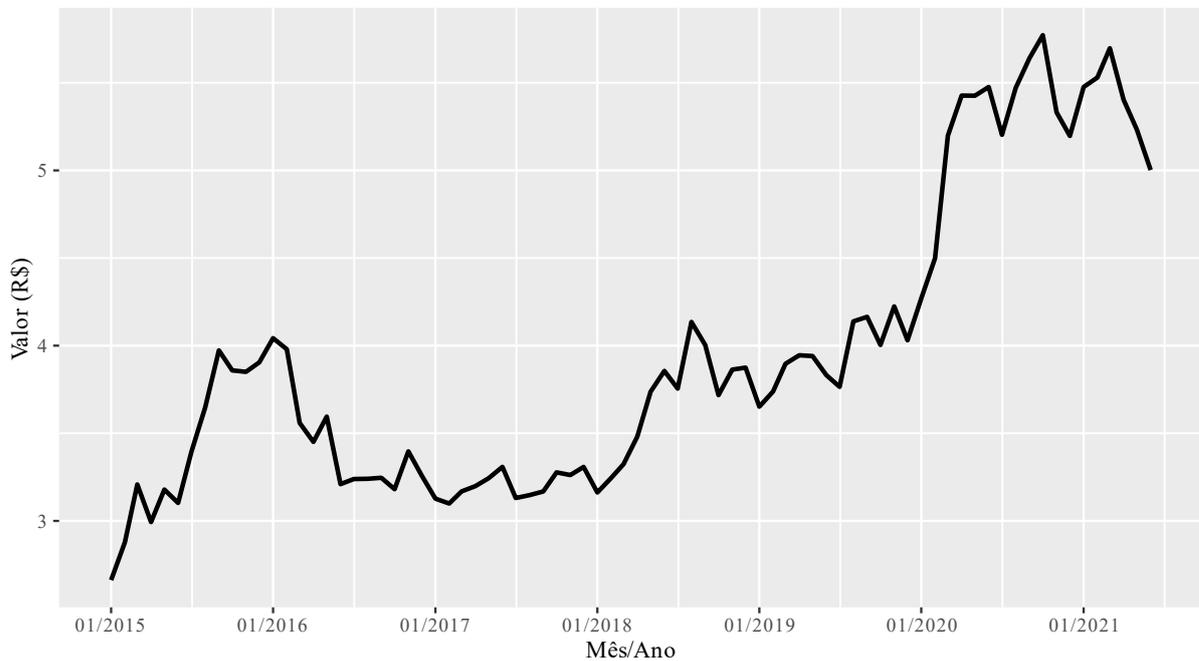
Fonte: Elaborada pelo autor com software RStudio, dados fornecidos pelo ipeadata, 2021.

Figura 7 – Taxa de inflação (IGP-DI) – Jan 2015 - Jun 2021 (base agosto 1994 = 100)



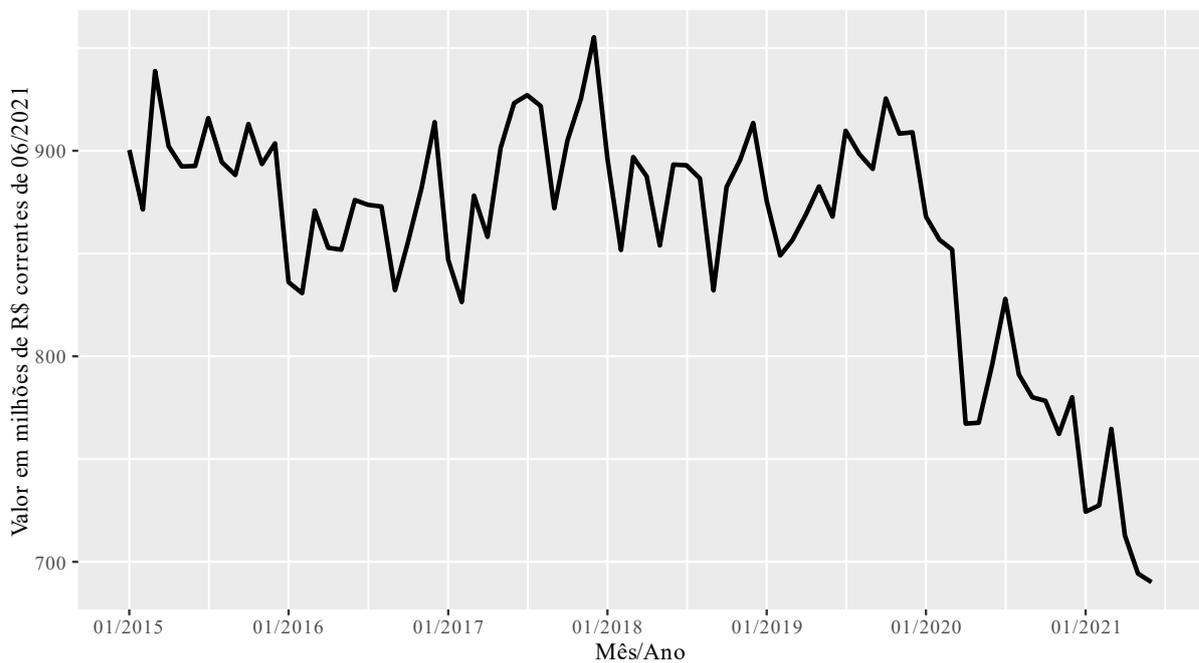
Fonte: Elaborada pelo autor com software RStudio, dados fornecidos pelo ipeadata, 2021.

Figura 8 – Taxa de câmbio nominal em (R\$) – Jan 2015 - Jun 2021



Fonte: Elaborada pelo autor com software RStudio, dados fornecidos pelo Bacen, 2021.

Figura 9 – Produto Interno Bruto (PIB) em valores correntes – Jan 2015 - Jun 2021



Fonte: Elaborada pelo autor com software RStudio, dados fornecidos pelo ipeadata, 2021.

Figura 10 – Taxa SELIC em (%) – Jan 2015 - Jun 2021

Fonte: Elaborada pelo autor com software RStudio, dados fornecidos pelo Bacen, 2021.