



UNIVERSIDADE
ESTADUAL DE LONDRINA

NATHÁLIA CAROLINE FARIA

***O EFEITO PASS-THROUGH DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS
ÍNDICES DE INFLAÇÃO NO BRASIL***

Londrina
2017

NATHÁLIA CAROLINE FARIA

***O EFEITO PASS-THROUGH DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS
ÍNDICES DE INFLAÇÃO NO BRASIL***

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação de Mestrado em Economia Regional (PPE) da Universidade Estadual de Londrina como exigência parcial para a obtenção do título de Mestre.

Orientador: Prof. Dr. Carlos Eduardo Caldarelli.

Londrina
2017

Ficha de identificação da obra elaborada pelo autor, através do Programa de Geração Automática do Sistema de Bibliotecas da UEL

Faria, Nathália Caroline.

O efeito pass-through da taxa de câmbio para os índices de inflação no Brasil / Nathália Caroline Faria. - Londrina, 2017.
92 f. : il.

Orientador: Carlos Eduardo Caldarelli.

Dissertação (Mestrado em Economia Regional) - Universidade Estadual de Londrina, Centro de Estudos Sociais Aplicados, Programa de Pós-Graduação em Economia Regional, 2017.

Inclui bibliografia.

1. Pass-through - Tese. 2. Taxa de câmbio - Tese. 3. Condição de Philips Perron e Dickey Fuller - Tese. 4. Séries temporais - Tese. I. Caldarelli, Carlos Eduardo . II. Universidade Estadual de Londrina. Centro de Estudos Sociais Aplicados. Programa de Pós-Graduação em Economia Regional. III. Título.

NATHÁLIA CAROLINE FARIA

***O EFEITO PASS-THROUGH DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS ÍNDICES
DE INFLAÇÃO NO BRASIL***

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação de Mestrado em Economia Regional (PPE) da Universidade Estadual de Londrina como exigência parcial para a obtenção do título de Mestre.

BANCA EXAMINADORA

Orientador: Prof. Dr. Carlos Eduardo Caldarelli
Universidade Estadual de Londrina – UEL

Profa. Dra. Marcia Regina Gabardo da Camara
Universidade Estadual de Londrina – UEL

Prof. Dr. Renato Pianowski de Moraes
Universidade Estadual de Londrina – UEL

Londrina, 03 de fevereiro de 2017

DEDICO

*Primeiramente a Deus, que iluminou o
meu caminho, ao meu pai Claudinei,
minha mãe Edna e aos meus irmãos.*

AGRADECIMENTOS

Ao professor Carlos Eduardo Caldarelli por todo o conhecimento compartilhado durante nossa convivência, por toda atenção dispensada durante a concretização deste trabalho, pela disposição e pela paciência. Toda minha admiração e orgulho por ser sua orientanda.

A todos os professores do programa de Mestrado em Economia Regional, que contribuíram para que este título se fizesse possível, compartilhando seus conhecimentos e me incentivando a trilhar este caminho.

À professora Érica Nascimento, inspiração desde a graduação, por todo o apoio de sempre e por toda a fé depositada em mim. Muito obrigada por me ajudar nesta caminhada.

Aos meus amigos do coração, Silas Cezar e Geici Mastelaro. Vocês são a definição da palavra amizade. Obrigada pelo companheirismo de sempre.

Aos amigos conquistados durante o mestrado, Elianara, Magno e Fabiano, companhias que tornaram essa tarefa menos árdua.

À CAPES pelo incentivo por meio da concessão da bolsa para o curso de mestrado.

À minha família pela compreensão, paciência e amor de sempre.

*“A ciência é o grande antídoto contra o veneno do entusiasmo e da
superstição.”*

Adam Smith

FARIA, Nathália Caroline. **O efeito pass-through da taxa de câmbio para os índices de inflação no Brasil**. 2017. 92f. Dissertação (Mestrado em Economia Regional) – Centro de Estudos Sociais Aplicados, Universidade Estadual de Londrina, Londrina, 2017.

RESUMO

Este trabalho teve como objetivo analisar teórica e empiricamente o repasse das oscilações cambiais para os níveis de preços no Brasil pela análise da avaliação do *pass-through*. O período estabelecido foi de 2000 a 2016, contendo como parâmetros no período de taxa de câmbio flexível. Primeiramente revisa-se uma literatura teórica referente ao *pass-through*, como também os fatores que o influenciam. O *pass-through* foi estimado em duas abordagens distintas, através de um OLS, em que os parâmetros são precisos no tempo, e por meio de um modelo com parâmetros variáveis no tempo, pelo Filtro de Kalman. Os resultados permitem verificar uma queda do repasse com a adoção do regime de câmbio flutuante, um repasse cambial menor após apreciações do que após depreciações em que as reações do IGP-DI e do IGP-OG são mais frequentes e reativas aos choques da taxa de câmbio que o IPCA e IPC.

Palavras-chave: *Pass-through*. Taxa de câmbio. Condição de Philips Perron e Dickey Fuller. Séries temporais.

FARIA, Nathália Caroline. **The pass-through effect of the Exchange rate for inflation indices in Brazil.** 2017. 92p. Dissertation (Master's in Regional Economics) – Center for Applied Social Studies, State University of Londrina, Londrina, 2017.

ABSTRACT

The objective of this work was to analyze theoretically and empirically the pass-through of exchange rate swings to price levels in Brazil, through the analysis of the pass-through evaluation. The period established was from 2000 to 2016, containing as parameters in the flexible exchange rate period. The objective of this work is to review the theoretical literature on pass-through, as well as the factors that influence it. The pass-through was estimated in two different approaches, through an OLS, where the parameters are accurate in time and By means of a model with parameters variable in time, by the Kalman Filter. The results provided prominence for a fall in the pass-through with the adoption of the floating exchange rate regime, a lower exchange rate pass-through after appreciation than after depreciation in which the IGP-DI and IGP-M reactions are faster and open to rate shocks Exchange rate than the IPCA and IPC.

Keywords: *Pass-trough.* Exchange rate. Condition Philips Perron and Dickey Fuller. Time series.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Quadro 1 – Inventário dos principais estudos empíricos acerca do efeito <i>pass-through</i>	30
Gráfico 1 – Evolução das variáveis IPCA, IGP-DI, IGP-OG, INCC, INCC-M e INPC em nível percentual – no período de 2000 a 2016.....	52
Gráfico 2 – Evolução das variáveis IPCA-EP, IPC e IPCM — em nível — no período de 2000 a 2016.....	53
Gráfico 3 – Evolução da Taxa de Câmbio Comercial para compra — R\$/U\$ — em nível — no período de 2000 a 2016.....	54
Gráfico 4 – Evolução da Utilização da capacidade instalada — em nível — no período de 2000 a 2016.....	55
Gráfico 5 – Análise da função Impulso-Resposta.....	62
Quadro 2 – Inventário dos principais estudos empíricos acerca do efeito <i>pass-through</i>	75

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Denominação das variáveis utilizadas.....	50
Tabela 2 – Coeficiente da Correlação de Pearron das variáveis utilizadas — em nível — período de 2000 a 2016	56
Tabela 3 – Resultados dos testes de Dickey-Fuller, Phillips-Pearson para as séries utilizadas no modelo.....	57
Tabela 4 – Resultados dos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller, Phillips-Perron para as séries (em primeira diferença) utilizadas no modelo.....	58
Tabela 5 – Elasticidade de transmissão – Câmbio – Índice de Inflação	60
Tabela 6 – Características dos Principais Índices de Preços	87

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

AIC	Cr�terio de Informa�o de Akaike
AR	Modelo Autor-regressivo
BIC	Cr�terio Bayesiano de Schwarz
BCB	Banco Central do Brasil
DF	Dickey-Fuller
DFA	Dickey-Fuller Aumentado
DF-GLS	Dickey-Fuller <i>Generalized Least Square</i>
DSGE	Equil�brio Geral Din�mico Geral – Dynamic Stochastic General Equilibrium
ERS	Elliot-Rothenberg-Stock
EQM	Erro Quadr�tico M�dio
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estat�stica
IGP-DI	�ndice Geral de Pre�os – Disponibilidade Interna
IGP-OG	�ndice Geral de Pre�os – Oferta global
IID	Independente e Identicamente Distribu�das
INCC	�ndice Nacional de Pre�os da Constru�o Civil
INCC-M	�ndice Nacional de Pre�os da Constru�o Civil – Mercado
INPC	�ndice Nacional de Pre�os ao Consumidor
IPA	�ndices de pre�o no Atacado
IPC	�ndice de Pre�os ao Consumidor
IPC-M	�ndice de Pre�os ao Consumidor – Mercado
IPCA	�ndice Nacional de Pre�os ao Consumidor Amplo
IPCA-EP	�ndice Nacional de Pre�os ao Consumidor Amplo Especial
IPEA	Instituto de Pesquisa Econ�mica Aplicada
IPEADATA	Base de dados macroecon�micos do Brasil
MQO	M�nimos Quadrados Ordin�rios
MQG	M�nimos Quadrados Generalizados
NAIRU	“Non-accelerating-inflation-rate-of-unemployment”
OLS	Ordinary Least Squares
PIB	Produto Interno Bruto
PNADs	Pesquisa Nacional por Amostra de Domic�lios
POF	Pesquisa de Or�amentos Familiares

PPP	Paridade Poder de Compra
STAR	Modelo autoregressivo com efeito limiar suave – <i>Self-Exciting Threshold AutoRegressive</i>
TAR	Limiar autorregressivo – <i>Threshold autoregressive</i>
TCCR	Taxa de câmbio comercial para compra real e dólar americano
UCPI	Utilização da capacidade produzida industrial
VAR	Análise de Autocorrelação Vetorial
VEC	Modelo de Correção de erros
VMA	Vetor de médias móveis infinito

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	13
2	REVISÃO DE LITERATURA	16
2.1	Taxa de câmbio e os índices da inflação: o efeito <i>pass-through</i>	16
2.1.1.	O grau de <i>pass-through</i> da taxa de câmbio para a inflação	19
2.2	Determinantes do grau de <i>pass-through</i>	21
2.2.1.	Hiato do Produto	21
2.2.2.	Ambiente Inflacionário	21
2.2.3.	Grau de Abertura da Economia	22
2.2.4.	Desalinhamento da Taxa de Câmbio Real	23
2.2.5.	Enfoque microeconômico dos determinantes do <i>pass-through</i>	23
2.3	Canal de Custo da Política Monetária	24
2.4	Modelos Teóricos	25
3	METODOLOGIA	40
3.1	Tendência e raízes unitárias	40
3.2	Análise de Autoregressão Vetorial – VAR	44
3.3	Modelo de Correção de Erros – VEC	46
3.4	Método de Dickey Fuller e Phillip Perron	47
3.5	Funções de resposta a impulso	49
3.6	Fontes e tratamentos de dados	51
4	RESULTADOS E DISCUSSÃO	52
4.1	Análise qualitativa das séries	52
4.2	Testes de raiz unitária	57
4.3	Análise de cointegração	60
4.4	Análise das funções impulso-resposta	62
	CONCLUSÕES	66
	REFERÊNCIAS	68

APÊNDICE A – TRABALHOS EMPÍRICOS EMPREENDIDOS SOBRE O	
TEMA.....	76
APÊNDICE B – DESCRIÇÃO DOS ÍNDICES DE INFLAÇÃO	88

1 INTRODUÇÃO

A expressão *pass-through* (repassê) da taxa de câmbio é denominada pela literatura econômica como o repasse das variações cambiais para os preços de um país. O *pass-through* pode ser determinado como a elasticidade do câmbio, ou seja, mensura o impacto percentual no preço de um produto comercializável ou não comercializável dada uma alteração dessa taxa. Assim, se há uma depreciação de 1% da moeda de um país, e o preço responde em menos de 1%, pode-se dizer que há um *pass-through* incompleto da taxa de câmbio. (CAMPA; GOLDBERG 2005). O grau de repasse de variações da taxa de câmbio para os preços influencia a economia através de diversos canais. Em primeiro lugar, o impacto sobre os preços afeta a resposta da inflação a variações cambiais, assim o *pass-through* pode ter sua importância relacionada à política monetária, pelo fato de estar diretamente associado ao processo inflacionário e, portanto, com sua importância reconhecida sobre o regime de metas de inflação.

Para Albuquerque e Portugal (2005) existe uma relação entre as taxas de câmbio e a inflação no Brasil, pois o ambiente inflacionário e o regime cambial percebidos pelos agentes afetam o grau de *pass-through* do câmbio para os preços ao consumidor. Logo, em segundo lugar o *pass-through* da taxa de câmbio é relevante para determinação de uma política econômica. Além disso, a depender do grau de *pass-through* da taxa de câmbio para os preços, a balança comercial pode ser afetada em maior ou menor grau através dos gastos com importados.

Já em terceiro lugar, a política cambial também é influenciada diretamente pelo *pass-through*. Por fim, o estudo do *pass-through* da taxa de câmbio torna-se cada vez mais relevante devido à predominância de regimes de taxas de câmbio flutuantes no mundo e às oscilações que vêm ocorrendo recentemente para avaliar o impacto para as economias. (MISHKIN, 2007).

Quanto aos determinantes do *pass-through*, a estrutura de mercado vigente afeta seu grau. A elasticidade preço-demanda influencia no grau de *pass-through* dos setores, quanto mais elástica a demanda aos preços, menor a capacidade de repasse de custos desses bens ou serviços. De tal modo, quanto mais inelástica a demanda do consumidor, maior a capacidade dos produtores em repassar uma variação cambial para os preços, elevando o *mark-up* cobrado (POLLARD; COUGHLIN, 2005; CAMPA; GOLDBERG, 2005).

Correa e Minella (2005) observaram a presença de mecanismos não lineares de repasse cambial para a inflação no Brasil no curto prazo com dados trimestrais, por meio da

avaliação de uma curva de Phillips com limiar (*threshold*). Testaram três variáveis como *threshold*: hiato do produto, variação da taxa de câmbio e volatilidade da taxa de câmbio. Os resultados comprovaram que o repasse de curto prazo é maior quando a economia está aquecida, quando a volatilidade da taxa de câmbio é menor e quando as depreciações cambiais são de magnitude maior ou igual a 2%. Esses resultados são importantes principalmente para países que adotam regime de metas de inflação a fim de balizar qual direção seguirá a política monetária do país.

Pode-se observar que há uma conexão negativa entre o grau de *pass-through* e o nível de concorrência em determinado setor da economia, pois quanto maior o poder de mercado do produtor de determinado setor, isto é, menor o *pricing-to-market*, maiores serão os repasses de variações cambiais para os preços.

Segundo Maciel (2006), quanto maior a concorrência num setor (maior *pricing-to-market*), menor o poder de mercado de seus produtores, o que minimiza sua capacidade de ajuste de preços via elevação de custos.

A problemática do presente se dá devido a examinar a tendência de evitar a flutuação cambial, analisando se ela está associada aos efeitos da economia frente às desvalorizações cambiais. Nesse contexto, Taylor (2000) amplia a análise de Svensson (2000) e Ball (1999), protegendo a introdução da taxa de câmbio na regra monetária dos países emergentes sob regime de metas para a inflação. A ideia é utilizar a taxa de câmbio como mais um instrumento da política econômica, de forma a minimizar a volatilidade do produto. O racional por trás dessa justificativa é de que, ao deixar o câmbio flutuar livremente, o impacto nos preços de uma variação cambial é sentido de forma intensa e abrupta? Tendo como único instrumento a taxa nominal de juros, o Banco Central, sob um regime de metas para a inflação, pode ficar refém das variações cambiais na condução da política monetária? Em termos metodológicos, a abordagem da microestrutura da taxa de câmbio provê a assimilação de propriedades práticas que aceitam a reinterpretação do problema e, por meio de dados, conseguem a validação. Ou seja, ao notar o mercado de câmbio futuro brasileiro em seu nível micro, colocando em proeminência a disparidade entre seus participantes, a dissimetria informacional e a maneira com que acontece a interação entre os agentes, uma nova versão é conseguida e tem sua legitimidade acrescentada com a observação dos dados.

Enfim, de acordo com Muinhos (2001), a introdução da taxa de câmbio na regra monetária como instrumento nem sempre minimiza a volatilidade do PIB, podendo, inclusive, aumentá-la, estudando o caso do Brasil.

Esta dissertação tem como objetivo analisar teórica e empiricamente a relação entre a taxa de câmbio e a inflação no Brasil por meio da importância do efeito *pass-through*. Tal objetivo busca estudar se houve aumento ou diminuição do efeito *pass-through* na taxa de câmbio e se isso afetou positiva ou negativamente os índices de inflação do Brasil, isto é, o repasse das oscilações cambiais para os níveis de preços no período de 2000 a 2016.

Os objetivos específicos do estudo são: realizar uma revisão de literatura sobre a taxa de câmbio e os índices de inflação, o grau de *pass-through* e seus determinantes, o canal de custos da política monetária, analisando assim se a função é ou não estacionária, verificando a existência da correlação entre as variáveis feitas pelo modelo de Dickey Fuller e Philips Perron, e por fim conferir a função de impulso da resposta da taxa de câmbio sobre os índices de inflação, averiguando assim a Lei do Preço único e a paridade do poder de compra, PPC. E finalmente realizar uma nova classificação dos produtos, de maneira que estes estejam num contínuo entre comercializáveis e não comercializáveis, de acordo com o grau de comerciabilidade, que será função do *pass-through* estimado para cada índice, de cada um deles como é empregado no Brasil.

Conforme já relatado acima, o presente trabalho analisou a relação entre as taxas de câmbio e a inflação no Brasil no período de janeiro de 2000 a janeiro de 2016, através de dois métodos: mínimos quadrados ordinários estimados em janelas amostrais e o modelo de parâmetros variáveis no tempo.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Neste capítulo, uma revisão acerca da literatura existente sobre a relação entre a taxa de câmbio e os índices de inflação é feita. Inicialmente, serão abordadas as teorias que tratam da Condição keynesiana e da Curva de Phillips, as quais serviram de arcabouço teórico para a realização deste trabalho.

Em seguida, serão apresentados alguns resultados empíricos de trabalhos já realizados, com vistas a testar a aderência empírica ao recorte analítico teórico.

2.1 Taxa de câmbio e os índices da inflação: o efeito *pass-through*

A analogia de repasse entre a taxa de câmbio e a inflação, conceituada na literatura como *pass-through* cambial, é enunciada, de acordo com Campa e Goldberg (2005), como sendo a variação percentual nos preços domésticos devido a uma adulteração na taxa de câmbio nominal. Um choque na variação do câmbio sobre os preços pode ter efeito direto ou indireto nos índices de inflação, ocorrendo uma modificação nos preços dos insumos e dos produtos finais importados.

Para Albuquerque e Portugal (2005), uma desvalorização cambial determina um acréscimo nos preços dos importados, tanto pela ação deles, quanto pelo índice de preços e como pelo acréscimo produzido nos custos dos insumos.

Conforme Pimentel (2013), uma desvalorização do câmbio ocasionará em acréscimo da demanda por bens domésticos substitutos e em maior concorrência das exportações, podendo, conforme as demais condições da economia, ocasionar pressões inflacionárias sobre os preços domésticos e salários nominais.

Para Betts e Devereux (2000), o resultado do bem-estar da política monetária é relativo ao grau de *pass-through* da economia. Se o grau de *pass-through* for baixo, então os preços são pouco voláteis a variações do câmbio, sugerindo uma menor volatilidade das variáveis macroeconômicas, minimizando o dano de bem-estar da sociedade. Nesse caso, um repasse cambial amortizado indicaria maior disposição de combate à inflação pelo Banco Central, consolidando os preços.

Segundo Werlang e Goldfajn (2000), o grau de repasse cambial para os preços é inteiramente agregado ao erro de prevenção da inflação, isto é, um grau de *pass-through* baixo está coligado a um menor erro de previsão da inflação, sinalizando uma maior

transparência em sua trajetória, o que sugere um cuidado maior com as alterações dos preços em uma economia. Em contrapartida, se o grau de *pass through* for alto e houver erro da previsão da inflação, a economia sofrerá alteração. Essa melhor previsão da inflação aumenta o bem-estar da economia e torna mais amplo o efeito da política monetária.

Para Menon (1995), outro fator importante é o comportamento do grau de *pass-through* em nível industrial (desagregado). Essa perspectiva proporciona conexões sobre o *pass-through* e poder de mercado para cada indústria. Pollard e Coughlin (2005), e Campa e Goldberg (2005) fornecem estimativas para o grau de *pass-through* entre indústrias, eles aconselham ser adequado analisar seu grau entre indústrias, e não entre países. Esses autores, além de Yang (1997) e Olivei (2002), demonstram que o *pass-through* varia significativamente entre indústria, não entre países, apoiando as estimativas de *pass-through* com enfoque microeconômico. Menon (1995) arguiu sobre o caráter do conjunto dos dados, indicando que dados mais desagregados (enfoque microeconômico) fornecem estimações com maior perfeição, adquirindo de forma mais hábil o resultado do câmbio sobre os preços domésticos.

Desta forma, pode-se dizer que os primeiros estudos acerca do repasse cambial são aqueles relacionados à teoria da Paridade de Poder de Compra (PPP). Caso a PPP seja válida, uma desvalorização cambial deve elevar os preços na mesma proporção, ou seja, o repasse deve ser completo, igual a 1. Tal teoria segue a Lei do Preço Único, segundo a qual dois produtos idênticos vendidos em diversos mercados precisam proporcionar o mesmo valor quando avaliados na mesma moeda, em razão da arbitragem internacional no mercado de bens. Caso a lei esteja certa para todos os bens, então também é apropriada para a cesta de bens de dois países. Desta forma, tem-se:

$$p_i = ep_i^* \text{ ou } P = eP^* \quad (1)$$

em que p_i e p_i^* são os preços do bem i no país doméstico e estrangeiro, respectivamente; e é a taxa de câmbio e P e P^* são, respectivamente, os preços domésticos e externos agregados.

Para Albuquerque e Portugal (2005), após a desvalorização do dólar norte-americano nos anos 1970, os níveis de preços dos EUA não aumentaram na mesma dimensão que a variação cambial, resultando assim em uma dúvida em relação à legitimidade da teoria da PPP. Posto isso, diversos estudos surgiram com a finalidade de examinar tal paridade, verificando-se que no curto prazo movimentos cambiais não são inteiramente repassados para

os preços, mas que no longo prazo a PPP é válida. Goldberg e Knetter (1997), em que foi apreciada uma regressão genérica com essa finalidade:

$$p_t = \alpha + \delta X_t + \gamma E_t + \varphi Z_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

o qual p é o preço doméstico de um determinado produto; X é uma medida de p^* em moeda estrangeira; E é a taxa de câmbio nominal; Z é um vetor de variáveis de controle (tais como preço de bens substitutos e rendas doméstica e externa) e ε é um termo de erro.

Se a Lei do Preço Única vale, tem-se:

$$\begin{aligned} \alpha &= 0; \\ \delta &= 1 \text{ e} \\ \gamma &= 1. \end{aligned} \quad (3)$$

Para uma disparidade de produtos entre países, os preços dos produtos parecidos estão incorporados a flutuações na taxa de câmbio. Portanto, a evidência fundamental deparada pelos autores para exonerar-se é a Lei do Preço Único que está em γ .

Estudos que procuram analisar o repasse cambial para preços de produtos importados, de regra, empregam a particularização da equação (1), com p sendo o preço do produto importado em moeda doméstica e X uma medida dos custos do exportador. Assim, $\hat{\gamma}$ é uma estimativa do repasse cambial para o preço de importados. Caso $\gamma = 1$, o repasse é completo, caso $\gamma < 1$, então o repasse simula a dimensão das alterações da taxa de câmbio que é repassada para os preços dos produtos importados, em equivalência à dimensão que é submergida nas margens de lucro dos exportadores.

Krugman (1986) denominou de *pricing-to-market*¹ o fenômeno da taxa de câmbio distorce a discriminação de preços em mercados internacionais. O autor afirma que o *pricing-to-market* está presente sempre que os preços de importação não se alteram na mesma dimensão que a apreciação do câmbio.

A ideia do *pricing-to-market* é a diferença de preços entre países de uma firma exportadora para os quais comercializa seus produtos, em atribuição de transformações na relação entre as moedas dos países, fazendo com que o exportador concilie o *mark-up* para um país específico, podendo assim empregar variações na taxa de câmbio (MINELLA et al., 2003).

¹Para literatura sobre aplicações do *pricing-to-market* ler Betts e Devereux (2000) e Feenstra e Kendal (1997).

Nota-se que há uma conexão negativa entre o grau de *pass-through* e o nível de concorrência em determinado setor da economia, pois quanto maior o poder de mercado do produtor de determinado setor, menor será o *pricing-to-market*, sendo assim, maiores serão os repasses de variações cambiais para os preços.

De acordo com Maciel (2006), quanto maior a concorrência em um setor (maior *pricing-to-market*), menor o poder de mercado entre seus produtores, fazendo com que sua habilidade mínima de adaptação de custo seja menor. O autor afirma que:

(...) quanto maior a concorrência, menos os produtores podem repassar aumento de custos para os consumidores. Portanto, num ambiente de alto *pricing-to-market*, dada uma depreciação da taxa de câmbio nominal, os produtores irão absorver os aumentos de custo e não repassarão completamente esses aumentos para os preços, visando não perder *market-share*. Para um mercado altamente competitivo, as firmas absorverão as mudanças na taxa de câmbio e, com o intuito de preservar seu *market-share*, aceitarão menores *mark-ups* (MACIEL, 2006, p. 30).

Neste ponto, cabe destacar o efeito em questão considerando economias pequenas, grandes, abertas e relativamente menos abertas. Tais considerações alteram o grau de repasse das variações cambiais aos índices de preços – inflação.

2.1.1. O grau de *pass-through* da taxa de câmbio para a inflação

Conforme Betts e Devereux (2000), o resultado de bem-estar da política monetária pode estar relacionado ao grau de *pass-through* dessa economia. Se o grau de *pass-through* é inferior, logo os preços são pouco suscetíveis a variações do câmbio, sugerindo uma menor volatilidade das variáveis macroeconômicas, reduzindo assim o prejuízo de bem-estar da sociedade. Nesse caso, um repasse cambial reduzido indicaria maior queda na inflação pelo Banco Central, consolidando os preços e acrescentando o valor do consumo dos agentes. Outra qualidade do grau de *pass-through* é a importância sobre a previsibilidade da inflação e das variáveis macroeconômicas.

Segundo Werlang e Goldfajn (2000), o grau de repasse cambial para os preços é abertamente coligado ao desacerto de prognose da inflação. Essa melhor previsão da inflação aumenta o bem-estar da economia e torna mais amplo o efeito da política monetária. Outro fator extraordinário é o desempenho do grau de *pass-through* em nível industrial (desagregado). Essa abordagem providencia analogias sobre o *pass-through* e poder de mercado para cada indústria.

Campa e Goldberg (2005) também opinam que, para uma melhor análise do grau de *pass-through*, há necessidade de ela ser realizada entre indústrias, não entre países. Os autores mencionam que a maior fonte de variação de *pass-through* da taxa de câmbio para a inflação é a procedência material de cada bem. Aliás, as grandezas de produtos comercializáveis ou não comercializáveis também são importantes, pois quanto mais comercializável for um bem, mais o seu preço dependerá da alteração da taxa de câmbio e logo maior será o *pass-through*.

Já Frankel, Parsley e Shang-Jin (2005) salientam que países em desenvolvimento exibem maior *pass-through* relativamente a países desenvolvidos. Contudo, vê-se uma redução do *pass-through*, tornando esse cada vez mais incompleto no curto prazo.

Já Calvo e Reinhart (2000) mostram que países emergentes possuem um grau de *pass-through* quatro vezes maior do que países desenvolvidos, os autores conjecturam que a variância da inflação comparada com a alteração da taxa de câmbio é de 43% para países emergentes e de 13% para os desenvolvidos.

Ademais, segundo Taylor (2000), um clima de inflação baixa condiz com a diminuição do grau de *pass-through* em uma economia. Em um ambiente inflacionário, existe um repasse persistente de custos das empresas para os consumidores, provocando um maior *pass-through* da taxa de câmbio para os preços. Depreende-se então que o grau de *pass-through* depende da política econômica, em que um regime de conservação da inflação baixa com confiabilidade irá amortecer seu grau.

Taylor (2000) argumenta que países com estabilidade de preços possuem menor probabilidade de experimentar depreciações cambiais persistentes, dado que nesse caso a taxa de câmbio real permaneceria desalinhada de sua taxa de estabilização por um período prolongado. Portanto, economias com equilíbrio de preços precisam ter alterações cambiais menos persistentes, aludindo numa menor mudança de custos e, assim, em menores repasses aos preços.

Segundo Gagnon e Ihrig (2004), as políticas anti-inflacionárias e a credibilidade da autoridade monetária são elementos extraordinários para esclarecer a diminuição do *pass-through* sobre a inflação doméstica. No momento em que a inflação está baixa e quando o empenho do Banco Central em mantê-la baixa tem boa confiabilidade, os agentes econômicos permanecem menos decaídos em transferir um acréscimo de custos aos consumidores via elevação de preços.

Choudhri e Hakura (2001) afirmam que há ênfases de uma relação positiva e significativa entre o *pass-through* e a taxa média de inflação, tanto entre países como ao longo do tempo. Os autores citam também que um baixo *pass-through* da taxa de câmbio gera uma

maior liberdade para uma política monetária independente, promovendo a prática do regime de metas de inflação. A literatura sugere também que o *pass-through* da taxa de câmbio para os preços importados (tanto nos níveis setorial como agregado) é essencialmente apontado por elementos microeconômicos, como elasticidades e estrutura de mercado, que são exógenos à política monetária.

2.2 Determinantes do grau de *pass-through*

Com os artigos de Menon (1995), Goldfajn e Werlang (2000), Taylor (2000) e Campa e Goldberg (2005), pode-se compreender o ponto de vista dos principais fatores da sensibilidade dos preços a variações cambiais. O grau de *pass-through* depende, de maneira geral, num enfoque macroeconômico, do grau de abertura da economia, do hiato do produto, da persistência inflacionária e dos desalinhamentos da taxa de câmbio real. Já em uma análise mais desagregada, o grau de *pass-through* é correlacionado com o grau de concorrência de cada indústria e o poder de mercado das firmas, com a elasticidade preço-demanda de cada setor e com a conciliação de cada indústria na cesta de importações de um determinado país (GOLDFAJN; WERLANG, 2000).

2.2.1. Hiato do Produto

O hiato do produto é definido pela diferença do produto em relação ao seu valor de longo prazo, ou seja, o quanto o PIB se desalinha da sua convergência. O grau de *pass-through* tem uma correlação positiva com o hiato do produto. Quanto mais o PIB fica acima do produto potencial, maior a pressão de demanda sobre os preços, gerando um ambiente inflacionário, promovendo repasses de preços e incluindo o resultado da taxa de câmbio nominal sobre a inflação. Logo, num ambiente cujo hiato do produto positivo aumente o efeito de *pass-through* da taxa de câmbio para a inflação, esse efeito é intensificado (CLARIDA; GALÍ; GERTLER, 2000).

2.2.2. Ambiente Inflacionário

Segundo Goldfajn e Werlang (2000), a variável ambiente inflacionário reflete a frequência na qual os agentes remarcam seus preços baseando-se na taxa de inflação passada,

ou ainda grau de indexação da economia. Em países que possuem uma atmosfera inflacionária, os ajustes econômicos têm completa habilidade para repassar custos e acrescentar a sua margem nos preços. Então, quanto maior o ambiente inflacionário e maior a persistência da inflação, mais fácil fica para os agentes repassarem os aumentos na taxa de câmbio para os preços, intensificando o *pass-through* de uma depreciação da taxa de câmbio para a inflação.

Esse raciocínio é corroborado por Taylor (2000), que propõe um modelo indicando que mudanças observadas no grau de *pass-through*, ou no domínio de mercado das firmas, são provenientes, em parte, de transformações nas probabilidades da constância dos movimentos de custos e preços de firmas concorrentes. Nesse modelo de preços rígidos, o grau de repasse aos preços depende de quão permanente é o aumento de custos. Quanto maior for o aumento do custo marginal, maior será o acréscimo nos preços repassados pela empresa. Nesse caso, se a depreciação cambial for temporária, as empresas repassarão pouco desse aumento de custos para os preços. Porém, quanto maior a tenacidade cambial, maior será o grau de *pass-through*.

Taylor (2000) argumenta também que a persistência na mudança de custos está associada à persistência inflacionária, e esta está relacionada com a estabilidade de preços. Portanto, num ambiente de estabilidade de preços, a inflação será menor, indicando uma pequena mudança nos custos e um menor grau de *pass-through*.

2.2.3. Grau de Abertura da Economia

O grau de abertura de uma economia é determinado com o total das importações e das exportações como dimensão do PIB. Essa dimensão determina o grau da presença de produtos comercializáveis em uma economia, recomendando a amplitude com que os preços podem contestar a uma transformação da taxa de câmbio nominal. Ou seja, quanto maior o grau de abertura, maior será a presença de produtos mais fortemente atingidos pelo câmbio, o que sugere um maior grau de *pass-through* da taxa de câmbio para a inflação. Assim, a correspondência é positiva entre essas duas variáveis (GOLDFAJN; WERLANG, 2000).

2.2.4. Desalinhamento da Taxa de Câmbio Real

Para Goldfajn e Valdés (1999), uma taxa de câmbio real sobrevalorizada representa um importante fator na composição da inflação futura. Se a taxa de câmbio real assume um valor inferior ao de longo prazo, os agentes aperfeiçoam as probabilidades de depreciações futuras, decorrente do ajustamento de preços relativos. Todavia, se a variação cambial não for dada pelo ajuste de preços relativos, implicará num aumento da inflação interna em relação à externa. Dessa forma, uma taxa de câmbio real sobrevalorizada implica em depreciações futuras, visando atingir seu *steady-state*. Os agentes irão assumir essa expectativa de depreciação futura, o que torna mais intenso o efeito sobre os preços.

Deste modo, o grau de *pass-through* da taxa de câmbio será negativamente relativo com a diferença da taxa de câmbio real em semelhança ao seu valor de longo prazo, pois, quanto mais sobrevalorizada permanecerá a taxa de câmbio real, maiores as probabilidades de queda futura e maiores serão os repasses para os preços, recomendando maior decorrência de uma variação cambial sobre a inflação.

2.2.5. Enfoque microeconômico dos determinantes do *pass-through*

Um fator importante para se avaliar o grau de repasse de variações cambiais para os preços de um determinado setor é o grau de concorrência, na qual define a formação de preços. Quanto maior o *pricing-to-market*, isto é, a concorrência em determinado setor, menor o poder de mercado de seus produtores, o que reduz sua competência de adaptação de preços, via elevação de custos.

Quanto maior a concorrência, menor será o repasse dos produtores para os preços dos produtos. Assim, em um ambiente de alto *pricing-to-market*², lançada uma depreciação da taxa de câmbio nominal, os produtores se concentrarão nos aumentos de custo e não repassarão totalmente esses aumentos para os preços, visando não perder *market-share* (DORNBUSCH, 1987). Para um mercado competitivo, as empresas concentrarão as transformações na taxa de câmbio e, com a finalidade de preservar seu *market-share*, aceitarão menores *mark-ups*. Pode-se concluir que existe uma correlação negativa entre o grau de *pass-through* e o nível de concorrência em certo setor da economia, pois, quanto menor o

² Segundo Maciel (2006) quanto maior o *pricing-to-market*, ou seja, maior a concorrência num setor, menor o poder de mercado de seus produtores, o que minimiza sua capacidade de ajuste de preços, via elevação de custos. Logo quanto maior a concorrência, menos os produtores podem repassar aumento de custos para os consumidores.

pricing-to-market (maior o poder de mercado do produtor de determinado setor), maiores os repasses de variações da taxa de câmbio para os preços, em outras palavras, maior o grau de *pass-through*. A elasticidade preço-demanda também influencia no grau de *pass-through* de determinado setor, quanto mais elástica for a demanda aos preços, mas os consumidores respondem a uma diferença desses, o que sinaliza uma menor disposição de repasse de custos por parte dos produtores. Logo, quanto mais inelástica a demanda por determinado bem, mais os produtores irão repassar uma variação cambial para os preços (NOGUEIRA; MORI; MARÇAL, 2013). Então, verifica-se uma correlação negativa entre a elasticidade preço-demanda e o grau de *pass-through*.

2.3 Canal de Custo da Política Monetária

Nos modelos tradicionais, o custo da política monetária ocasiona alterações na economia por meio da demanda, pois as alterações na taxa de juros transformam as condições de crédito e decisões intertemporais, instigando a ação por investimentos e consumo. Essa é uma visão concretizada, que apresenta a alteração centralizada na amplitude com a qual a política monetária simula as variáveis econômicas por meio desse canal de transmissão. Alternativamente, algumas linhas de argumentação admitem a probabilidade de que a política monetária apresenta resultado sobre a oferta no curto prazo, por meio do canal de crédito e do canal de custo. No enfoque do canal de crédito, a política monetária estimula a oferta de crédito, na qual intervém no balanço financeiro das empresas. Por exemplo, uma política monetária contracionista diminuiria a oferta de crédito, evitando que muitas empresas menores produzissem mais (BARTH; RAMEY, 2002).

No caso do canal de custo, a política monetária intervém na habilidade de produção das empresas no curto prazo, pois altera os custos financeiros. Uma política monetária contracionista adicionaria custos financeiros às empresas, que poderia reduzir o aumento de preços. Os modelos teóricos introduziram esse canal por meio da suposição do crédito para *working capita*, ou seja, as empresas necessitam de crédito para ressarcir os insumos antes de obterem receita com as vendas. Pelo menos dois tipos de situações documentadas em trabalhos empíricos, distinguem o resultado da política monetária sobre a oferta. Primeiramente, vários estudos que empregam o modelo VAR para avaliar os resultados da política, em que o nível de preços acrescentados após uma política monetária contracionista é denominada de efeito *price-puzzle*. Outro destaque muito comum em trabalhos empíricos é a

elevada divulgação da política monetária, em muitos casos, analisa-se que um pequeno acréscimo da taxa de juros requer uma queda significativa do produto real. O canal de crédito e o canal de custo definem o resultado desenvolvido no produto. No entanto, somente o canal de custo mostra o desempenho imprevisto do nível de preços no curto prazo (BARTH; RAMEY, 2002).

2.4 Modelos Teóricos

De acordo com Barth e Ramey (2002), vários são os modelos macroeconômicos de equilíbrio geral que avaliam explicitamente os resultados da política monetária sobre o lado da oferta. Por exemplo, nas abordagens de Blinder (1987), Christiano e Eichenbaum (1992), e Christiano, Eichenbaum e Evans (1997), por suposição, as empresas devem amortizar seus fatores de produção antes de conseguir receita com vendas e, portanto, precisam pedir empréstimo para financiar esses pagamentos. No entanto, haverá um aumento da taxa de juros nominal a qual geraria um acréscimo dos custos de produção, e uma política monetária contracionista promoveria uma redução no produto por um efeito sobre a oferta. No modelo de Blinder (1987), assumindo retornos constantes de escala e proporções fixas entre os fatores, a função de produção é dada por: $y_t = VF_{t-1}$, em que V é uma medida de produtividade ($V > 1$), e F_{t-1} é a quantidade de fatores contratados por meio de empréstimo no período anterior. A demanda agregada, por sua vez, surge como a seguinte função linear para o consumo (x_t): $x_t = a + by_t + s(M_t/P_t)$ o qual M_t é a quantidade de moeda e b e s são constantes positivas ($0 < b < 1$ e $s > 0$). O nível de preços ajusta-se de acordo com a lei de oferta e demanda: $P_{t+1} - P_t = \lambda(x_t - y_t) = \lambda a + s M_t/P_t - v(1 - b)F_{t-1}$, de modo que o nível de preços aumenta com uma expansão monetária.

No modelo de Christiano e Eichenbaum (1992), as firmas precisam de crédito para pagar os salários (w_t) antes de obter a receita com as vendas (*credit for working capital*), sendo a taxa de juros bruta R_t . Assim, na equação de Euler, para o caso das firmas, tem-se que o custo marginal do trabalho ($R_t w_t$) é igual à produtividade marginal do trabalho, implicando que uma redução da taxa de juros aumenta a demanda por trabalho. Se o efeito de equilíbrio-geral na utilidade marginal do consumo for reduzido, isso sugere que uma política monetária expansionista promove crescimento no volume agregado de trabalho e no salário real.

A hipótese de “*credit for working capital*” também é observada em Christiano, Eichenbaum e Evans (1997). No modelo, o custo das firmas (C_t) é dado por:

$$C_t = R_t w_t L_t + r_t K_t = [(1/(1 - \alpha))(1 - \alpha)(1 - \alpha) a_t a_t (w_t R_t) 1 - \alpha (Y_{it} + \varphi)], \quad (4)$$

em que R_t é a taxa de juros bruta, L_t é a quantidade de trabalho, w_t é o salário real, K_t é a quantidade de capital, r_t é a taxa real de aluguel do capital, Y_{it} é o nível de produção e φ são os custos fixos.

O custo marginal das firmas (CM_t) é dado por:

$$CM_t = (1/(1 - \alpha))(1 - \alpha) (1 - \alpha) \alpha r_t \alpha (w_t R_t) 1 - \alpha . \quad (5)$$

Os preços são um *mark-up* (μ) sobre o custo marginal (CM_t):

$$P_t = \mu CM_t . \quad (6)$$

Desse modo, um aumento da taxa de juros R_t tem um efeito positivo sobre os preços. Recentemente, Christiano, Eichenbaum e Evans (2005) apresentaram um modelo DSGE Novo-Keynesiano elaborado sob a hipótese de que as firmas de bens intermediários precisam pagar os salários antes da produção, recorrendo a empréstimos que são pagos ao fim de cada período. Dessa forma, o custo marginal dessas empresas depende positivamente da taxa de juros, assim como na equação. Como resultado, a política monetária contracionista apresenta uma tendência para um aumento de preços pelo lado da oferta.

Diferentemente dos estudos anteriores, Christiano, Eichenbaum e Evans (2005) incorporam rigidez de preços ao modelo.

Nesse sentido, os agentes reajustam os preços por um mecanismo proposto por Calvo (1983), ou seja, a cada período, uma parcela das empresas (famílias) pode otimizar e determinar os preços (salários) novamente, e as demais empresas (famílias) readaptarão os preços (salários) fazendo uso da inflação do período anterior.

Assim, a inflação pode apresentar um comportamento inercial após um choque de política monetária, caso a proporção dos agentes que reotimizam os preços seja reduzida.

Ravenna e Walsh (2006) igualmente recomendam o modelo DSGE Novo-Keynesiano, que agrupa o canal de custo por meio da hipótese de *credit for working capital*.

Os autores facilitam o modelo apresentado por Christiano, Eichenbaum e Evans (2005), pois ignoram o fator capital e a formação de hábitos de consumo. Por outro lado, os autores introduzem choques de preferências e gastos do governo. Além disso, o modelo também incorpora um setor de intermediários financeiros (bancos) que operam em um ambiente de concorrência perfeita, de modo que a taxa de juros de empréstimos é igual à taxa de juros da política monetária no equilíbrio. A equação dos lucros dos bancos (πi_t) é dada por:

$$\pi i_t = R_t(D_t + X_t) - R_t D_t, \quad (7)$$

em que D_t são os depósitos das famílias, e X_t é a injeção de moeda pela autoridade monetária ($M_{t+1} - M_t$). O equilíbrio no mercado de empréstimos implica que:

$$W_t N_t^d = D_t + X_t, \quad (8)$$

o qual N_t^d é a demanda por trabalho. Desse modo, o volume de crédito depende da decisão das famílias, das firmas e da autoridade monetária. Por isso, apesar de os bancos estarem inseridos nesse contexto, o escopo de seu comportamento é limitado, de modo que eles atuam como vetores imparciais da política monetária.

Ainda no modelo de Ravenna e Walsh (2006), a equação da dinâmica da taxa de inflação é dada por:

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + k(\hat{R}_t + \hat{s}_t) \quad (9)$$

em que \hat{s}_t é o desvio da participação do trabalho no produto em relação ao seu valor correspondente ao estado estacionário, e \hat{R}_t é o desvio da taxa de juros de seu valor de estado estacionário, medido em pontos percentuais. Desse modo, o modelo prevê que um aumento da taxa de juros implica em aumento da inflação.

O modelo de Ravenna e Walsh (2006) possui implicações importantes em termos da condução da política monetária. Se o canal de custo existe, choques de produtividade, de gastos do governo, ou de preferências implicam no *trade-off* entre estabilização do produto e estabilização da inflação. Além disso, sob a política monetária ótima, produto e inflação retornam gradualmente ao estado estacionário.

Rabanal (2007) apresenta um modelo DSGE Novo-Keynesiano na linha de Christiano, Eichenbaum e Evans (2005). A principal inovação desse modelo é que somente uma fração das firmas depende de crédito para *working capital*, ao contrário do modelo dos autores, no qual supõe-se que todas as firmas dependeriam desse tipo de empréstimo. Mais especificamente, para uma fração γ das firmas, os custos com salários seriam dados por:

$R_t \int_0^1 W_t^j N_{i,t}^j d_j$, enquanto que para o $1-\gamma$ restante o custo com salários seria simplesmente $\int_0^1 W_t^j N_{i,t}^j d_j$. Hülsewig, Mayer e Wollmershäuser (2009) utilizam um modelo DSGE Novo-Keynesiano para analisar o papel dos bancos no canal de custo da política monetária. Nesse modelo, admite-se que os bancos emprestam para as firmas em um ambiente de competição monopolística, fixando suas taxas de empréstimo como em Calvo (1983). Nesse sentido, somente uma fração dos bancos ajusta suas taxas de empréstimo a cada período, melhor dizendo, o modelo incorpora rigidez no mercado financeiro, *pass-through* limitado, e a taxa de juros para empréstimos pode ser diferente da taxa de juros da política monetária no equilíbrio. A função lucro de cada banco é:

$$\pi_t = R_t^L L_t - R_t^D D_t - R_t^M B_t, \quad (10)$$

em que R_t^L é a taxa de juros de empréstimo, L_t é o volume de empréstimos concedidos, R_t^D é a taxa paga pelos depósitos, D_t é o volume de depósitos, R_t^M é a taxa de juros da política monetária, e B_t é a posição líquida do banco no mercado monetário. Os bancos decidem a taxa de juros R_t^L ótima ao maximizar o lucro considerando a restrição de balanço: $L_t = D_t + B_t$. Os autores mostram que a taxa de juros para empréstimos será:

$$R_t^L = \beta\tau \frac{E_t R_{t+1}^L}{1+\beta\tau^2} + \frac{\tau_1+\tau}{1+\beta\tau^2} R_{t-1}^L + \frac{(1+\beta\tau)(1-\tau)}{1+\beta\tau^2} R_t^M, \quad (11)$$

o qual τ é a proporção de bancos que não podem determinar a R_t^L ótima a cada período.

Se τ é igual a zero, e todos os bancos escolhem um novo valor para R_t^L a cada período, então teríamos que $R_t^L - R_t^M$ assim como em Ravenna e Walsh (2006). Para qualquer outro valor de τ , as duas taxas seriam diferentes. Dessa forma, o modelo serve de estrutura de mercado bancário (para a proporção de bancos no reajuste de suas taxas).

Fiori e Tristani (2013) apresentam um modelo DSGE Novo-Keynesiano com canal de custo (sob a hipótese de *credit for working capital*) que introduz imperfeições no mercado

financeiro. Os autores consideram assimetria de informação (sob custos de verificação de estado a *la Townsend*) e risco de falência, e, por isso, a taxa de juros para empréstimos incorpora um spread sobre a taxa de juros da política monetária. A equação do *spread*, $\hat{\Delta}_t$, é dada por:

$$\delta_1 \hat{\Delta}_t = (1 + \phi + \frac{Y}{c}) \tilde{Y}_t - \sigma^{-1} \frac{e}{c} \hat{R}_t + \varepsilon_{1,t}, \quad (12)$$

em que \tilde{Y}_t é o gap do produto, \hat{R}_t é a taxa de juros nominal, $\varepsilon_{1,t}$ é um choque, e os demais termos são constantes positivas. A equação mostra que o *spread* entre taxa de juros para empréstimo e taxa de juros da política aumenta com o excesso de demanda agregada e diminui o aumento da taxa de juros nominal. O modelo ainda delibera a seguinte curva de Phillips:

$$\pi_t = \kappa [(\sigma^{-1} \alpha_1 + \alpha_2 \hat{\Delta}_t + (\sigma^{-1} + \varphi) \hat{Y}_t + \hat{R}_t + \varepsilon_{3,t})] + \beta E_t \pi_{t+1}. \quad (13)$$

Dessa forma, o *spread* e a taxa de juros nominal aumentam a inflação. Para se chegar aos resultados, utilizou-se das variáveis de tempo para avaliar os coeficientes de *pass through* da taxa de câmbio para os preços de exportação. Os resultados revelaram um grau de repasse cambial incompleto e variável entre os diversos produtos, com exceção de dois setores com elevado do grau de abertura, o qual indica que a relação entre taxa de câmbio e preços não pode ser estudada de forma significativa sem dados desagregados para cada setor, e, além disso, há barreiras para resultados que abonam o repasse médio de uma indústria específica, haja vista que, ao nível de produto, em relação a uma variação da taxa de câmbio, também varia significativamente. Os resultados apontam também um comportamento irregular do hiato do produto, quando analisado em conjunto com a taxa de câmbio e a taxa de inflação. As estimativas indicam a presença de mecanismos não lineares no curto prazo *pass-through*, no Brasil (FIORI; TRISTANI, 2013).

O quadro 1, a seguir, proporciona um ponto de vista dos fundamentais trabalhos empíricos empreendidos sobre o tema. A exposição do quadro 1 nesta dissertação procura, por intermédio de uma revisão de estudos empíricos, apontar as principais ferramentas metodológicas e teóricas empregadas na estimação da relação entre a taxa de câmbio e os índices de inflação. Assim, por meio de estudos empíricos acerca de *pass-through* e sua importância relacionada à política monetária, por tal mecanismo estar diretamente associado ao

processo inflacionário, e, portanto, com sua importância reconhecida sobre o regime de metas de inflação, procede-se para tal uma revisão de estudos tanto para a realidade brasileira quanto para outros países/regiões.

Autor(es)	Escopo/período	Modelo/Método	Variáveis	Resultado
TOMAZZIA E MEURER (2009)	BRASIL (1999 a 2008)	<p>VAR reduzido:</p> $X_t = c + \sum_{i=0}^n B_i X_{t-i} + \Gamma Z_t + \varepsilon_t$ <p>X_t é o vetor das variáveis endógenas; Z_t é o vetor das variáveis exógenas; B_i e Γ são as matrizes dos coeficientes; c é um vetor de constantes; p é o número de defasagens; e ε_t é o vetor de erro do sistema, sendo que $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma)$ e $E(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0$, sendo $t \neq s$.</p> <p>Análise feita através de seis setores industriais, entre eles os de Bens de Consumo Duráveis, Bens de Consumo Não Duráveis, Bens de Capital, Bens Intermediários, Veículos Automotivos e Construção Civil.</p>	<p>SELIC - Taxa de juros - Over / Selic - (% a.a.): Instrumento de política monetária); PIG - Produção industrial geral - quantum; CAMBIO: Taxa de câmbio - R\$ / US\$ - comercial - venda IGPM: Nível de Preços Interno; M1 - Base monetária e meios de pagamento: Agregado Monetário; OCSP: Operações de crédito ao setor privado: Agregado de Crédito; EI - Expectativa de inflação; SWAP - Taxa referencial - swaps – DI pré-fixada: Taxa de Juros de Longo Prazo; IMP- Importações – US\$ milhões; X12: Importações; EX - Exportações; EMBI - Índice de Risco-País EMBI+ Brasil; CPI - <i>Commodity Price Index</i>: Nível de Preços Externo</p>	<p>Nos modelos rodados, o nível dos preços reage negativamente a um choque contracionista. Por outro lado, identificou-se um <i>puzzle</i> em relação ao choque contracionista nas expectativas de inflação. E o efeito <i>pass-through</i> da taxa de câmbio para os preços também se mostrou relevante.</p>

Quadro 1 - Inventário dos principais estudos empíricos acerca do efeito *pass-through*.

Fonte: Elaboração própria.

Autor(es)	Escopo/período	Modelo/Método	Variáveis	Resultado
			FFR - <i>Fed Funds Rate</i> : Taxa básica de Juros Internacional; PIBC - Produção Industrial de Bens de Capital Produção; PIBCD - Produção Industrial de Bens de Consumo Duráveis Produção; PIBCND - Produção Industrial de Bens de Consumo Não Duráveis; PICC: Produção Industrial - Construção Civil insumos; PIBI - Produção industrial.	
Autor(es)	Escopo/período	Modelo/Método	Variáveis	Resultado
SILVA E FONSECA NETO (2011)	BRASIL: diferentes segmentos de renda (pobres, classe média e alta) e regiões (Nordeste e Centro-Sul) de 1995 a 2008	Fórmula da inflação: $\pi^t \sum_{i=0}^n \theta_{i,t-1}^k \pi_{i,t}^t$ Para trás e para frente: $\theta_{i,t}^k = \theta_{i,t-1}^k \frac{\pi_{i,t}^k}{\sum_{i=0}^n \theta_{i,t-1}^k \pi_{i,t}^k}$	π é a inflação e θ representa os pesos. Subscritos: i para os grupos do IPCA, k para a região e t representa o tempo.	Os resultados apontam para um componente adicional ao padrão pró-pobre do crescimento brasileiro: não apenas a evolução do rendimento nominal beneficiou os mais pobres, mas também alterações favoráveis dos preços relativos.

Quadro 1 - Inventário dos principais estudos empíricos acerca do efeito *pass-through* (continuação).

Fonte: Elaboração própria.

Autor(es)	Escopo/período	Modelo/Método	Variáveis	Resultado
NOGUEIRA JUNIOR (2007)	BRASIL, MÉXICO, COREIA DO SUL E REPÚBLICA CHECA (1983 a 2005)	<p>Testes Ranger Causalidade:</p> $\Delta p_t = \sum_{i=1}^n \phi_i \Delta p_{t-i} + \sum_{i=1}^n \chi_i \Delta e_{t-i} + v_t$ $\Delta e_t = \sum_{i=1}^n \phi_i \Delta e_{t-i} + \sum_{i=1}^n \delta_i \Delta p_{t-i} + \zeta_t$ <p>MODELO SIMPLES:</p> $\max \pi = e^{-1} p q - C_{(q)}$ <p>CPO: $p = e C_q \mu$</p> <p>Equação reduzida-forma de log-linear:</p> $p_t = \alpha_1 + \lambda e_t + \beta p_t^* \phi y_t + \varepsilon_t$ <p>Curva retrograde de PHILLIPS:</p> $\Delta p_t = \alpha + \gamma \Delta p_{t-1} + \lambda \Delta e_t + \beta \Delta p_t + \phi \Delta y_t + \varepsilon_t$ <p>MODELO ERPT/ARDL:</p> $\Delta p = \alpha + \sum_{k=1}^n \gamma \Delta p + \sum_{k=1}^n \phi \Delta y + \sum_{k=1}^n \lambda \Delta e + \sum_{k=1}^n \beta \Delta p^* + \varepsilon$	<p>Δp : mudança do índice de preços;</p> <p>Δy: crescimento do produto;</p> <p>Δe: mudança da taxa de câmbio nominal;</p> <p>Δp^* : mudança no preço externo das importações e ε é um prazo de erro estocástico;</p> <p>O modelo foi estimado por OLS.</p>	<p>Os resultados mostram que ERPT diminuiu após a adoção de TI para a maioria das economias da amostra de preços tanto consumidores e produtores. Mostram também que o resposta dos preços no produtor da inflação à variação cambial é maior do que o de preços ao consumidor inflação. No entanto, ERPT não desapareceu completamente para as economias analisadas e ainda parece ser uma inflação de condução variável significativa em longo prazo. Maximização do lucro.</p>

Quadro 1 - Inventário dos principais estudos empíricos acerca do do efeito *pass-through* (continuação).

Fonte: Elaboração própria.

Autor(es)	Escopo/período	Modelo/Método	Variáveis	Resultado
FERREIRA E BRAGA (2015)	BRASIL (1999 a 2010)	<p>Modelo VAR:</p> $y_t = m + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t$ <p>Funções de Impulso - Resposta:</p> $PT_{t,t+j} = \frac{\sum_{j=1}^T \Delta P_{t,t+j}}{\sum_{j=1}^T \Delta E_{t,t+j}} \times 100$	<p>Funções de Impulso - Resposta:</p> <p>$\Delta P_{t,t+j}$ é a mudança acumulada no nível de preço j meses após o choque, e $\Delta E_{t,t+j}$ é a depreciação acumulada da taxa de câmbio ao longo desse mesmo período para: Belo Horizonte, Recife, Rio de Janeiro, Salvador, São Paulo e Porto Alegre, entre 1 e 30 do mês de referência, população com rendimentos entre 1 e 40 salários mínimos, áreas urbanas das regiões. A taxa nominal de câmbio venda (R\$/US\$), expressa pela série 3698 do BACEN. O Índice de Preço do Petróleo (2002=100) 100, obtido IPEA e o Índice de Produção Física Industrial dos Estados de MG, do Ceará, RJ, da Bahia, de SP e do RS, base janeiro/2002 = 100, obtido no IBGE.</p>	<p>Os mecanismos de transmissão para os preços das variações cambiais apresentaram comportamento específico em cada região, o que revelou assimetria entre elas, dado os valores divergentes entre as regiões para a maioria dos grupos em que o <i>pass-through</i> foi significativo.</p>

Quadro 1 - Inventário dos principais estudos empíricos acerca do efeito *pass-through* (continuação).

Fonte: Elaboração própria.

Autor(es)	Escopo/período	Modelo/Método	Variáveis	Resultado
CAIRES (2013)	BRASIL (1996 a 2013)	Preço de um bem importado: $pimp_t = e_t + mkup_t + mc_t$ $\Delta pimp_t + \alpha \Delta e_t + b \Delta mc_t$	$pimpt$ = logaritmo do preço do bem importado, e_t = logaritmo da taxa de câmbio, definido como unidades da moeda local (país importador) em relação à moeda estrangeira (país exportador), $mkupt$ = logaritmo do <i>mark-up</i> do exportador, mct = logaritmo do custo marginal do exportador. O coeficiente α multiplicando Δe_t corresponde ao <i>pass-through</i> da taxa de câmbio para os índices de preços.	Concluíram que esse regime cambial “administrado” pode ter tido como consequência à elevação do <i>pass-through</i> da taxa de câmbio para os preços de bens importados para níveis marginalmente abaixo dos valores estimados para o início do período analisado com regime de câmbio fixo. O estudo trouxe uma nova análise mais atualizada do <i>pass-through</i> da taxa de câmbio para os preços de bens importados no Brasil ao longo das últimas duas décadas, produzindo resultados robustos para aproximadamente 30 grupos diferentes de bens importados.

Quadro 1 – Inventário dos principais estudos empíricos acerca do efeito *pass-through* (continuação).

Fonte: Elaboração própria.

Autor(es)	Escopo/período	Modelo/Método	Variáveis	Resultado
SOUZA E ALVES (2010)	BRASIL (1999 a 2009)	<p>Teste Dickey-Fuller; Teste de cointegração de Johansen; Equações de Vetores Auto-Regressivos (VAR); Teste de Causalidade de Granger. Modelo estimado prevê:</p> $LOGIPCA_t = +3,79 + 0,53LOGIND_t + 0,14LOGPET_t + 0,43LOGTXC_t$ <p>Mecanismo de Correção de Erros; Análise de Decomposição de Variância; Cálculo do repasse cambial:</p> $CR_{t,t+j} = \frac{\sum_{t=1}^P \Delta \ln IP_{t,t+j}}{\sum_{t=1}^T \Delta \ln TC_{t,t+j}} \times 100$ <p>A partir das restrições impostas, tem-se:</p> $PET_t = \varepsilon_{PETt} \quad IND_t = \varepsilon_{INDt}$ $TXC_t = b_{31}PET + b_{32}IND + \varepsilon_{TXCt}$ $IPCA_t = b_{43}TXC + \varepsilon_{IPCA_t}$ <p>O ordenamento de Cholesky é dado por $PET \rightarrow IND \rightarrow TXC \rightarrow IPCA$, gerando as seguintes equações:</p> $PET_t = \varepsilon_{PETt}$ $IND_t = b_{21}PET + \varepsilon_{INDt}$ $TXC_t = b_{31}PET + b_{32}IND + \varepsilon_{TXCt}$ $IPCA_t = b_{41}PET + b_{42}IND + b_{43}TXC +$	<p>IPCA – Índice Preço ao Consumidor Amplo, índice geral ano base 1993 dessazonalizado, divulgado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística; TXC - Taxa de câmbio - R\$ / US\$ - comercial - venda – média, divulgado pelo boletim do BCB; PET – Índice de preço do petróleo, índice geral de 1993, fornecido pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA); e IND - Índice de Produção Industrial (indústria geral), índice ano base 1993, fornecido pelo IPEA.</p>	<p>O <i>pass-through</i> para o primeiro subperíodo foi de 3,35% , apresentando uma tendência de aumento ao longo do tempo, refletindo o processo de ajustamento de preços que são rígidos no curto prazo, mas se tornam mais flexíveis no longo prazo. No período de janeiro de 2003 a dezembro de 2009, as séries mostraram-se não estacionárias e não cointegradas. O cálculo do <i>pass-through</i> para o primeiro trimestre do período apresentou-se baixo. Para o sexto semestre apresentou uma estimativa de 1,78% e 1,53%. As explicações para um <i>pass-through</i> muito mais elevado no primeiro subperíodo do que no segundo devem-se ao fato de que no primeiro tem-se a mudança do regime cambial de fixo para flexível a partir de janeiro de 1999, o apagão em 2001, o processo eleitoral em 2002, entre outros fatores. No segundo período, tem-se um cenário macroeconômico estável, com crescimento do PIB, do emprego, estabilidade de preços e uma tendência de apreciação cambial, entre outros.</p>

Quadro 1 - Inventário dos principais estudos empíricos acerca do do efeito *pass-through* (continuação).

Fonte: Elaboração própria.

A literatura levantada para o estudo e a bibliografia apresentada no quadro 1 salientam outros importantes estudos acerca da temática encontrada no Apêndice I. Pode-se observar que a relevância da análise do efeito *pass through* é muito amplo e contempla os estudos que abordaram a curva de Phillips, da relação de comércio externo brasileiro e de produtos específicos.

O modelo teórico construído com base nas variáveis destacadas pelos estudos envolvidos (quadro 1) possui especial importância na obtenção das elasticidades de *pass through*, portanto essas têm alcance amplo para a realidade econômica, tal como salienta-se nos estudos do Apêndice I.

O quadro 1 possibilita a análise dos resultados que os preços relativos internacionais são determinados pelas taxas de câmbio real das economias. A taxa de câmbio influencia nas importações e exportações de um país, define o grau de competitividade empresarial e impacta sobre os resultados das empresas. Em termos nominais, afeta os níveis de inflação e a necessidade de financiamento externo mediante o saldo em conta corrente. Tal como os demais fatores, a volatilidade cambial indica maiores incertezas e, dessa forma, altera as expectativas acerca dos fluxos de caixa das firmas nacionais convertidas em moeda estrangeira. (CORREA; MINELLA, 2010).

Quanto à taxa de câmbio, constatou-se que, no período 1980-1994, o efeito *pass-through* do câmbio para os preços domésticos foi elevado. Esse fato implica que o impacto da taxa de câmbio sobre a taxa de juros fosse refletido por meio da taxa de inflação. Entretanto, observa-se uma queda do efeito *pass-through* no período pós-Plano Real. Os resultados mostraram também um comportamento irregular do hiato do produto, quando analisado em conjunto com a taxa de câmbio e a taxa de inflação (TRICHES; SILVA, 2009).

No entanto, também foi possível analisar, dentre os estudos pesquisados, que o ponto de vista da avaliação de especificações alternativas, um dos resultados mais significativos, é que as hipóteses de verticalidade de longo prazo da Curva de Phillips e de Paridade de Poder de Compra assemelham em cooperar expressivamente para o amoldamento do modelo. Os modelos estimados também permitem observar a mudança de regime cambial em 1999 e da improbabilidade política no segundo semestre de 2002. A natureza separada das estimações, admitem estimar-se o conflito desses episódios sobre os distintos grupos de preços, delineando um quadro mais explêndido da dinâmica de preços nesse período.

Correa e Minella (2010) avaliaram a não linearidade na curva de Phillips através da estimação de um modelo autorregressivo (threshold autoregressive TAR) em uma especificação com IPCA, taxa de câmbio e hiato do produto.

Sarantis (1999), em seu experimento de prognosticar a taxa de câmbio real para os Estados Unidos, fez uso do modelo autoregressivo com a finalidade limiar suave (STAR), e o modelo linear não localizou resultados idênticos aos acima exibidos.

Da mesma maneira, Boero e Marrocu (2002) concluíram que as medidas cautelares para taxa de câmbio nominal dos Estados Unidos do modelo STAR não significaram melhores do que as previsões com modelos AR. Dentro da apreciação da curva de Phillips, Stock e Watson (1996), conferiram as previsões da inflação americana empregando a *non-accelerating-inflation-rate-of-unemployment* (NAIRU), versão tradicional para avaliação e previsão de inflação, e modelos TAR para capturar as quebras estruturais e mudanças nos ciclos econômicos.

Os modelos TAR foram mais robustos na previsão da inflação do que os modelos tradicionais lineares tanto pelo EQM de previsão quanto pela densidade de previsão.

Na mesma linha, Ascari e Marrocu (2003) fizeram um estudo comparativo do desempenho das variações da curva de Phillips e observaram que as melhores previsões foram encontradas em modelos não lineares.

No Brasil, Correa e Minella (2005) demonstraram evidências empíricas de ajustamento da curva de Phillips com efeito limiar (*threshold*), captando os efeitos do repasse cambial para a inflação no pós-real.

Silva e Fonseca Neto (2011) analisaram a questão regional, visando identificar se, nas regiões Centro-Sul e Nordeste, a inflação teve um padrão pró-pobre, em que ela, nas classes mais baixas, foi inferior à média nacional. Além disso, para se entender as diferenças de inflações das classes sociais (pobres, classe média e classe alta) em relação à média, essas são decompostas a partir das contribuições dos diversos grupos às cestas de consumo (alimentação e bebidas, transportes, educação, saúde, entre outros).

Finalmente, as inflações específicas são utilizadas para deflacionar as rendas nominais, o que permite medir a contribuição dos diferenciais de inflação para avaliação da renda real das classes sociais. As fontes primárias são do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE): microdados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF, 2003), microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNADs de 1995 a 2007), Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) do Sistema Nacional de Preços ao Consumidor e Estimativas de Projeções da População.

Já Fraga et al. (2008), no que se refere às condições de concorrência imperfeita, as regras para determinação dos preços levam em consideração a possibilidade de que as firmas encontram-se na posição de fixar um *mark-up* sobre os custos. Então, faz-se necessário

analisar como esse *mark-up* acima do custo marginal varia em resposta a uma alteração na taxa de câmbio, no mercado internacional, mesmo assim, ainda não se encontra na posição de líder na formação de preços. Em suma, o resultado encontrado no trabalho demonstra que, quando o câmbio se deprecia ou aprecia, uma parte dessa variação é repassada para o *mark-up*.

Ademais, a análise do quadro 1 torna possível apreender que, de maneira geral, todos os trabalhos utilizam variáveis representativas para cada modelo estimado. A análise do quadro 1 permitiu realizar a escolha das variáveis a serem utilizadas nas estimações empíricas realizadas no bojo do presente estudo.

3 METODOLOGIA

Neste capítulo serão explanados os fundamentos de séries temporais empregados neste estudo e os métodos econométricos usados para alcançar os objetivos propostos nessa pesquisa. Também, as fontes de dados e tratamentos são exibidas em seção ao fim deste capítulo.

3.1 Tendência e raízes unitárias

A maneira tradicional de avaliar uma série temporal é por meio da sua decomposição nas componentes de tendência, ciclo e sazonalidade. (MORETTIN; TOLÓI, 1987).

Diniz et al. (1998) alegam que uma série temporal é estacionária se o processo aleatório oscilar em torno de um nível médio constante.

Segundo Chiodi (2006), séries temporais estacionárias são distinguidas por exibir média zero e variância constante no tempo, estando sua covariância subordinada exclusivamente à discrepância entre os períodos. Ainda a autora relata uma disparidade respeitável entre a série estacionária e não estacionária, e isso ocorre quando um choque na primeira desaparece rapidamente, tendendo para um nível médio no longo prazo, enquanto, na série não estacionária, um choque pode ocasionar um resultado explosivo ou permanente – o choque é coligado à tendência.

Dessa forma, uma série temporal é estacionária, se e somente se:

- 1) $\mu(t) = \mu$ para todo t (Função de Média);
- 2) $V(t) = \sigma^2$ para todo t (Variância);
- 3) $Cov[y(t), y(t + k)] = Y_k$ para todo t e qualquer $k \neq 0$ (Covariância). (14)

A estacionariedade de uma série temporal pode ser averiguada por meio de diversos testes de raiz unitária. Aprecia-se um modelo Autorregressivo (AR) para a variável temporal y_t :

$$y_t = \rho y_{t-1} + v_t \quad (15)$$

Presupõe que v_t constitua uma perturbação aleatória, com média zero e variância constante. Para esse modelo, caso $\rho=1$, y_t é o passeio aleatório não estacionário, $y_t = \rho y_{t-1} + v_t$, e diz-se que tem uma raiz unitária, pois $\rho=1$:

$$\begin{aligned}
y_1 &= v_1 \\
y_2 &= y_1 + v_2 = v_1 + v_2 \\
y_3 &= y_2 + v_3 = v_1 + v_2 + v_3
\end{aligned} \tag{16}$$

Desse modo:

$$y_t = \sum_{j=1}^t v_j$$

Então,

$$Var(y_t) = t\sigma_t^2$$

No caso acima, a variância de y_t é modificado com o tempo, portanto, a série é não estacionária. Com efeito, a medida que $t \rightarrow \infty$, a variância de y_t se converte excessivamente sem interrupção.

Se porventura $|\rho| < 1$, o processo AR é estacionário, ou apresenta tendência estacionária. Séries estacionárias são integradas de ordem zero, $I(0)$ – não precisam de diferenciação para se transformarem em estacionárias. A não estacionariedade pode ser testada, sendo a Hipótese Nula: $\rho = 1$ contra a Hipótese Alternativa: $\rho < 1$.

Deduzindo y_{t-1} de ambos os membros da equação(26), como realizado por Hill, Griffiths e Judge (2003), obtêm-se:

$$\begin{aligned}
y_t - y_{t-1} &= \rho y_{t-1} - y_{t-1} + v_t \\
\Delta y_t &= (\rho - 1)y_{t-1} + v_t \\
\Delta y_t &= \gamma y_{t-1} + v_t
\end{aligned} \tag{17}$$

em que $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ e $\gamma = (\rho - 1)$.

Igualando:

$$H_0: \rho = 1 \leftrightarrow H_0: \gamma = 0$$

$$H_1: \rho < 1 \leftrightarrow H_1: \gamma < 0$$

A variável $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ é apontada a primeira diferença da série y_t . Se y_t segue um passeio estocástico, então $\gamma = 0$ é:

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1} = v_t \tag{18}$$

A série $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ é estacionária – diferença estacionária – se o erro aleatório v_t for simplesmente aleatório. Ao assumir a primeira diferença das séries como Δy_t , estas podem ser alteradas em estacionárias, o que as constituem $I(1)$ (integradas de ordem 1).

Em comum, de acordo com Hill, Griffiths e Judge (2003) estabelecem que, se uma série pode ser caracterizada d vezes para ser estacionária, ela é denominada de integrada de ordem d , ou $I(D)$.

Para avaliar a hipótese concebida, aprecia-se por intermédio do método de mínimos quadrados e verifica-se a estatística t para a hipótese de que $\gamma = 0$. Contudo, a t não tem mais uma distribuição t de Student, em razão de que se a hipótese é exata, y_t segue uma distribuição aleatória. Em seguida, essa estatística chamada de τ (tau) necessita ser relacionada com valores críticos principalmente levantados. Esses valores críticos foram tabulados por Dickey e Fuller (1979, 1981) e, desse modo, o teste aplicado é nominado como teste de Dickey-Fuller (teste DF).

O modelo do teste utiliza-se de diversas medidas e, para consentir distintas probabilidades, o referido pode ser apreciado de três formas distintas, segundo as recomendações de Gujarati e Porter (2011):

- 1) y_t é um passeio aleatório: $\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + v_t$;
 - 2) y_t é um passeio aleatório com deslocamento: $\Delta y_t = \beta_1 + \gamma y_{t-1} + v_t$; (19)
 - 3) y_t é um passeio aleatório com deslocamento em torno de uma tendência determinística: $\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 T + \gamma y_{t-1} + v_t$;
- (20)

em que t é a variável de tendência ou temporal.

Para cada circunstâncias, as hipóteses são:

$H_0: \gamma = 0$ (há uma raiz unitária, a série temporal é não estacionária ou ela apresenta uma tendência estocástica);

$H_1: \gamma < 0$ (a série temporal é estacionária, possivelmente contendo uma tendência determinística).

Caso a hipótese nula seja rejeitada, y_t é estacionário com média zero e y_{t-1} é estacionário com média não zero, simultaneamente. Para a equação, pode-se avaliar $\gamma < 0$ (nenhuma tendência estocástica) e $\beta \neq 0$ (existência de uma tendência determinística) respectivamente, empregando o teste F , entretanto fundamentando-se nos valores básicos tabulados por Dickey e Fuller.

Ao utilizar o teste DF, adota-se a suposição de que os casos em que os erros são correlacionados, faz-se uso do teste de Dickey-Fuller Aumentado (DFA), o qual é executado por meio das equações, adicionando os valores defasados da variável dependente Δy_t .

Pressupõe que empregando o teste *DFA* incide em aferir a seguinte equação:

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_i \quad (21)$$

em que ε é um termo de erro de ruído branco puro e $\Delta y_{t-1} = (y_{t-1} - y_{t-2})$, $\Delta y_{t-2} = (y_{t-2} - y_{t-3})$, etc.

O número de termos de diferenças a serem defasados provém da ideia de obter valores satisfatórios no termo de erro da equação, caso seja serialmente não correlacionado. Desse modo, é presumível atingir uma estimativa não viesada de γ , o coeficiente defasado de y_{t-1} . No teste *DFA*, $\gamma = 0$ também é examinado, e o teste segue a mesma classificação assintótica da estatística *DF*, ou seja, os mesmos valores básicos podem ser empregados (GUJARATI, PORTER, 2011).

Contudo, o teste de Dikey-Fuller não analisa a durabilidade de correlação serial nem a heterocedasticidade. Para superar tal restrição, nasce o teste de Phillips e Perron (1988), que faz uma correlação não paramétrica ao teste de Dikey-Fuller, admitindo que o teste seja sólido ainda que existam variáveis defasadas dependentes e correlação serial nos erros. Não é preciso explicitar um modelo com ordem autorregressiva para adequar a correlação serial dos resíduos nesse teste. As equações avaliadas e os testes indicados são semelhantes aos de Dickey e Fuller.

Análise das seguintes probabilidades com as concernentes estatísticas associadas:

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + u_t \rightarrow z_t,$$

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + u_t \rightarrow z_{t,\mu},$$

$$\Delta y_t = \mu + \delta t + \alpha y_{t-1} + u_t \rightarrow z_{t,\tau}, \quad (22)$$

em que μ_t é um processo estacionário.

Pôde se determinar, de acordo com Phillips e Perron (1988), os testes sobre os coeficientes do modelo através da estatística τ . Segundo Bueno (2008), os autores designaram tais testes para destacar que são avaliações sobre a distribuição dos coeficientes e para que a comparação com os resultados dos testes fundamentados na distribuição da estatística τ , sendo os dois sob a hipótese nula de raiz unitária.

O teste elaborado por Elliot, Rothemberg e Stock (1996), manifesto como Dickey e Fuller Generalized Least Square (DF-GLS), é uma opção aos testes de Dickey e Fuller Aumentado e Phillips e Perron. O fundamental contexto do teste é que, se determinada forma

dos termos determinísticos estiverem depurados da regressão do teste, seu domínio pode ser aumentado.

As variações recomendadas por Elliot, Rothemberg e Stock (1996) fundamentam-se em dois aspectos: 1) de que o uso de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) na obtenção da tendência de uma série é ineficiente; 2) a estimação de uma perfeita aproximação ao verdadeiro processo de geração de dados por meio de uma seleção adequada para a ordem de defasagem do modelo.

Elliot, Rothemberg e Stock (1996) recomendam utilizar Mínimos Quadrados Generalizados – MQG – para a extração da tendência, utilizando o método padrão DFA de teste de hipótese exposto por Dickey e Fuller. Para tanto, avaliar-se a Hipótese Nula $H_0: \alpha_0 = 0$, sinalizando a apresentação de raiz unitária *versus* a Hipótese Alternativa $H_1: \alpha_0 < 0$, que a série é estacionária.

Expressa-se a seguinte equação:

$$\Delta y_t^\mu = \alpha_0 y_{t-1}^\mu + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta y_{t-j}^\mu + \varepsilon \quad (23)$$

A equação é baseada nos Mínimos Quadrados – MQO –, em que y_t^μ é uma série com tendência, removida por Mínimos Quadrados Generalizados – MQG.

Com analogia à seleção do número de defasagens, um Critério Modificado de Akaike – MAIC – é empregado. Os critérios de Akaike – AIC – e Schwarz – BIC – não são empregados, pois, conforme Ng e Perron (2001), esses estão propensos a aperfeiçoar os valores baixos para as discrepâncias, quando se têm raízes unitárias negativas (associadas a -1), levando a conclusões distorcidas.

3.2 Análise de Autoregressão Vetorial – VAR

Conforme Caldarelli, Camara e Bacchi (2009), a análise de séries temporais pode empregar os modelos AR (auto-regressivos) e VAR em sua versão multivariada; em casos de simultaneidade (via equações simultâneas). As implicações eficazes de contrafações nas variáveis contidas nos modelos são estudados através de Análise de Auto-Regressão Vetorial (VAR).

Tal metodologia é apropriada quando não se tem certeza de quais são as variáveis endógenas e exógenas do modelo. Adicionalmente, todas podem ser consideradas endógenas, em um primeiro momento, para se analisar a relação de causalidade entre elas. (ENDERS,

2004). Segundo Bueno (2008), tal procedimento pode ser usado para previsões, sistemas de séries temporais interrelacionadas e para choques aleatórios em sistemas de variáveis.

Nos modelos VAR todas as variáveis incluídas na análise são tratadas de forma simétrica, ou seja, todas as variáveis são analisadas como endógenas. Nesse enfoque, os modelos macroeconômicos são apreciados no formato restringido (absoluto), por meio do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

O modelo VAR pode ser explicitado como:

$$AX_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i X_{t-1} + B_{\epsilon t} \quad (24)$$

em que um modelo autorregressivo de ordem p é definido por um vetor com n variáveis endógenas X_t , que estão conectadas entre si por meio de uma matriz A . O termo A é uma matriz $n \times n$, que produz as restrições contemporâneas entre as variáveis que compõem o vetor n , X_t é a medida, B_0 é um vetor de constantes $n \times 1$, B_i são matrizes $n \times n$, B uma matriz diagonal de desvios-padrão e, por fim, ϵ_t é um vetor $n \times 1$ de “perturbações aleatórias não correlacionadas entre si contemporânea ou temporalmente”, i.e., $\epsilon_t \sim \text{i.i.d.}(0; I_n)$. (BUENO, 2008, p. 162).

Essa forma estrutural do modelo VAR indica as semelhanças entre as variáveis endógenas presentes num modelo. Nela, os choques ϵ_t comprometem de forma individual cada uma das variáveis endógenas.

Bueno (2008) salienta que a autonomia dos choques ocorre sem que a generalidade seja nula e que as interrelações entre eles são capturadas pela matriz A .

A estima de o acontecimento da endogeneidade das variáveis, a forma reduzida do modelo VAR, pode ser concebida como:

$$X_t = A^{-1}B_0 + \sum_{i=1}^p A^{-1}B_i X_{t-1} + A^{-1}B_{\epsilon t} = \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i X_{t-1} + \epsilon_t$$

em que $\phi_i \equiv A^{-1}B_i, i = 0, 1, \dots, p$ e o $B_{\epsilon t} = A_{\epsilon t}$. (25)

Ao pesquisar o modelo VAR por meio de um exemplo bivariado de ordem 1, Enders (2004, p. 294) anuncia uma particularização na qual as variáveis são motivadas reciprocamente uma pela outra e, contemporaneamente, por defasagens de seus valores:

$$\begin{aligned} y_t &= b_{10} - a_{12}z_t + b_{11}y_{t-1} + b_{12}z_{t-1} + \sigma_y \epsilon_{yt} \\ z_t &= b_{20} - a_{21}y_t + b_{21}y_{t-1} + b_{22}z_{t-1} + \sigma_z \epsilon_{zt} \end{aligned} \quad (26)$$

em que b_{12} é o resultado contemporâneo de uma mudança unitária em de z_t em y_t .

O modelo evidenciado não pode ser considerado abertamente, pois as variáveis contemporâneas y_t e z_t são, simultaneamente, particularmente correlacionadas com os erros ϵ_{yt} e ϵ_{zt} . Então, o efeito *feedback* ocorre porque y_t e z_t , que comprometem um ao outro, há interdependência contemporânea.

Consequentemente, o modelo VAR tenta sobrepujar tal limitação ao aceitar descobrir a trajetória da variável de interesse a partir de choques estruturais nos erros. O método permite as suposições de que y_t e z_t são séries estacionárias ou cointegradas, os erros são ruído branco ($\epsilon_{yt} \sim RB(0,1)$ e $\epsilon_{zt} \sim RB(0,1)$) e, igualmente, as séries não são autocorrelacionadas ($\epsilon_{yt} \perp \epsilon_{zt} \rightarrow Cov(\epsilon_{yt}, \epsilon_{zt}) = 0$).

O modelo de Enders (2004):

$$\begin{bmatrix} 1 & a_{12} \\ a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \sigma_y & 0 \\ 0 & \sigma_z \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{yt} \\ \epsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (27)$$

$\equiv A \quad \equiv X^t \quad \equiv B_0 \quad \quad \quad \equiv B_1 \quad \quad \quad \equiv B \quad \equiv \epsilon_t$

A forma reduzida desse modelo simples pode ser composta da seguinte forma:

$$AX_t = \Phi_0 + \Phi_1 X_{t-1} + e_t;$$

$$\Phi_0 = A^{-1}B_0 \text{ e } \Phi_1 = A^{-1}B_1;$$

$$Ae_t = B\epsilon_t. \quad (28)$$

Para a caracterização acima, a condição de estabilidade é que a mesma apresente os autovalores de $(I - \Phi_1 L)$ fora do círculo unitário.

Já um modelo VAR completo de ordem p permite a interrelação entre variáveis estacionárias e não estacionárias tomadas em nível e é representada como:

$$X_t = \Phi_0 + \sum_{i=1}^p \Phi_i X_{t-i} + GZ_{t-1} + e_t \quad (29)$$

em que X_t é um vetor $n \times 1$ de variáveis endógenas, G é uma matriz de coeficientes $n \times g$, e Z_t é um vetor $g \times 1$ de variáveis exógenas (podendo igualmente conter variáveis determinísticas).

3.3 Modelo de Correção de Erros – VEC

Para Caldarelli, Camara e Bacchi (2009), um ponto importante nos modelos de autorregressão vetorial é apreciar séries estacionárias, caso estas não componham, torna-se necessário empregar um modelo VAR em suas diferenças ou uma versão VEC – Erros corrigidos quando se tem um vetor de cointegração.

Porém, conforme Engle e Granger (1987), o equilíbrio de longo prazo em modelos que envolvem variáveis não estacionárias exige que exista uma combinação entre elas que seja estacionária. Assim, tal como indicam Spolador e Freitas (2007), se cada elemento de um vetor da série x_t é estacionário depois da primeira diferença, mas a combinação β_{xt} já é estacionária em nível, a série x_t é chamada de cointegrada com o vetor cointegrante.

Apreciando que um conjunto de variáveis econômicas exhibe estabilização de longo prazo, tal como o modelo de Engle e Granger (1987) apresenta-se:

$$x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_n x_{nt} = 0 \quad (30)$$

em que β e x_t representam os vetores $(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ e $(x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})$.

Diante disso, o sistema está em equilíbrio de longo prazo quando $\beta_{xt} = 0$.

O erro de equilíbrio (desvio do equilíbrio de longo prazo) é demonstrado como:

$$e_t = \beta_{xt}$$

Se o erro de equilíbrio de longo prazo, ε_t , for estacionário, as séries são cointegradas, mesmo que a situação acima não se verifique.

Os elementos do vetor $(x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})$ são cointegrados de ordem b, d , ou $x_t \sim CI(d, b)$ se todos os elementos do vetor forem integrados de ordem d e se tiver um vetor $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ de forma que tenha uma combinação linear $\beta_{xt} = (\beta_1 x_{1t}, \beta_2 x_{2t}, \dots, \beta_n x_{nt})$ integrada de ordem $(d - b)$, em que $b > 0$. Neste caso o vetor β é chamado de vetor de cointegração.

Conforme Enders (2004), o emprego do modelo de correção de erros torna-se imperioso, pois séries de diferença estacionária perdem as informações de longo prazo porque, quando ocorre alteração delas, a tendência é extraída. O emprego do modelo de correção de erros visa aperfeiçoar esse resultado por meio dessa informação.

3.4 Método de Dickey Fuller e Phillip Perron

Conforme Favro, Caldarelli e Camara (2015), a estacionariedade de uma série temporal, por meio de um teste de raiz unitária, dá amparo para avaliar as condições de estacionariedade fazendo uso dos testes de Dickey-Fuller *Generalized Least Square* (DF-GLS) e Phillips-Perron — quebra estrutural.

Designadamente, a metodologia e a justificativa para o uso do teste de raiz unitária desenvolvido por Dickey e Pantula (1987) para a deliberação da ordem de integração de variáveis que contenham mais de uma raiz unitária.

O teste de raiz unitária Dickey-Fuller (DF) estima a seguinte autorregressão:

$$\nabla y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (31)$$

Em que: $\nabla = (y_t - y_{t-1})$, tem como operador de diferença o $\gamma = \rho - 1$. Nesse sentido a hipótese nula (H_0) consiste na existência de pelo menos uma raiz unitária, sendo assim, a série é não estacionária, $\rho = 1$. E a hipótese alternativa (H_A) consiste em uma série estacionária, na qual não possui nenhuma raiz unitária, $\rho < 1$.

Basicamente, o teste de raiz unitária Dickey-Fuller (DF) estima a seguinte estatística, consideremos o modelo abaixo:

$$\begin{aligned} Z_t &= \theta_1 Z_{t-1} + a_t, a_t \sim N(0, \sigma^2) \\ \Delta Z_t &= \theta'_1 Z_{t-1} + a_t \theta'_1 = \theta_1 - 1 \\ H_0 &\{\theta'_1 = 0 \\ H_A &\{\theta'_1 < 0 \end{aligned} \quad (32)$$

Já o teste de autorregressão de Dickey Fuller aumentado (DFA) é calculado pela seguinte equação:

$$\nabla y_t = \alpha + \beta_t + \gamma y_{t-1} \sum_{i=1}^n \rho_{j+1} \nabla y_{t-j} + \varepsilon_t, \quad (33)$$

Em que α é o intercepto, e t representa uma tendência linear.

O teste de raiz unitária Dickey Fuller aumentado (DFA) é obtido a partir da seguinte fórmula:

$$\begin{aligned} \Delta Z_t &= \beta_0 + \delta Z_{t-1} + \gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \gamma_2 \Delta Z_{t-2} + \dots + \gamma_p \Delta Z_{t-p} + u_t \\ H_0 &\{\delta = 0 \text{ (} Z_t \text{, tem uma tendência estocástica)} \\ H_A &\{\delta < 0 \text{ (} Z_t \text{ é estacionária)} \end{aligned} \quad (34)$$

Nota-se que o número de defasagens p pode ser obtido utilizando os critérios AIC (Akaike) ou Schwarz.

A estatística DFA não tem distribuição normal, mesmo para amostras grandes. Já a variância amostral se dá da seguinte forma:

$$S^2 = \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (4y_t - bay_{t-1})^2 \quad (35)$$

Dickey e Fuller (1981) calcularam estatísticas F para testes conjuntos, chamando-as de Φ_i , $i = 1, 2, 3$, com distribuições não convencionais.

Em que $\Delta = (y_t - y_{t-1})$, isto significa que o operador diferença é $\gamma = \rho - 1$. Sendo assim, a hipótese nula (H_0) afirma que existe ao menos uma raiz unitária, logo a variável não é estacionária e $\gamma = 0$. Em contrapartida, a hipótese alternativa (H_A) expressa que a variável é fracamente estacionária, não contendo nenhuma raiz unitária e $\gamma < 0$.

O teste Dickey-Fuller (DF), por não apresentar autocorrelação, calcula o termo de erro das equações identicamente e independentemente distribuídos (IID). Por sua vez, o teste Dickey-Fuller Aumentado (DFA), foi elaborado para adicionar a sua equação à própria variável defasada e diferenciada. Devido ao teste Dickey-Fuller Aumentado (DFA) adicionar um número significativo de defasagens e o teste Dickey-Fuller (DF) não utilizar este padrão, sendo assim escolhido o método de Dickey-Fuller Aumentado para garantir que os resíduos não apresentassem autocorrelação.

3.5 Funções de resposta a impulso

Sims (1980) apresenta a especificação de um sistema periódico para adaptar-se a um modelo, o qual atribui que determinados coeficientes fiquem iguais a zero e recomenda que o efeito *feedback* seja restrito.

Tendo como exemplo, um modelo bivariado com a exceção de que $\alpha_{12} = 0$ deriva em:

$$\begin{aligned} y_t &= a_{10} + b_{11}y_{t-1} + b_{12}z_{t-1} + \epsilon_{yt}; \\ z_t &= a_{20} - a_{21}y_{t-1} + b_{22}z_{t-1} + \epsilon_{zt}. \end{aligned} \quad (36)$$

Tal exceção compreende os parâmetros estruturais identificáveis:

$$A^{-1} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -a_{21} & -1 \end{bmatrix} \rightarrow$$

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ a_{-21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ a_{-21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_y & 0 \\ 0 & \sigma_z \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{yt} \\ \epsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

Com $\alpha_{12} = 0$, então os erros reduzidos ficam: $\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_y \epsilon_{yt} \\ \sigma_z \epsilon_{zt} - a_{12} \sigma_y \epsilon_{yt} \end{bmatrix}$, de modo que $Var(e_1) = \sigma_y^2$, $Var(e_2) = \sigma_z^2 + a_{12}^2 \sigma_y^2$; $Cov(e_1, e_2) = a_{21} \sigma_y^2$.

Tais equações permitem a identificação dos parâmetros estruturais do modelo:

$$\begin{aligned} \phi_{10} &= a_{10}; \phi_{20} = a_{20} - a_{10}a_{21}; \phi_{11} = b_{11}; \phi_{12} = b_{12}; \phi_{21} = -a_{21}b_{11} + \\ &b_{21}; \phi_{22} = -a_{21}b_{12} + b_{22}. \end{aligned} \quad (37)$$

A decomposição de Choleski é uma forma triangular de transformar os resíduos e pode ser generalizada para um vetor com n variáveis endógenas. Nesse caso, a matriz de covariância da dimensão $n \times n$. Outrossim, a prescrição de $(n^2 - n) \div 2$ restrições é imperiosa como condição de assimilação.

Segundo Vartanian (2010), a função de resposta a impulso é uma procedimento que possibilita analisar os efeitos de um choque em uma série temporal sobre outra série, ou seja, os resultados expostos na função de resposta a impulso possibilita uma verificação correta dos resultados de choques em qualquer uma das variáveis do sistema.

A dificuldade dessa imposição é a aceção de ordenação das variáveis que normalmente é arbitrária. Então a classificação das variáveis determina o formato das restrições, de modo que diversas ordenações determinam distintas restrições. Então, se os autovalores da polinomial $(I - \sum_{i=1}^p \phi_1 L^i)$ permanecerem fora do círculo unitário, é presumível avaliar um VAR (ρ) em um vetor de médias móveis infinito VMA (∞).

Bueno (2008) expõe o VAR (1) bivariado:

$$X_t = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_1^i e_{t-1} = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\phi_1^i}{1 - a_{12}a_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -a_{12} \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_y \epsilon_{yt-1} \\ \sigma_y \epsilon_{zt-1} \end{bmatrix} \quad (38)$$

em que $\bar{X} \equiv (I - \phi_1)^{-1} \phi_0$ é a média de longo prazo.

Posteriormente a matriz se dá da seguinte forma:

$$\phi_1 = \frac{\phi_1^i}{1 - a_{12}a_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -a_{12} \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix}$$

Nessa conformidade:

$$X_t = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_1^i e_{t-1} = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \varphi_{1,11} & \varphi_{1,12} \\ \varphi_{1,21} & \varphi_{1,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_y \epsilon_{yt-1} \\ \sigma_y \epsilon_{zt-1} \end{bmatrix} \quad (39)$$

em que os elementos da matriz ψ_i são os multiplicadores de impulso de um choque sobre as variáveis endógenas, de modo que o impacto total de um choque de ϵ_{yt} sobre y_{t+h} é determinado pela soma dos coeficientes $\varphi_{1,11}, i = 0, 1, 2, 3, \dots, h$. E somam-se os coeficientes de $\varphi_{1,21}$ a z_{t+h} . Desse modo, quando se elucidam os coeficientes contra i , a função impulso-resposta é determinada e a soma dos coeficientes contra i explanada em um gráfico acarreta a função impulso resposta acumulada, constituindo o intervalo de confiança calculado pelo software a ser utilizado. (BUENO, 2008).

3.6 Fontes e tratamentos de dados

A análise econométrica executada e exposta nas próximas seções, a qual possui dados de periodicidade mensal, entre 2000 a 2016, totaliza 2.123 observações.

As variáveis empregadas são: Utilização da capacidade produzida — industrial; Índice Geral de Preços — Disponibilidade Interna; Índice geral de preços — Oferta global; Índice Nacional de Preços da Construção Civil; Índice Nacional de Preços da Construção Civil — Mercado; Índice Nacional de Preços ao Consumidor; Índice de Preços ao Consumidor; Índice de Preços ao Consumidor — Mercado; Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo e Taxa de câmbio comercial para compra real e dólar americano (Tabela 1).

Tabela 1 – Denominação das variáveis utilizadas.

Variável	Sigla
Utilização da Capacidade Produzida Industrial	UCPI
Índice Geral de Preços — Disponibilidade Interna	IGP-DI
Índice Geral de Preços — Oferta Global	IGP-OG
Índice Nacional de Preços da Construção Civil	INCC
Índice Nacional de Preços da Construção Civil — Mercado	INCC-M
Índice Nacional de Preços ao Consumidor	INPC
Índice de Preços ao Consumidor	IPC
Índice de Preços ao Consumidor — Mercado	IPC-M
Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo	IPCA
Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo Especial	IPCA-EP
Taxa de Câmbio Comercial para Compra Real e Dólar Americano	TCCR

Fonte: Elaboração da autora.

Nota-se que todas as variáveis foram transformadas usando o logaritmo natural para a adaptação do modelo, de maneira que as relações entre estas sejam capazes de serem apreciadas como elasticidades.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Neste capítulo apresentam-se os principais resultados da presente pesquisa. Inicialmente, analisa-se o comportamento das séries utilizadas nas estimações empíricas, sendo posteriormente apresentados os resultados das ferramentas estatísticas utilizadas para as estimações.

4.1 Análise qualitativa das séries

Os gráficos ilustrados na sequência (gráficos 1, 2, 3 e 4) apresentam o comportamento das séries utilizadas para as análises empíricas deste estudo e estimações econométricas. Os gráficos 1 e 2, que seguem, mostram o comportamento da variação dos índices de inflação utilizados no estudo.

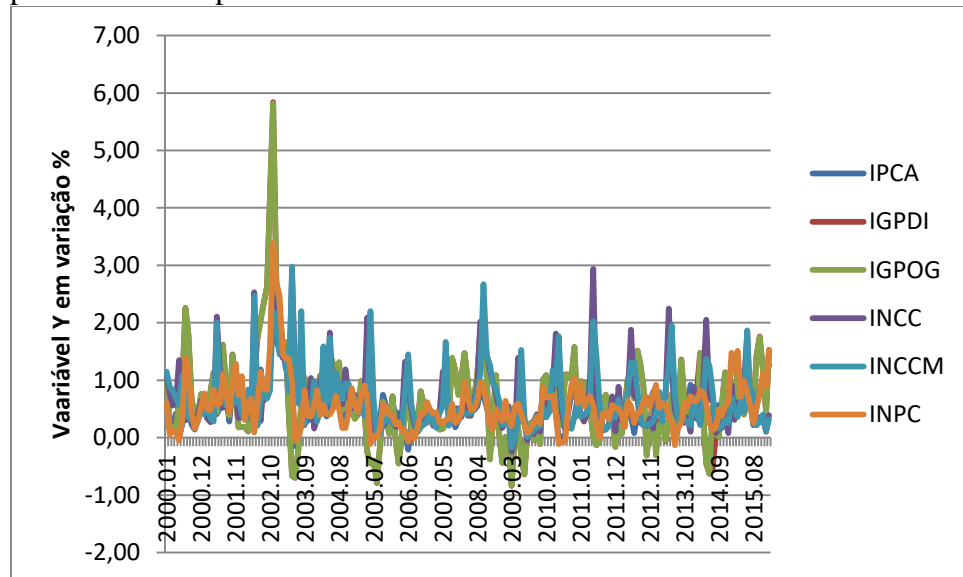
O gráfico 1 apresenta o comportamento da variação dos índices de inflação: Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo; Índice Geral de Preços — Disponibilidade Interna; Índice geral de preços — Oferta global; Índice Geral de Preços — Oferta Global — Mercado e do Índice Nacional de Preços ao Consumidor para o período de 2000 a 2016. Segundo o BCB (2016), o IPCA é utilizado pelo governo para verificar se a meta de inflação estabelecida foi cumprida, sendo esse o índice oficial de inflação do Brasil, que demonstra a variação dos preços dos estabelecimentos comerciais, prestadores de serviços, domicílios (aluguéis) e concessionárias de serviços públicos para o consumidor final.

O IGP-DI mede o comportamento dos preços em geral da economia interna do Brasil, o preço dos produtos exportados não entram nesse cálculo, o qual é calculado pela média aritmética dos índices: IPA (Índice de Preços no Atacado), IPC (Índice de Preços ao Consumidor) e INCC (Índice Nacional da Construção Civil). Já no IGP-OG, o valor dos preços dos produtos exportados é considerado devido à oferta ser global, e essa variação dos preços afetam as atividades econômicas brasileiras.

Ainda de acordo com o BCB (2016), o INCC mensura a variação dos preços no setor da construção civil, tanto para os materiais como para a mão de obra empregada no mesmo setor. O INCC-M diferencia-se do INCC pela data de coleta de dados, que é do dia 21 do mês até o dia 20 do mês posterior. O IPC, por sua vez, é calculado fundamentando-se no reajuste de salário dos trabalhadores, coletando dados dos estabelecimentos comerciais, concessionárias de serviços públicos, prestação de serviços, aluguéis e condomínios, com

base nos salários entre 1 e 5 salários-mínimos, com qualquer fonte de rendimento, assalariado ou não.

Gráfico 1 - Evolução das variáveis IPCA, IGP-DI, IGP-OG, INCC, INCC-M e INPC em nível percentual – no período de 2000 a 2016



Fonte: Elaborada pela autora com dados do IPEADATA (2016).

Pode-se observar que o gráfico 1 apresenta uma tendência comum aos diferentes indicadores analisados.

Cumpre destacar que no ano de 2002 o gráfico 1 apresenta um pico em decorrência da grande pressão cambial, quando ocorreu a desvalorização do real, uma pequena crise cambial, eleição presidencial brasileira onde houve a posse do presidente Luis Inácio Lula da Silva (SOUZA; ALVES,2010).

Em 2008 houve uma quebra estrutural, de menor magnitude, devido à desvalorização nominal do real de 45,7% de acordo com os dados do IPEA (2009), esta desvalorização se deu pela se deu pela crise mundial dos alimentos, onde houve uma queda significativa nos preços dos produtos exportados brasileiros, investimento recebido da Standard and Poor's no Brasil, estabilidade geral no comércio mundial, a diminuição aguda no crédito internacional, introdução do banco Itaú e Unibanco e a recessão geral na economia dos EUA.

O Portal Brasil (2016) constatou que no ano de 2010, as variáveis Índice Nacional de Custo de Construção (INCC) e Índice Nacional de Custo de Construção do Mercado (INCC-M) sofreram uma quebra no final desse ano, devido ao aumento nos reajustes dos preços.

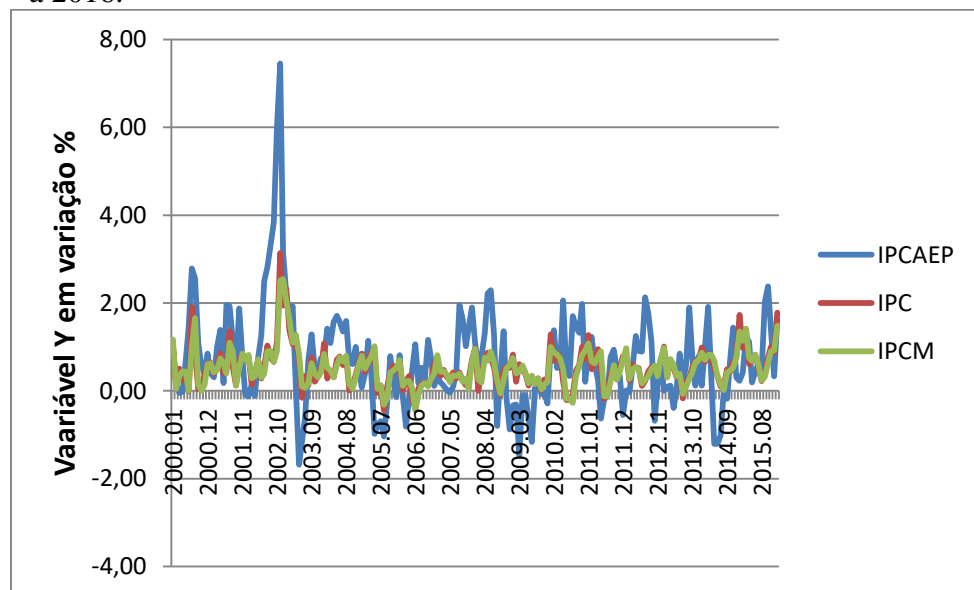
O gráfico 2 demonstra a evolução dos índices: Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo Especial, Índice de Preços ao Consumidor e Índice de Preços ao Consumidor —Mercado.

O IPCA-EP, de acordo com o IBGE (2016), usa como composição para o cálculo os setores de alimentação e bebidas, vestuário, educação e comunicação, despesas pessoais, habitação, transporte, saúde, cuidados pessoais e artigos de residência para as famílias que recebem de 1 a 40 salários mínimos.

Já o IPC, de acordo com o BCB (2016), calcula a variação de preços de bens e serviços das despesas fixas de famílias com renda entre 1 e 33 salários mínimos, sendo elas: alimentação, vestuário, educação, despesas diversas, habitação, comunicação, saúde e cuidados pessoais, transportes, leitura e recreação.

Por fim, o IPC-M determina o poder de compra do consumidor no mercado do dia 21 do mês até o dia 20 do mês posterior.

Gráfico 2 – Evolução das variáveis IPCA-EP, IPC e IPCM — em nível — no período de 2000 a 2016.



Fonte: Elaborada pela autora com dados do IPEADATA e Dados do Portal Brasil (2016).

Pode-se observar que as séries apresentadas no gráfico 2 seguem uma tendência comum, apesar de o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo Especial (IPCA-EP) demonstrar maiores quebras, como no ano de 2001, quando ocorreu uma desvalorização cambial do real frente ao dólar, isso devido as eleições, à recessão dos Estados Unidos e à crise da Argentina em 2001 (CARVALHO, 2000).

Em 2003 o Brasil passou por um período de desconfiança devido à posse da presidência de Luís Inácio Lula da Silva, juntamente com a crise aguda do ano de 2002, a meta de inflação foi para 8,5% e concluiu o ano com 9,3% segundo o Banco Central. A partir desse argumento deu-se a reintegração da gestão de preços, e a inflação acumulada causou uma queda brusca no IPCA-EP, essa diminuição ocorreu devido ao alto nível de inflação do período anterior, da depreciação do câmbio e das expectativas negativas no ano de 2002. Para alavancar o cenário econômico, foi necessário aumentar a taxa de juros, o que impulsionou o fluxo de capital externo.

O gráfico 3 apresenta a evolução da variação da Taxa de Câmbio Comercial para Compra — R\$ / US\$ — , para o período de 2000 a 2016. Lembrando que essa relação se dá pelo valor de custo de uma moeda em relação a outra, esse valor não é definido pelo Banco Central, e sim pelas instituições financeiras que determinam o câmbio — oferta e demanda de divisas — assim esse valor é estipulado em comum acordo entre o comprador e o vendedor, o Banco Central apenas faz um levantamento desses valores para definir uma média nacional de cotação do dólar.

Gráfico 3 – Evolução da Taxa de Câmbio Comercial para Compra — R\$ / US\$ — em nível — no período de 2000 a 2016.



Fonte: Elaborada pela autora com dados do IPEADATA (2016).

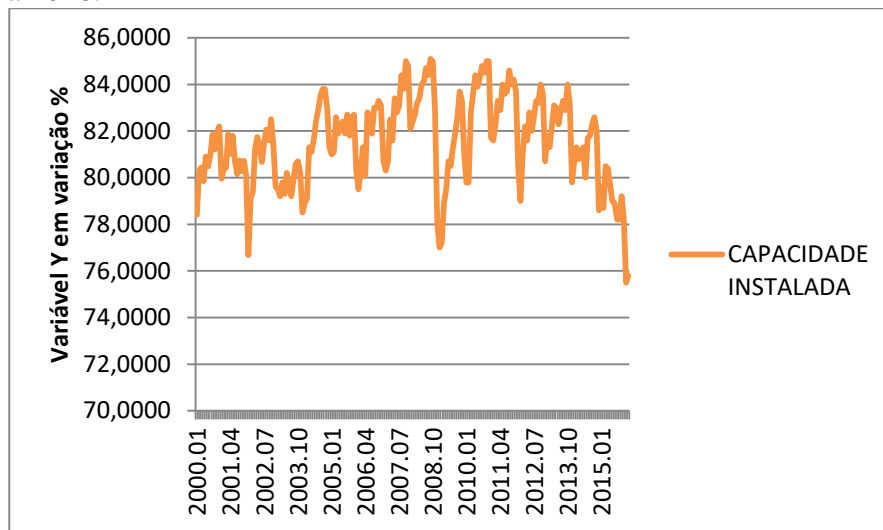
O gráfico 3 destaca que, no período de 2003 ao início de 2008, a Taxa de Câmbio Comercial para compra segue uma linha contínua de valorização do real em relação ao dólar.

No ano de 2002 a 2003 e no final de 2008 a 2009, o cenário dessa relação se inverte e o dólar se valoriza em relação ao real.

A partir de 2015 até o início de 2016, o dólar se valoriza em um movimento constante em relação à moeda brasileira.

No gráfico 4, a seguir, observa-se a evolução da variação da Utilização da Capacidade Instalada no período de 2000 a 2016, que, de acordo com o IPEA, corresponde à quantidade de máquinas e equipamentos que estão sendo utilizados nas indústrias, em níveis percentuais.

Gráfico 4 – Evolução da Utilização da Capacidade Instalada – em nível – no período de 2000 a 2016.



Fonte: Elaborada pela autora com dados do IPEADATA (2016).

Por meio dos dados do gráfico 4, pode-se notar que nos anos de 2001, 2008 e 2015 o índice da utilização da capacidade instalada são as médias mais baixas, significando que foram os anos em que os equipamentos industriais foram menos utilizados e que o período recente apresenta uma tendência de queda na utilização da capacidade instalada no país.

Na tabela 2 pode-se observar a correlação de Pearson entre as variáveis utilizadas nas estimações empíricas para o período em análise neste estudo.

Tabela 2 – Coeficiente de correlação de Pearson das variáveis utilizadas — em nível — período de 2000 a 2016.

	UCPI	IGP-DI	IGP-OG	INCC	INCC-M	INPC	IPC	IPCA	IPCAEP	IPCM	TCCR
UCPI	1										
IGP-DI	0.049	1									
IGP-OG	0.048	0.992	1								
INCC	0.060	0.245	0.249	1							
INCCM	0.031	0.206	0.212	0.801	1						
INPC	-0.260	0.672	0.664	0.261	0.199	1					
IPC	-0.329	0.607	0.598	0.215	0.134	0.906	1				
IPCA	-0.272	0.676	0.665	0.194	0.162	0.948	0.898	1			
IPCAEP	0.097	0.987	0.980	0.158	0.142	0.577	0.493	0.588	1		
IPCM	-0.360	0.545	0.536	0.292	0.198	0.896	0.929	0.879	0.431	1	
TCCR	-0.535	0.363	0.367	0.153	0.149	0.434	0.377	0.447	0.333	0.378	1

Fonte: Elaborada pela autora com dados do IPEADATA e Dados do Portal Brasil (2016).

Assim, nota-se que as variáveis que têm uma maior correlação com as demais são os coeficientes de correlação do IPCA-EP, IPCM e da IPCA, pois são as que mais aproximam de 1, tendo assim uma relação positiva.

No caso da variável IPCA, os valores de correlação que demonstram maior relação direta são das variáveis INPC e IPC. A variável IPCA-EP correlaciona positivamente com três variáveis: UCPI, IGP-DI e IGP-OG. O IPCM tem maior relação com as variáveis IPC, IPCA e IPCA-EP.

Observa-se que apenas um coeficiente de correlação aproxima-se de -1, que é a TCCR, apresentando uma relação linear negativa em relação à variável UCPI.

4.2 Testes de raiz unitária

A aplicação de ferramentas econométricas de séries temporais determina que as séries empregadas apresentem estacionariedade admitida — tendência estacionária ou diferença estacionária. Portanto, um passo inicial é concretizar os testes de raiz unitária com a finalidade de analisar se as séries, na forma de logaritmo natural, são estacionárias.

A tabela 3 apresenta os resultados dos testes de raiz unitária nas séries utilizadas. Inicialmente, são apresentados os resultados dos testes DF-GLS, realizados na forma com intercepto e tendência.

Para as séries $\ln UCPI$, $\ln IPCAEP$ (int/tend) e $\ln TCCR$, não se pode rejeitar a hipótese nula, sendo que essas possuem uma raiz unitária, a um nível e significância de até

10%. Por sua vez, no caso das variáveis IGP-DI, IGP-OG, INCC, lnINCC-M, lnINPC, lnIPC, lnIPCA e lnIPCM, rejeita-se a hipótese nula de que há uma raiz unitária, ou seja, são estacionárias.

Os resultados do teste de Phillips-Perron demonstram que os mesmos rejeitam a hipótese nula de que há uma raiz unitária, sendo então estacionárias, com exceção de uma única variável a lnTCCR na qual não se rejeita a hipótese nula, pois ela possui raiz unitária, a um nível de significância de até 10%.

Tabela 3 – Resultados dos testes de Dickey-Fuller e Phillips-Perron para as séries utilizadas no modelo.

Variáveis	Teste Phillips-Perron		Teste DF-GLS	
	C/Inter	Int/Tend.	C/Inter	Int/Tend.
lnUCPI	-4.122*	-4.518*	-1.512***	-1.906***
	8	8	5	5
lnIGP-DI	-6.626*	-14.142*	-3.373*	-4.777*
	5	9	5	2
lnIGP-OG	-7.113*	-6.081*	-3.350*	-4.540*
	7	6	5	2
lnINCC	-8.674*	-5.496*	-2.766*	-4.485*
	2	3	5	5
lnINCCM	-8.847*	-5.050*	-2.362**	-4.751*
	1	8	6	4
lnINPC	-6.011*	-4.152*	-5.850*	-5.891*
	0	14	0	0
lnIPC	-8.047*	-4.629*	-2.600*	-4.291*
	5	3	6	3
lnIPCA	-6.493*	-4.256*	-4.844*	-4.974*
	4	11	2	2
lnIPCAEP	-7.645*	-6.816*	-2.489**	-2.812****
	6	6	3	3
lnIPCM	-7.076*	-4.173*	-2.201**	-3.421**
	3	7	6	6
lnTCCR	-1.015***	-7.381*	-0.426***	-1.257***
	6	9	2	2

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

Nota¹: Os valores com um asterisco (*) denotam um nível de significância maior que 1%; com dois asteriscos (**), valores entre 1% e 5% do nível de significância; com três asteriscos (***), demonstram os valores com nível de significância menores que 10%; com quatro asteriscos (****), são os valores entre os níveis de significância 5% e 10%.

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

Para o teste ADF, foi utilizado o critério modificado de Akaike — MAIC — para decisão do número de defasagem. Com relação aos resultados para as séries em primeira diferença do teste de Philips-Perron (tabela 4), esses mostram que, para todas as séries,

somente uma única diferença é satisfatória para torná-las estacionárias (no caso da TCRR). Os resultados apontam, conseqüentemente, que todas as séries são integradas de ordem I (1).

No teste de Dickey-Fuller para as séries em primeira diferença (tabela 4), observa-se que as variáveis lnUCPI, lnIGP-DI(c/int.), lnIGP-OG, lnINPC(c/int.), lnIPC, lnIPCA(c/int.), lnIPCAEP, lnIPCM e lnTCCR obtiveram a estatística $dfuller$ calculada menor que $dfuller$ crítico, em que se notou um nível de significância de 10%, sendo assim não se rejeita a hipótese nula. Observa-se também que o valor da estatística Tau das variáveis lnINCC, lnIGP-DI(c/int.e tend.), lnINCC, lnINPC(c/int.e tend.) e o lnIPCA(c/int.e tend.) no teste DF-GLS, na primeira diferença, são maiores que o valor crítico de 1%, podendo assim rejeitar a hipótese nula de raiz unitária, a qual é estacionária em primeira diferença.

Tabela 4 – Resultados dos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller-GLS, Phillips-Perron para as séries (em primeira diferença) utilizadas no modelo.

Variáveis	Teste Phillips-Perron		Teste DF-GLS	
	C/Inter	Int/Tend.	C/Inter	Int/Tend.
lnUCPI	-18.984*	-20.489*	-1.185***	-2.906****
	34	37	5	5
lnIGP-DI	-17.761*	-17.703*	-1.501***	-2.975**
	8	8	6	6
lnIGP-OG	-16.703*	-16.653*	-1.474***	-2.931****
	2	2	6	6
lnINCC	-48.792*	-48.622*	-3.046*	-4.561*
	41	41	6	6
lnINCCM	-73.253*	-72.825*	-3.234*	-19.341*
	89	89	6	0
lnINPC	-20.082*	-20.014*	-1.248***	-3.037**
	16	16	5	5
lnIPC	-29.265*	-29.239*	-0.936***	-2.609****
	13	13	5	5
lnIPCA	-18.325*	-18.258*	-1.299***	-3.122**
	8	8	5	5
lnIPCAEP	-22.057*	-22.021*	-1.924****	-2.850**
	9	9	6	6
lnIPCM	-22.808*	-22.735*	-0.797***	-2.379***
	12	12	5	5
lnTCCR	-14.318*	-14.328*	-3.730*	-4.574*
	5	5	5	5

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

Nota¹: Os valores com um asterisco (*) denotam um nível de significância maior que 1%; com dois asteriscos (**) valores entre 1% e 5% do nível de significância; com três asteriscos (***), demonstram os valores com nível de significância menores que 10%; com quatro asteriscos (****), são os valores entre os níveis de significância 5% e 10%.

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

Para os testes de DF-GLS e Phillips-Perron, foram utilizadas dois modelos: intercepto com tendência e somente com intercepto.

De acordo com Elliott, Rothenberg e Stock (1996), esses testes reajustam o modelo seminal de Dickey-Fuller mediante a utilização de técnica GLS para encontrar maior potência dos testes de hipótese.

O teste de Dickey-Fuller GLS, também conhecido como ERS (Elliott- Rothenberg-Stock), utiliza-se de uma alternativa para apreciar os termos deterministas do modelo. Por tal motivo, o teste DF-GLS foi aplicável com Dickey-Fuller Augmented, pois o modelo se adapta à presença de componentes determinísticos, como constante e tendência.

O método faz um teste pontual ótimo para o qual o teste de hipótese tem menos chance de incorrer em erro do tipo dois, que é não rejeitar a hipótese nula, de existência de raiz unitária, quando a série em verdade é estacionária.

4.3 Análise de cointegração

Para a realização dos testes de cointegração, utilizou-se o método de Johansen, cuja variável é explanada por seus valores defasados e pelos valores defasados das demais variáveis do modelo. A análise de cointegração visa definir se as séries possuem trajetória comum de longo prazo, ou seja, relacionamento de longo prazo.

Determinando a ordem de integração das séries, realizou-se o teste de cointegração. Uma vez que o procedimento de Johansen é fundamentado em um modelo VAR, é imperativo produzir o número de defasagens (lags) a serem utilizados.

Assim, visando identificar o número de defasagens (p) do modelo VAR, recorreu-se aos critérios apresentados na tabela 5.

Para tanto, estima-se um VAR para cada índice de inflação (*lnIGP-DI*, *lnIGP-OG*, *lnINCC*, *lnINCCM*, *lnINPC*, *lnIPC*, *lnIPCA*, *lnIPCAEP* e *lnIPCM*) contra taxa de câmbio (*Intccr*), com as variáveis em nível. Utilizaram-se as defasagens ótimas, segundo os critérios de informação Akaike (AIC), sendo assim foram selecionadas quatro defasagens para todos os modelos. No cálculo do teste de cointegração de Johansen, também foram utilizadas quatro defasagens para cada modelo, em que se verifica a existência dos vetores de cointegração para os modelos estimados.

A tabela 5 apresenta os vetores de cointegração normalizados para as variáveis referentes à Taxa de Câmbio Comercial para Compra Real/Dólar por índices de inflação, isto é, a relação de equilíbrio de longo prazo entre a taxa de câmbio comercial para compra real/dólar e os demais índices: Utilização da Capacidade Produzida Industrial; Índice Geral de

Preços — Disponibilidade Interna; Índice Geral de Preços — Oferta Global; Índice Nacional de Preços da Construção Civil; Índice Nacional de Preços da Construção Civil — Mercado, Índice Nacional de Preços ao Consumidor; Índice Nacional de Preços ao Consumidor — Mercado; Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo e o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo Especial.

Tabela 5 – Elasticidade de transmissão — Câmbio — Índice de Inflação.

Variáveis	Relação de Cointegração
IGP-DI	+ 0,1199482 p> 0,712
IGP-OG	+ 0,1245163 p> 0,701
INCC	+ 0,2446651** p> 0,100
INCC-M	+ 0,2423835 p> 0,097
INPC	+ 0,3656944* p> 0,009
IPC	+ 0,3586301* p> 0,007
IPCA	+ 0,3488772* p> 0,006
IPCA-EP	+ 0,8674232** p> 0,100
IPCM	+ 0,3761229* p> 0,007

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

Nota¹: Os valores com asterisco (*) apresentam um nível de significância menor que 5% .

Nota²: Os valores com dois asteriscos (**) apresentam um nível de significância menor que 10%

Nota-se que as séries foram transformadas em logaritmo natural, logo os valores indicados no gráfico 5 representam a elasticidade de transmissão entre a taxa de câmbio e os índices de inflação, dadas pela relação de cointegração. Os valores abaixo do nível de significância estão representados com um ou dois asteriscos posterior ao valor da relação de cointegração.

Verifica-se que os parâmetros IGP-DI, IGP-OG, INCC, INCC-M e IPCA-EP foram significativos estatisticamente, sendo assim, um choque de um desvio-padrão na taxa de

câmbio comercial real/dólar, que se modifica proporcionalmente diante das variações transmitidas para essas variáveis.

Os valores apresentados da relação de cointegração são positivos, significando que, para cada choque de 1% na taxa de câmbio, as variações são transmitidas aos índices de inflação quase na mesma proporção. O índice de inflação que demonstrou maior elasticidade de transmissão, em relação à taxa de câmbio, o IPCA-EP, o qual indica que a cada 1% de valorização na taxa de câmbio o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo Especial tem uma influência positiva de 0,87% — elasticidade de transmissão próximo à unidade, com um nível de significância de 10%.

Os demais índices INPC, IPC, IPCA e o IPCM, mesmo tendo uma resposta de cointegração positiva com a taxa de câmbio, apresentaram um nível de significância inferior a 5%, sendo a menor delas o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo.

4.4 Análise das Funções Impulso-Resposta

Neste item, busca-se analisar a dinâmica de Impulso-Resposta dos índices de inflação às variações da taxa de câmbio em períodos pós um choque, portanto os gráficos abaixo serão apresentados e analisados de acordo com as funções de impulso-resposta da *pass-through* de 12 meses à frente.

O gráfico 5 apresenta a evolução das diferentes trajetórias e índices de inflação selecionados dado um choque de um desvio-padrão na taxa de câmbio.

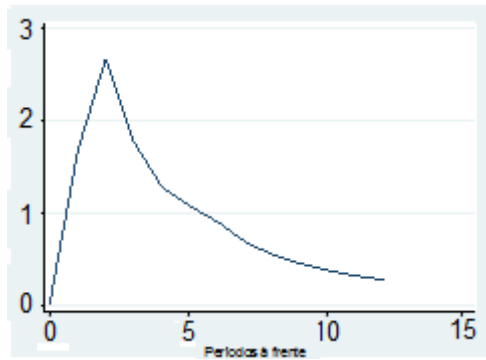
Apresentam-se as relações de Impulso-Resposta para os índices IGP-DI, IGP-OG, INCC, INCC-M, INPC, IPC, IPC-M- IPCA e IPCA-EP.

Conforme Enders (2010), é por meio da Análise do Impulso-Resposta que se verifica o resultado de uma determinada variável a um choque específico nas inovações ou resíduos do modelo, enquanto os demais choques continuam constantes. Com isso, pode-se observar também em quanto tempo o pós choque a variável demora para retornar a trajetória estável.

Gráfico 5 – Análise da função Impulso-Resposta.

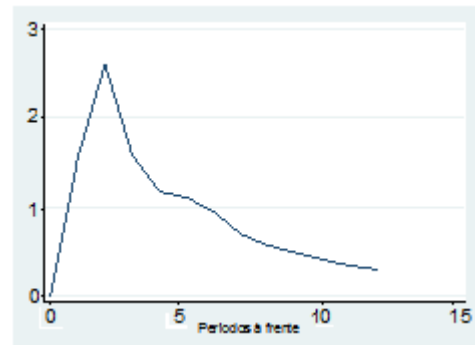
Impulso-Resposta do IGP-DI para TCCR

(a)



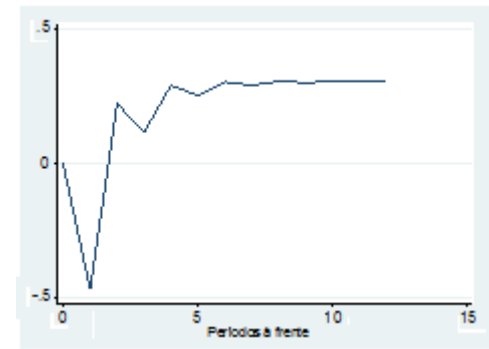
Impulso-Resposta do IGP-OG para TCCR

(b)



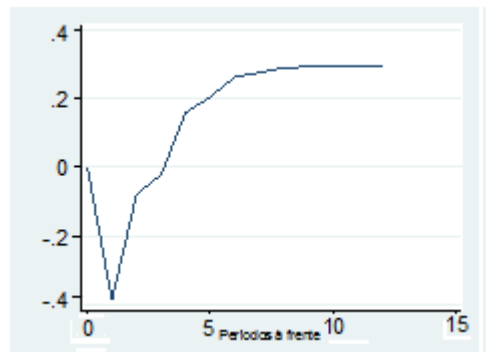
Impulso-Resposta do INCC para TCCR

(c)



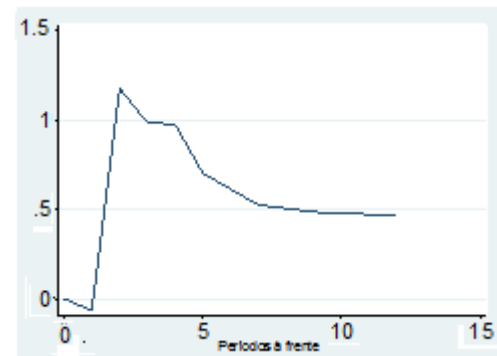
Impulso-Resposta do INCC-M para TCCR

(d)



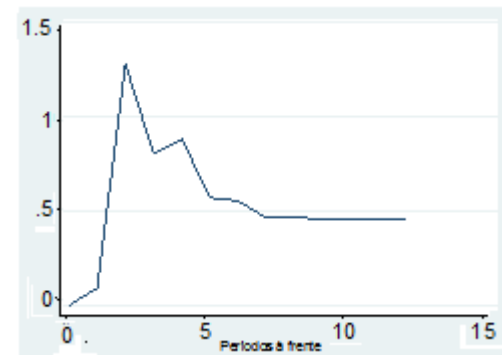
Impulso-Resposta do INPC para TCCR

(e)



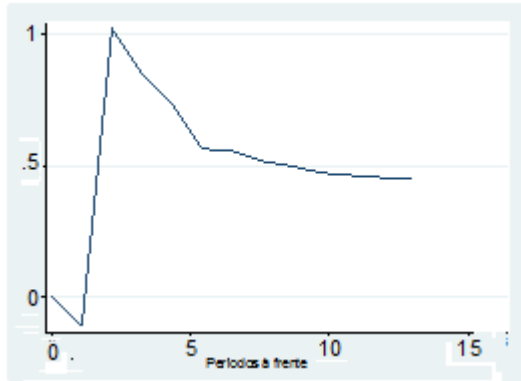
Impulso-Resposta do IPC para TCCR

(f)



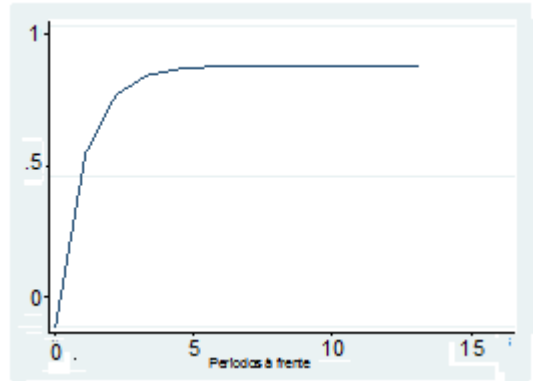
Impulso-Resposta do IPCA para TCCR

(g)



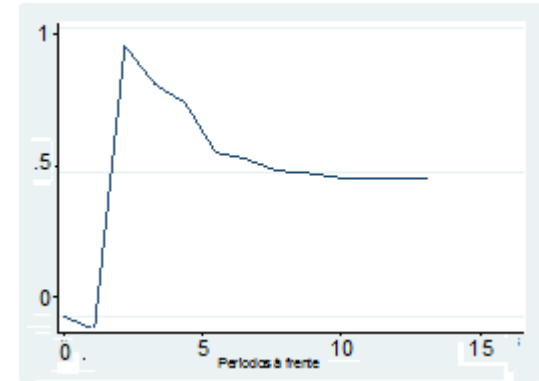
Impulso-Resposta do IPCA-EP para TCCR

(h)



Impulso-Resposta do IPCM para TCCR

(i)



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

O gráfico 5 demonstra os efeitos da TCCR sobre os demais índices de inflação com valores futuros até 12 passos à frente. Os gráficos (a) e (b) da figura 5, demonstraram que o impulso da TCCR sobre as variáveis IGP-DI e IGPOG obtiveram uma resposta de variação unitária do choque, cujo período se inicia no tempo zero e elasticidade zero. Quando ocorre um choque na desvalorização cambial, esses índices sofrem um aumento na elasticidade de aproximadamente 2,5% no quarto mês, apresentando uma diminuição constante de início e posteriormente um decaimento da elasticidade chegando a 0,5% e se estabiliza no décimo segundo mês.

O gráfico (c) respondeu de forma negativa ao impulso da TCCR, um desvio padrão causa um impacto negativo de aproximadamente 4% sobre a taxa de câmbio no segundo mês posterior ao choque, no quarto mês a resposta ao choque é positiva, chegando a 2%. Durante os meses posteriores, sofre algumas oscilações, mas estabiliza-se positivamente no décimo segundo mês com 3%. O gráfico (d) demonstra um efeito semelhante, pois no segundo mês a resposta também é negativa a um valor de 4%, no quarto mês eleva-se para -1% e durante os meses oscila até alcançar o valor de 3% de elasticidade e estabiliza-se.

Os gráficos (e), (g) e (i), apresentam uma variação semelhante, a resposta do Impulso-Resposta do INPC e do IPCA perante a desvalorização cambial apresentou uma relação negativa nos dois primeiros períodos, chegando a 1% no gráfico (e) e a 2% no gráfico (g) no segundo mês. No terceiro mês, a relação da elasticidade no gráfico (e) torna-se positiva a 1,3% e, no gráfico (g), aproxima-se de 1,1%, no décimo segundo mês dos dois gráficos a resposta estabiliza-se com aproximadamente 0,5%.

O gráfico (i) também responde de forma negativa até o segundo período, chegando a aproximadamente 1%, no terceiro mês a resposta torna-se positiva a 0,8% e estabiliza-se doze meses depois do choque com 4,8%.

No gráfico (f), ocorre algumas oscilações, porém elas iniciam-se positivas a 1% no segundo período após o desvio padrão, no terceiro mês, eleva-se para 1,3%, sofre algumas oscilações até chegar ao décimo segundo mês no qual se estabiliza com 4,8%.

Por fim, o gráfico (h) demonstra um degrau unitário, sendo assim a resposta chega a um valor limite de aproximadamente 8% e estabiliza-se no sexto mês posterior ao choque.

CONCLUSÕES

O presente trabalho parte da contextualização do conceito do efeito *pass-through* na economia, a partir disso efetuou-se um estudo sobre a influência da taxa de câmbio sobre os principais índices de preço na economia brasileira no período de janeiro de 2000 a janeiro de 2016.

Para isso, usou a função de resposta ao impulso do modelo VAR para captar o efeito de curto prazo com as variáveis diferenciadas uma vez e, para alcançar o efeito de longo prazo, as variáveis foram usadas em nível e em logaritmos. Também foram aplicados testes de estacionariedade, de cointegração, de defasagens para compor os modelos e foram utilizados teste de causalidade e decomposição da variância da previsão do erro no curto e longo prazo para verificar se os índices de preços são influenciados pela taxa de câmbio.

Por meio dos testes de estacionariedade constatou-se que todas as variáveis utilizadas nos modelos são não estacionárias e que as diferenciando em uma vez tornam-se estacionárias. E que as variáveis cointegram ao menos uma vez em todos os modelos, assim pode-se utilizar o VEC em nível para captar o efeito de longo prazo.

Ao averiguar o teste de causalidade de Granger percebeu-se que alterações do câmbio comprometem os índices de preços analisados. A hipótese nula verifica se o câmbio afeta os preços, e a hipótese alternativa esclarece se são os preços que determinam a variação do câmbio. Assim, a direção da causalidade é de que o câmbio afeta os preços.

Ao analisar os índices de preços, a variação do câmbio interfere em grande proporção os índices de preço, averiguando-se também que a taxa de câmbio esclarece mais a decomposição da variância do IPC e IPCA do que do IGP-DI e IGP-M.

A partir da análise da função de resposta ao impulso de curto prazo pode-se deduzir que o efeito *pass-through* é mais alto e menos constante nos índices de IGP-DI e IGP-M, pois ambos os índices alcançam o ápice no segundo período estudado, mas desaparecem após o sétimo e o oitavo períodos, simultaneamente. Já ao verificar o efeito *pass-through* de curto prazo do IPC e do IPCA, o repasse é menor e desaparece devagar após permanecer o período de 12 meses.

Dessa forma, pode-se avaliar ainda que o efeito *pass-through* de longo prazo à transmissão da taxa de câmbio sobre o IGP-DI e IGP-M é maior e pouco persistente, porquanto, ao sobrepor um choque no câmbio, os índices aumentam atingindo aproximadamente 2,5% em desvio padrão, respectivamente, no início do período e, depois de 12 meses, ambos os índices quase retrocederam ao nível de equilíbrio pré-choque.

Assim, ao analisar o efeito *pass-through* de longo prazo da taxa de câmbio sobre o IPC e IPCA, compreendeu que o repasse é menor e mais persistente que o IGP-DI e IGP-M, pois os dois índices (IPC e IPCA) acrescentam, aproximadamente, em 5% , em desvio padrão, e que esse efeito persiste até o fim do período analisado.

Desse modo, ao analisar o emprego de resposta ao impulso da taxa de câmbio sobre os índices de preços, nota-se que o efeito *pass-through* de transmissão de câmbio para os diferentes indicadores de preços estão na economia brasileira e que esse efeito é imperfeito, pois somente uma parte da variação da taxa de câmbio é repassada aos preços tanto na análise de curto prazo como a de longo prazo.

REFERÊNCIAS

- ALBUQUERQUE, C. R.; PORTUGAL, M. S. Pass-through from exchange rate to prices in Brazil: an analysis using time-varying parameters for the 1980-2002 period. **Revista de Economía**, Montevideo, v. 12, n. 1, p. 17-54, mayo 2005. Disponível em: <<http://www.bvrie.gub.uy/local/File/REVECO/2005/Albuquerque-Portugal.pdf>>. Acesso em: 25 jan. 2017.
- ASCARI, G.; MARROCU, E. Forecasting inflation: a comparison of linear Phillips curve models and non linear time series models. **Working Paper Centre for North South Economic Research**, n. 7, 2003. Disponível em: <<http://crenos.unica.it/crenos/sites/default/files/03-07.pdf>>. Acesso em: 26 jan. 2017.
- BALL, L. Policy rules for open economies. In: TAYLOR, J. B. (Ed.). **Monetary policy rules**. Chicago: The University of Chicago Press, 1999. p. 127-144.
- BARTH III, M. J.; RAMEY, V. A. The cost channel of monetary transmission. **NBER Macroeconomics Annual 2001**, v. 16, p. 199-256, 2002. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w7675>>. Acesso em: 26 jan. 2017.
- BCB – Banco Central do Brasil. **Glossário**. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/glossario.asp?Definicao=1017&idioma=P&idpai=GLOSSARIO>>. Acesso em: 26 set. 2017.
- BETTS, C.; DEVEREAUX, M. B. Exchange rate dynamics in a model of pricing-to-market. **Journal of Monetary Economics**, v. 50, n. 1, p. 215-244, 2000. Disponível em: <<http://econ.arts.ubc.ca/mdevereux/jie2000-ER%20dynamics.pdf>>. Acesso em: 25 jan. 2017.
- BITTENCOURT, M. V. L.; LARSON, D. W.; THOMPSON, S. R. Impactos da volatilidade da taxa de câmbio no comércio setorial do Mercosul. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 37, n. 4, p. 791-816, out./dez. 2007. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1590/S0101-41612007000400004>>. Acesso em: 26 jan. 2017.
- BLINDER, A. S. Credit rationing and effective supply failures. **The Economic Journal**, v. 97, n. 386, p. 327-352, June 1987. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w1619>>. Acesso em: 26 jan. 2017.
- BOERO, G.; MARROCU, E. The performance of setar models: a regime conditional evaluation of point, interval and density forecasts. **The Warwick Economics Research Paper Series (TWERPS)**, n. 663, 2002. Disponível em: <<http://crenos.unica.it/crenos/publications/performance-setar-models-regime-conditional-evaluation-point-interval-and-density>>. Acesso em: 26 jan. 2017.
- BUENO, R. L. S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008.
- CAIRES, M. L. **Análise do Pass-through da taxa de câmbio para preços de bens importados no Brasil**. 2013. 55 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, São Paulo, 2013.

CALDARELLI, C. E.; CAMARA, M. R. G.; BACCHI, M. R. P. Análise da interdependência dos mercados de soja e milho no Brasil e Paraná: uma aplicação da metodologia VEC. In: SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 47., 2009, Porto Alegre. **Anais eletrônicos...** Brasília: SOBER, 2009. Disponível em: <<http://www.sober.org.br/palestra/13/29.pdf>>. Acesso em: 13 set. 2016.

CALVO, G. A. Staggered prices in a utility-maximizing framework. **Journal of Monetary Economics**, v. 12, n. 3, p. 383-398, 1983. Disponível em: <<http://isites.harvard.edu/fs/docs/icb.topic500592.files/calvo.pdf>>. Acesso em: 26 jan. 2017.

CALVO, G.; REINHART, C. **Fear of floating**. University of Maryland, 2000. (Mimeo).

CAMPA, J. M.; GOLDBERG, L. Exchange rate pass through into import prices: a macro or micro phenomenon? **Review of Economics and Statistics**, v. 89, n. 4, Nov. 2005. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w8934>>. Acesso em: 27 jan. 2017.

CARVALHO, F. J. C. et al. **Economia monetária e financeira: teoria e Prática**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2000.

CASTILHO, J. A. P.; TEIXEIRA, J. R.; PERES, M. A. F. Efeitos das variações cambiais sobre os componentes comerciais da conta corrente no Brasil: 1995-2005. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 12, n. 1, jan./mar. 2008. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1590/S1413-80502008000100004>>. Acesso em: 8 ago. 2016.

CHIODI, L. **Integração espacial no mercado brasileiro de milho**. 2006. 89 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2006. Disponível em: <<http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/11/11132/tde-13112006-082158/pt-br.php>>. Acesso em: 26 jan. 2017.

CHOUDHRI, E. U.; D. S. HAKURA. Exchange rate pass-through to domestic prices: does the inflationary environment matter? **IMF Working Paper**, n. 01/194, 2001. Disponível em: <<https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2001/wp01194.pdf>>. Acesso em: 26 jan. 2017.

CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M. Liquidity effects and the monetary transmission mechanism. **American Economic Review, Paper and Proceedings**, v. 82, n. 2, p. 346-353, May 1992. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w3974>>. Acesso em: 26 jan. 2017.

CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. L. Sticky price and limited participation models of money: a comparison. **European Economic Review**, v. 41, n. 6, p. 1201-1249, 1997. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w5804>>. Acesso em: 26 jan 2017.

_____. _____. _____. Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. **Journal of Political Economy**, v. 113, n. 1, p.1-45, Feb. 2005. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w8403>>. Acesso em: 26 jan. 2017.

CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory. **Quarterly Journal of Economics**, Fraga, v. 115, n. 1, p. 147-180, 2000. Disponível em: <<http://www.nyu.edu/econ/user/gertlerm/qje00.pdf>>. Acesso em: 26 jan. 2017.

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 (44), p. 61-91, abr. 2012. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/ecos/v21n1/03.pdf>>. Acesso em: 26 jan. 2017.

CORREA, A. S.; MINELLA, A. Nonlinear mechanisms of the exchange rate pass-through: a Phillips curve model with threshold for Brazil. **Working Paper Series**, Brasília, n. 122, p. 1-30, Nov. 2005. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps122.pdf>>. Acesso em: 25 jan. 2017.

_____. Nonlinear mechanisms of the exchange rate pass-through: a Phillips curve model with threshold for Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 6, n. 3, p. 231-243, jul./set. 2010. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1590/S0034-71402010000300001>>. Acesso em: 25 jan. 2017.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimator for auto-regressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, n. 366, p. 427-31, Jun. 1979. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2286348>>. Acesso em: 26 jan. 2017.

_____. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, 49, n. 4, p. 1057-1072, Jul. 1981. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1912517>>. Acesso em: 26 jan. 2017.

DICKEY, D. A.; PANTULA, S. Determining the order of differencing in autoregressive processes. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 5, n. 4, p. 455-461, Oct. 1987. Disponível em: <https://www.researchgate.net/publication/4722085_Determining_the_Order_of_Differencing_in_Autoregressive_Processes>. Acesso em: 26 jan. 2017.

DINIZ, H. et al. Previsão de séries temporais utilizando redes neurais artificiais e modelos de box e jenkins. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE REDES NEURAIAS, 1998. **Anais...** [S.l.: s.n.], 1998. p. 173-178.

DORNBUSCH, R. Exchange rate and prices. **American Economic Review**, v. 77, n. 1, Mar. 1987. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w1769>>. Acesso em: 26 jan.. 2017.

ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**, v. 64, n. 4, 813-836, July, 1996. Disponível em: <http://scholar.harvard.edu/files/stock/files/efficient_tests_for_an_autoregressive_unit_root.pdf>. Acesso em: 26 jan. 2017.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. United States: Wiley Series in Probability and Statistics, 2004.

_____. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley and Sons. Press, forthcoming, 2010.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error-correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251-76, Mar. 1987. Disponível em: <http://www.ntuzov.com/Nik_Site/Niks_files/Research/papers/stat_arb/EG_1987.pdf>. Acesso em: 26 jan. 2017.

FAVRO, J.; CALDARELLI, C.; CAMARA, M. R. G. Modelo de análise da oferta de exportação de milho brasileira: 2001 a 2012. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 53, n. 3, jul./set. 2015. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1590/1234-56781806-9479005303005>>. Acesso em: 20 maio 2016.

FEENSTRA, R. C.; KENDAL, J. D., Pass-through of exchange rates and purchasing power parity. **Journal of International Economics**, v. 43, n. 1-2, p. 237-261, Aug. 1997. Disponível em: <[http://dx.doi.org/10.1016/S0022-1996\(96\)01473-0](http://dx.doi.org/10.1016/S0022-1996(96)01473-0)>. Acesso em: 26 jan. 2017.

FERREIRA, D. M.; BRAGA, M. J. O pass-through cambial para as inflações regionais do Brasil no regime de metas. **Gestão & Regionalidade**, v. 31, n. 92, p. 25-38, maio/ago. 2015. Disponível em: <http://seer.uscs.edu.br/index.php/revista_gestao/article/view/2238/1771>. Acesso em: 20 maio 2016.

FERREIRA, D.; PALMA, A. A. Forecasting inflation with the Phillips Curve: a dynamic model averaging approach for Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 69, n. 4, out./dez. 2015. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.5935/0034-7140.20150021>>. Acesso em: 27 jan. 2017.

FIORI, D. F.; TRISTANI, O. Optimal monetary policy in a model of the credit channel. **The Economic Journal**, v. 123, n. 571, p. 906-931, Sept. 2013. Disponível em: <<http://onlinelibrary.wiley.com/wo11/doi/10.1111/j.1468-0297.2012.02558.x/full>>. Acesso em: 26 jan. 2017.

FRAGA, G. J. et al. O pass-through das variações da taxa câmbio par aos preços de exportação de soja. **Revista Análise Econômica**, Porto Alegre, v. 26, n. 49, p. 193-210, 2008. Disponível em: <<http://seer.ufrgs.br/index.php/AnaliseEconomica/article/view/10911/6487>>. Acesso em: 26 jan. 2017.

FRANKEL, J. A.; PARSLEY, D. C.; SHANG-JIN, W. Slow pass-through around the world: a new import for developing countries? **NBER Working Paper**, n. 11199, Mar. 2005. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w11199>>. Acesso em: 25 jan. 2017.

GAGNON, J. E.; IHRIG, J. Monetary policy and exchange rate pass-through. **International Finance Discussion Papers**, v. 9, n. 4, p. 315-338, Oct. 2004.

GOLDBERG, P. K.; KNETTER, M. M. Goods prices and exchange rates: what have we learned? **Journal of Economic Literature**, v. 35, n. 3, p. 1243-1272, Sept. 1997. Disponível em: <<http://qed.econ.queensu.ca/pub/faculty/lapham/426/papers/gkjel97.pdf>>. Acesso em: 25 jan. 2017.

GOLDFAJN, I.; VALDÉS, R. The aftermath of appreciations. **NBER Working Paper**, n. 5650, July 1999. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w5650.pdf>>. Acesso em: 26 jan. 2017.

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: 25 jan. 2017.

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

HILL, R. C.; GRIFFITHS, W. E.; JUDGE, G. G. **Econometria**. 2. ed. Tradução Alfredo Alves de Farias. São Paulo: Saraiva, 2003.

HÜLSEWIG, O.; MAYER, E.; WOLLMERSHÄUSER, T. Bank behavior, incomplete interest rate pass-through, and the cost channel of monetary policy transmission. **Economic Modelling**, v. 26, n. 6, p. 1310-1327, Nov. 2009.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/>>. Acesso em: 12 set. 2017.

IPEADATA. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>>. Acesso em: 12 set. 2017.

KRUGMAN, P. Pricing to market when the exchange rate changes. **NBER Working Paper**, n. 1926, May 1986. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w1926>>. Acesso em: 25 jan. 2017.

MACIEL, L. F. P. **Pass-through cambial**: uma estimação para o caso brasileiro. 2006. 43 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2006. Disponível em: <<http://hdl.handle.net/10438/1612>>. Acesso em: 25 jan. 2017.

MENON, J. Exchange rate pass-through. **Journal of Economic Surveys**, v. 9, n. 2, p. 197-231, June 1995.

MINELLA, A. et al. Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility. **Working Paper Series**, Brasília, n. 77, p. 1-38, jul. 2003.

MISHKIN, F. S. **Monetary policy strategy**. Cambridge, Mass: The MIT Press, 2007.

MORETTIN, P. A.; TOLÓI, C. M. C. **Previsão de séries temporais**. 2. ed. São Paulo: Atual Editora, 1987.

MUINHOS, M. K. Inflation targeting in an open financially integrated emerging economy: the case of Brazil. **Working Paper Series**, Brasília, n. 26, p. 1-26, ago. 2001. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps26.pdf>>. Acesso em: 25 jan. 2017.

NG, S.; PERRON, P. PPP may not hold after all: a further investigation. **Economics Working Paper Archive**, n. 466, 2001.

NOGUEIRA, V. A.; MORI, R.; MARÇAL, E. F. Transmissão da variação cambial para as taxas de inflação no Brasil: estimação do pass-through através de modelos de vetores autorregressivos estruturais com correção de erros. **Working Paper Series: CEMAP**, São Paulo, v. 4, n. 349, p. 1-22, 9 dez. 2013. Mensal. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/p/fgv/eesptd/349.html>>. Acesso em: 26 jan. 2017.

NOGUEIRA JUNIOR, R. P. Inflation targeting and exchange rate pass-through. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 11, n. 2, p. 189-208, abr./jun. 2007. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1590/S1413-80502007000200002>>. Acesso em: 27 jan. 2017.

OLIVEI, G. P. Exchange rates and the prices of manufacturing products imported from the United States. **New England Economic Review**, First Quarter 2000. Disponível em: <<https://pdfs.semanticscholar.org/f1d1/ad23eb54e8e06e4c9de17ee24cb77b3e1e53.pdf>>. Acesso em: 25 jan. 2017.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biomètrika**, 1988, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988. Disponível em: <<https://www.ssc.wisc.edu/~bhansen/718/PhillipsPerron1988.pdf>>. Acesso em: 26 jan. 2017.

POLLARD, P.; COUGHLIN, C. Pass-through estimates and the choice of an exchange rate index. **The Federal Reserve Bank of St Louis Working Papers**, Oct. 2005. Disponível em: <<https://research.stlouisfed.org/wp/more/2003-004>>. Acesso em: 2017.

PORTAL BRASIL. Disponível em: <<http://www.brasil.gov.br/>>. Acesso em: 12 set. 2017.

RABANAL, P. Does inflation increase after a monetary policy tightening?: answers based on an estimated DSGE model. **Journal of Economic Dynamics & Control**, v. 31, p. 906-937, Mar. 2007. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.jedc.2006.01.008>>. Acesso em: 26 jan. 2017.

RAVENNA, F.; WALSH, C. E. Optimal monetary policy with the cost channel. **Journal of Monetary Economics**, v. 53, n. 2, p. 199-216, Mar. 2006. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.jmoneco.2005.01.004>>. Acesso em: 26 jan. 2017.

RINCÓN, H.; CAICEDO, E.; RODRÍGUEZ, N. Exchange rate pass-through effects: a disaggregate analysis of Colombian imports of manufactured goods. **Ensayos Sobre Política Económica**, v. 25, n. 54, p. 90-121, jun. 2007.

SARANTIS, N. Modelling non-linearities in real effective exchange rates. **Journal of International Money and Finance**, v. 18, n. 1, p. 27-45, Jan. 1999. Disponível em: <[http://dx.doi.org/10.1016/S0261-5606\(98\)00045-X](http://dx.doi.org/10.1016/S0261-5606(98)00045-X)>. Acesso em: 26 jan. 2017.

SCHWARTZMAN, F. **Estimativa da Curva de Phillips para o Brasil com preços desagregados**. Princeton: Princeton University, 2005.

SILVA, F. J. F.; FONSECA NETO, A. Inflação pró-pobre no Brasil do Real: uma análise regional. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 15, n. 1, p. 83-102, jan./mar. 2011. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/ecoa/v15n1/a05v15n1.pdf>>. Acesso em: 10 maio 2016.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v. 48, n. 1, p. 1-48, Jan. 1980. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/1912017>>. Acesso em: 26 jan. 2017.

SOUZA, R. G.; ALVES, A. F. relação entre câmbio e preços no Brasil: aspectos teóricos e evidências empíricas. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, ANPEC, 38., 2010, Salvador. **Anais eletrônicos...** Niterói: ANPEC, 2010. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2010/inscricao/arquivos/000-63cb7b0661b466d2e5760e4a82f422dc.pdf>>. Acesso em: 26 jan. 2017.

SPOLADOR, H. F. S.; FREITAS, R. E. **Termo de troca para o milho na agricultura brasileira**. Brasília: IPEA, maio 2007. (Texto para discussão n. 1279). Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td_1279.pdf>. Acesso em: 26 jan. 2017.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Evidence on structural instability in macroeconomic time series relations. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 14, n. 1, 11-29, Jan. 1996. Disponível em: <https://www.princeton.edu/~mwatson/papers/Stock_Watson_JBES_1996.pdf>. Acesso em: 26 jan. 2017.

SVENSSON, L. E. O. Open-economy inflation targeting. **Journal of International Economics**, v. 50, n. 1, 155-183, Feb. 2000. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w6545>>. Acesso em: 25 jan. 2017.

TAYLOR, J. Low inflation, pass-through and the pricing power of firms. **European Economic Review**, v. 44, n. 7, p. 1389-1408, June 2000. Disponível em: <[http://dx.doi.org/10.1016/S0014-2921\(00\)00037-4](http://dx.doi.org/10.1016/S0014-2921(00)00037-4)>. Acesso em: 25 jan. 2017.

TEJADA, C. A. O.; SILVA A. G. O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços dos principais produtos exportados pelo Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 46, n. 1, 171-205, jan./mar. 2008. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1590/S0103-20032008000100008>>. Acesso em: 26 jan. 2017.

TOMAZZIA, E. C.; MEURER, R. O mecanismo de transmissão da política monetária no Brasil: uma análise em VAR por setor industrial. **Revista Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 13, n. 4, p. 371-398, 2009. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1590/S1413-80502009000400002>>. Acesso em: 26 jan 2017.

TRICHES, D.; SILVA, C. E. S. **O efeito pass-through e as regras de política monetária no Brasil: uma análise bayesiana**. Caxias do Sul: Universidade de Caxias do Sul, 2009. (Texto para discussão, n. 35). Disponível em: <<https://www.uces.br/site/midia/arquivos/035.pdf>>. Acesso em: 20 de jul. 2016.

TRISTÃO, T. S.; TORRENT, H. S. Relações não lineares na curva de Phillips: uma abordagem semi-paramétrica. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 19, n. 4, p. 679-703, 2015. Disponível em: <<http://www.revistas.usp.br/ecoa/article/view/110729/109155>>. Acesso em: 26 jan. 2017.

VARTANIAN, P. R. Choques monetários e cambiais sob regimes de câmbio flutuante nos países membros do Mercosul: há indícios de convergência macroeconômica? **Revista EconomiA**, Brasília (DF), v. 11, n. 2, p. 435-464, maio/ago. 2010. Disponível: <http://www.anpec.org.br/revista/vol11/vol11n2p435_464.pdf>. Acesso em: 26 jan. 2016.

YANG, J. Exchange rate pass-through in U.S.: manufacturing industries. **Review of Economics and Statistics**, v. 79, n. 1, p. 95-104, Feb. 1997.

APÊNDICE A – TRABALHOS EMPÍRICOS EMPREENDIDOS SOBRE O TEMA

Autor(es)	Escopo/período	Modelo/Método	Variáveis	Resultado
CORREA (2012)	BRASIL (1995 a 2005)	$PX^f = \lambda C^f$ $PM^d = ePX^f = e\lambda C^f$ $y = \left[\frac{P^d}{eC^f} \right]^\alpha (UC^f)^\beta$ $pm^d = (1 - \alpha)e + \alpha p^d + (1 - \alpha)c^f + \beta uc^f$ $P^{X\ US\$} = \frac{P^{X\ R\$}}{E}$ $P^{X\ R\$} = \lambda \cdot C^{X\ R\$}$ $p_t^X = \beta_0 + \beta_1 + e_t + \beta_2 c_t^X + \beta_3 p_t^{Int} + \beta_4 cap_t + u_t$	<p>Moeda do país: PX^f; <i>Mark-up</i>: (λ);</p> <p>Custo de produção: C^f; Preço de importação no mercado norte-americano: PM^d; Preço do bem corrente produzido por empresas domésticas: P^d; Grau de utilização de capacidade da empresa estrangeira: UC^f; α e β são parâmetros; Preço das exportações brasileiras em dólares: $P^{X\ US\\$}$; Preço das exportações brasileiras em reais: $P^{X\ R\\$}$; Taxa de câmbio nominais em reais/dólares: E; Custo de produção: $C^{X\ R\\$}$; β_0: é a constante; u: termo de erro aleatório; p_t^X: preço das exportações brasileiras em dólares; e_t: taxa de câmbio; c_t^X: custo doméstico; p_t^{Int}: preço das exportações correntes no mercado internacional; cap_t: grau de utilização da capacidade instalada.</p>	<p>As estimativas sugerem que o coeficiente de <i>pass-through</i> relacionado aos preços de exportação é maior aos setores produtores de bens de menor intensidade tecnológica, com exceção de dois setores com elevado grau de abertura (equipamentos eletrônicos e outros veículos e peças).</p>

Quadro 2 – Inventário dos principais estudos empíricos acerca do efeito *pass-through*.

Fonte: Elaboração própria.

Autor(es)	Escopo/período	Modelo/Método	Variáveis	Resultado
TRICHES E SILVA (2009)	BRASIL: uma análise bayesiana (1980 a 1994)	<p>A função reação é caracterizada pela equação:</p> $i_t^* = \bar{i} + \beta (E[\pi_t / \Omega_t] - \pi^*) + \gamma (E[y_t + \Omega_t] - y_t^*) + \xi (E[e_t / \Omega_t] - e_t^*)$ $i_t = (1 - \rho)i_t^* + \rho_{t-1} + v_t$ <p>Modelo com ajustamento parcial:</p> $i_t = (1 - \rho)\{\alpha + \beta (E[\pi_t / \Omega_t] - \pi_t^*) + \gamma (E[h_t / \Omega_t] - h_t^*) + \xi (E[e_t / \Omega_t] - e_t^*)\} + \rho_{t-1} + v_t$ <p>Modelo Generalizado de Momentos (GMM):</p> $\alpha = i - \beta \pi^*$	<p>As variáveis usadas para análise são séries trimestrais e as variáveis são:</p> <p>π_t é medida pela variação do índice de preços ao consumidor dos últimos seis meses; e_t, desvio da taxa de câmbio de seu valor de paridade do poder de compra, h_t é o hiato do produto calculado pelo desvio do <i>log</i> do índice da produção industrial da tendência ao quadrado; i_t é a taxa de juros de equilíbrio de longo prazo; E: valor esperado da respectiva variável condicional ao conjunto de informações disponíveis; Ω: autoridades monetárias no início do período t; y é o produto e ρ: capta o grau da suavização da taxa.</p>	<p>Os resultados demonstram que a taxa de inflação tem um papel central que afeta o comportamento da taxa de juros. Quanto à taxa de câmbio, constatou-se que, no período 1980-1994, o efeito <i>pass-through</i> do câmbio para os preços domésticos foi elevado. Esse fato implica que o impacto da taxa de câmbio sobre a taxa de juros fosse refletido por meio da taxa de inflação. Entretanto, observa-se uma queda do efeito <i>pass-through</i> no período pós-Plano Real. Os resultados mostraram também um comportamento irregular do hiato do produto quando analisado em conjunto com a taxa de câmbio e a taxa de inflação.</p>

Quadro 2 – Inventário dos principais estudos empíricos acerca do efeito *pass-through* (continuação).

Fonte: Elaboração própria.

Autor(es)	Escopo/período	Modelo/Método	Variáveis	Resultado
SCHWARTZMAN (2005)	BRASIL (1999 a 2004)	<p style="text-align: center;">CURVA DE PHILLIPS</p> $\pi_t^{NT} = \beta_{10} + (1 - \beta_{11} - \beta_{12}S)\pi_{t+1}^e + \beta_{11}\pi_{t-1} + \beta_{14}x_1$ $\pi_t^{MON} = \beta_{20} + (1 - \beta_{21} - \beta_{22} - \beta_{23}S - \beta_{24}S)\pi_{t-1}^{NT} + \beta_{21}e_{t-1} + \beta_{22}\pi_{t-1}^{IGP} + \beta_{23}Se_{t-1} + \beta_{24}S\pi_{t-1}^{IGP}$ $\pi_t^T = \beta_{30} + (1 - \beta_{31} - \beta_{32} - \beta_{33}S - \beta_{34}S)\pi_{t+1}^e + \beta_{31}\pi_{t-1} + \beta_{32}e + \beta_{33}S\pi_{t-1} + \beta_{34}Se$	<p>π_t é a inflação medida pelo IPCA no período t; π_{t-1} é a inflação medida pelo IPCA projetada a partir do modelo VAR para o período t+1 com informação disponível no período t; π_t é a inflação de não comercializáveis no período t; π_t^{MON} é a inflação de monitorados no período t; π_t é a inflação de comercializáveis no período t; X_t é a utilização da capacidade da indústria medida pela FGV com ajuste sazonal no período t; π_{t-1}^{IGP} é a inflação medida pelo IGP-DI no período t; e_t é a depreciação cambial em 4 trimestres, terminando no período t multiplicada pela inflação americana medida pelo PPI nesse mesmo período; S é uma variável <i>dummy</i> de regime.</p>	<p>Indicou que a mudança de regime cambial e de combate à inflação levou a um aumento do componente forward-looking desses preços. Na equação de bens comercializáveis, em que os valores dos coeficientes foram consistentemente não significativos. Foram também não significativas as estimativas da interação da dummy indicadora de regime cambial com a depreciação do câmbio na equação de bens comercializáveis.</p>

Quadro 2 – Inventário dos principais estudos empíricos acerca do efeito *pass-through* (continuação).

Fonte: Elaboração própria.

Autor(es)	Escopo/período	Modelo/Método	Variáveis	Resultado
CORREA E MINELLA (2010)	BRASIL (1995 a 2015)	<p>Modelos de limite por variáveis endógenas:</p> <p>SETAR:</p> $y^t = \varphi_0^1 + \varphi_1^1 y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \text{se } y_{t-1} > T$ $y^t = \varphi_0 + \varphi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \text{se } y_{t-1} \leq T$ $y_t = \varphi_0^1 + \varphi_1^1 y_{t-1} [1 - I(y_{t-1} \geq T)] + [\varphi_0^2 + \varphi_1^2 y_{t-1} / y_{t-1} \geq T] + \varepsilon_t$ <p>Modelo com regressores endógenos:</p> $y_t = \theta'_1 Z_t + \zeta_t, \quad q_t < T$ $y_t = \theta'_2 Z_t + \zeta_t, \quad q_t \geq T$ $y_t = \theta'_1 Z_t [1 - I(q_t \geq t)] + \theta'_2 Z_t I(q_t \geq T) + \zeta_t$ <p>Curva de Phillips Modelo para o Brasil:</p> $\pi_t^L = a_1^1 E_t \pi_{t+1} + 1 - a_1^1 - a_2^1 \pi_{t-1} + a_2^1 \Delta e_{t-1} + \pi_{t-1} + a_4 Y_{t-1} + \varepsilon_t$ $q_t \geq \tau$	<p>SETAR:</p> <p>y_{t-d} : variável dependente: $d > 0; d = 1$. Em que τ é o valor de limiar φ^j; i e j são parâmetros; $\{\varepsilon_t\}$ são independentes, identicamente distribuídos (i.i.d.), variáveis aleatórias. O conjunto de informações é $\{y_t, Z_t, X_t\}_{t+1}^n$.</p> <p>$y_t$ é unidimensional, z_t é um vetor multidimensional; X_t é uma k-dimensão vetor; $k \geq m$. O limiar variável $q_t = q(X_t)$ pode ser um elemento ou uma função do vetor X_t.</p> <p>Curva de PHILLIPS: a_i^j: regressor específica; i: economia em regime j, π_t^L é livre IPCA inflação, π_t é IPCA de inflação, π_t^*: inflação externa, y_t: hiato do produto, e_t: logaritmo natural do nominal média taxa de câmbio. $E_t(\cdot)$ é o operador de expectativas condicionada a informação disponível em t, Δ é o operador de diferença ($\Delta e_{t-1} = e_{t-1} - e_{t-2}$), ε_t é um resíduo, q_t é a variável de limiar, e $\tau \in T$, onde T é o conjunto de valores possíveis para q_t.</p>	<p>O artigo explora a possibilidade da presença de um <i>pass-through</i> não linear a partir da troca de taxa de inflação no Brasil. Para tanto estimaram modelos para a curva de Phillips com modelos limiares. As variáveis basearam-se nas fontes de não linearidade do <i>pass-through</i>: I) ciclo de negócios; II) alterações na taxa de câmbio; III) a volatilidade da taxa de câmbio.</p> <p>As estimativas indicam a presença de mecanismos não lineares no curto prazo <i>pass-through</i> no Brasil.</p> <p>A magnitude de curto prazo do repasse é o que afeta o ciclo econômico pela direção e magnitude da variação cambial e pela volatilidade da taxa de câmbio.</p>

Quadro 2 – Inventário dos principais estudos empíricos acerca do efeito *pass-through* (continuação).

Fonte: Elaboração própria.

Autor(es)	Escopo/período	Modelo/Método	Variáveis	Resultado
<p style="text-align: center;">CASTILHO, TEIXEIRA E PERES (2008)</p>	<p style="text-align: center;">BRASIL (1995 a 2005)</p>	<p>Modelo Simples: $S = XB_t(qr) + XS_t - MB_t(qr) - MS(qr)$ Derivando em relação ao câmbio, temos: $\frac{dS}{dar} = \frac{dXB_t}{dar} + \frac{dXS_t}{dar} - \frac{dMB_t}{dar} - \frac{dMS_t}{dar}$ $\frac{dS}{dqr} = \left[\frac{dXB_t}{dqr} \cdot \frac{qr}{XB_t} \right] \frac{XB_t}{qr} + \left[\frac{dXS_t}{dqr} \cdot \frac{qr}{XS_t} \right] \frac{XS_t}{qr} - \left[\frac{dMB_t}{dqr} \cdot \frac{qr}{MB_t} \right] \frac{MB_t}{qr} - \left[\frac{dMS_t}{dqr} \cdot \frac{qr}{MS_t} \right] \frac{MS_t}{qr}$ Em que: $dS = \left[\xi_{XS} \cdot XS + \xi_{XB} \cdot XB - \xi_{MS} \cdot MS - \xi_{MB} \cdot MB \right] \left[\frac{dqr}{qr} \right]$ $\xi_{i,qr}$ = elasticidade da i-ésima variável em relação ao câmbio. Índice de Disísis Agregativo: $\log D^*(n) = \log \left[\frac{S(n)}{S(0)} \right] - \sum_{i=1}^n \frac{S(i) - S(i-1) \cdot \xi_{i,t}}{S(i) \cdot \xi_{i,t-1}}$ </p>	<p>Modelo Simples: XS_t = exportação de serviços; XB_t = exportação de bens; MS_t = importação de serviços e MB_t = importação de bens (todas as variáveis em função de qr = câmbio real). Índice de Divisia para as mudanças discricionárias, estudo das propriedades estocásticas das séries temporais, em que D é o índice de Divisia para as mudanças discricionárias, S, a conta corrente agregada e xi é o i-ésimo termo da conta corrente.</p>	<p>Conclui-se que as variações nas taxas de câmbio real exercem influência significativa sobre os componentes comerciais da conta corrente do balanço de pagamentos do Brasil.</p>

Quadro 2 – Inventário dos principais estudos empíricos acerca do efeito *pass-through* (continuação).

Fonte: Elaboração própria.

Autor(es)	Escopo/período	Modelo/Método	Variáveis	Resultado
FRAGA et al. (2008)	PASS-THROUGH DAS VARIAÇÕES DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PREÇOS DE EXPORTAÇÃO DA SOJA NO BRASIL. (1994 a 2004)	<p>Equações <i>pass-through</i> completo:</p> $\eta_x = \frac{q_x}{p * x}$ $\tau_x = \frac{q_x}{p_x}$ $p_x = e + p * x$ <p>Equação: $q_x = -\eta_x(p * x)$</p> <p>Varição no preço das exportações:</p> $p * x = \left[\frac{-\tau_x}{\eta_x + \tau_x} \right] e$ <p>Função de demanda: $P = f(Q *)$</p> <p>Maximização do lucro:</p> $\pi = f(Q *)eQ - wQ$ $\pi * = f(Q *)Q * - w * Q *$ $\frac{P *}{e} = \left(\frac{n}{N * } \right) \left(\frac{w}{P e * } \right)$ <p>Modelo de <i>mark-up</i>:</p> $P_x^* = (1 + \lambda) \frac{CP}{e}$ $(1 + \lambda) = \left[\frac{P_w}{CP/e} \right] \alpha$ $\ln P_x^* = (1 + \alpha) \ln \frac{CP}{e} + \alpha + \ln(P_w)$ $\ln P_x^* = \phi_0 + \phi_1 \ln(CP) + \phi_2 \ln(e) + \phi_3 \ln(P_w)$	<p>A qual x = exportações; q = taxa de variação na quantidade; p = taxa de variação no preço doméstico; p* = taxa de variação do preço no resto do mundo; η_x = elasticidade-preço da demanda, τ_x = elasticidade-preço; e = variação câmbio. Função de demanda: P* = preço do resto do mundo; Q* = quantidade demandada do resto do mundo. Maximização do lucro: π: lucro; w: custo unitário de produção; n e n*: número de produtores domésticos e estrangeiros exportando. Modelo de <i>mark-up</i>: P_x*:preço das exportações; CP: custo de produção; e: a taxa de câmbio; λ, o <i>mark-up</i>. Modelo de <i>mark-up</i>: [Pw / (CP/e)] uma proxi.</p>	<p>As estimações econométricas constataram que o coeficiente de <i>pass-through</i> da taxa de câmbio para os preços de exportação de soja brasileira é incompleto. O valor encontrado foi igual a -0,34. O resultado está em consonância com a estrutura de mercado do segmento soja, tendo em vista que o Brasil possui um <i>market-share</i> significativo no mercado internacional por ser o segundo maior produtor do mundo e, mesmo assim, ainda não se encontra na posição de líder na formação de preços. Em suma, o resultado encontrado demonstra que, quando o câmbio se deprecia ou aprecia, uma parte dessa variação é repassada para o <i>mark-up</i>.</p>

Quadro 2 – Inventário dos principais estudos empíricos acerca do efeito *pass-through* (continuação).

Fonte: Elaboração própria.

Autor(es)	Escopo/período	Modelo/Método	Variáveis	Resultado
FERREIRA E PALMA (2015)	BRASIL (INFLAÇÃO NO PERÍODO DE 2003 a 2013)	Curva de PHILLIPS: $y_t = \mu + x'_{t-1}\beta + \sum_{j=1}^p \phi_j y_{t-j} + \varepsilon_{t,t-1}$	Curva de Phillips: Em que y_t é medida a inflação, definida como : $y_t = \Delta \ln(P_t) =$ $\ln p_t - \ln p_{t-1}$. Com p_t sendo livre IPCA, a inflação e x_t é o conjunto de preditores. Distribuição de probabilidade: $p(\Omega M_i, D_t)$ é a distribuição de probabilidade condicional de Ω , dado um modelo D_t e p $(M_i D_t)$ é a probabilidade condicional do modelo M_i , sendo o verdadeiro modelo dado os dados.	Os resultados sugerem que a curto e longo prazo, o relacionamento curva de Phillips pode ser rejeitado no Brasil, enquanto a curto e médio, a taxa de câmbio prazo <i>pass-through</i> foi recentemente diminuindo. Do ponto de vista da política monetária, os resultados indicam que com a estabilidade de preços manteve-se um dos principais objetivos do Banco Central do Brasil

Quadro 2 – Inventário dos principais estudos empíricos acerca do efeito *pass-through*. (continuação)

Fonte: Elaboração própria.

Autor(es)	Escopo/período	Modelo/Método	Variáveis	Resultado
RINCÓN, CAICEDO E RODRÍGUEZ (2007)	ESTADOS UNIDOS, ALEMANHA E JAPÃO (1995 a 2002)	<p>Modelo de concorrência Imperfeita:</p> $\pi = P_x - CT_{(x)}$ $\pi = P_x^* - ECT^*(x^*)$ <p>CPO:</p> $P\{1 - S/\eta\} = C$ $P\{1 - S^*/\eta\} = EC^*$ $P = \frac{\eta\{nC + n^*EC^*\}}{\{\eta(n + n^*) - 1\}}$ <p>Equações estimáveis:</p> $P_x^* = kC^*$ $P_M^* = EP_x^* = E(kC^*)$ $p_m = (1 - \varphi)e + \varphi p_c + (1 - \varphi)c + \gamma cu$ <p>Modelo Econométrico:</p> $\Delta Y_t = \alpha B' X_{t-1} + \alpha_0 \Delta Z_t + \sum \Gamma_l \Delta Z_{t-1} + \sum \Psi_h + \Delta Y_{t-h} + u_t$ $\Theta_t = \Theta_{t-1} + v_t, \text{ with } v_t \sim NID(0, \sigma^2 Q)$	<p>P é o preço de mercado em moeda nacional, x e x^* são as saídas das empresas. E é a taxa de câmbio nominal e $CT(.)$ e $CT^*(.)$. A função de demanda inversa é $P(X)$, em que $X = nx + n^*x^*$; S e S^* são as respectivas ações de uma única nacional e um único mercado estrangeiro, e C e C^* são os respectivos custos marginais. Equações estimáveis: (P_x^*) preço das exportações para Colômbia, a <i>mark-up</i> (κ) e custo marginal de produção (C^*), (P_M) preço da importação da moeda nacional.</p> <p>O coeficiente de repasse é $(1 - \varphi)$, $0 \leq \varphi \leq 1$. If $\varphi = 1$, e PTE é zero.</p>	<p>Mostraram evidências da variabilidade e os diferentes graus de <i>pass-through</i> entre os setores de fabricação, o que indica a importância do uso modelos dinâmicos e dados desagregados para a análise do <i>pass-through</i>, e, implicitamente, a diferente natureza do comportamento de fixação de preços dos diferentes setores de fabricação.</p>

Quadro 2 – Inventário dos principais estudos empíricos acerca do efeito *pass-through* (continuação).

Fonte: Elaboração própria.

Autor(es)	Escopo/período	Modelo/Método	Variáveis	Resultado
NOGUEIRA, MORI E MARÇAL (2013)	BRASIL (2009 a 2011)	Modelo de VAR: Função tipo impulse-resposta: $(pass - through)_T = \frac{\sum_{i=1}^T \Delta P_{t,t+i}}{\sum_{i=1}^T \Delta R_{t,t+i}}$	OILR: média dos preços médios mensais do barril de petróleo tipo Brent; WTI: convertidos em reais; PIM: índice de produção física reportado pela Pesquisa Industrial Mensal (PIM); PTAX: média mensal da cotação diária do dólar definida pela taxa Ptax; IGP: Índice Geral de Preços — Disponibilidade Interna (IGP-DI); IPA: Índice de Preços por Atacado, IGP-DI; IPCA: Índice de Preços ao Consumidor Amplo; IPCAtra: preços de itens comercializáveis; IPCAntr: preços de itens não comercializáveis; IPCAadm: preços de itens administrados; IPCAliv: preços de itens livres; $\Delta P_{t,t+i}$ é a variação do índice de preços de t a $t+i$; $\Delta E_{t,t+i}$: variação da taxa nominal de câmbio no mesmo período.	Os resultados mostram que houve significativa redução do nível <i>pass-through</i> nos últimos anos paralelamente a uma maior velocidade do repasse, que existiu redução na velocidade de repasse, teve também termos relativos. Os repasses observados nos primeiros meses são maiores, os resultados corroboram a teoria de que o <i>pass-through</i> depende diretamente da credibilidade da política econômica e de um ambiente de maior estabilidade macro.

Quadro 2 – Inventário dos principais estudos empíricos acerca do efeito *pass-through* (continuação).

Fonte: Elaboração própria.

Autor(es)	Escopo/período	Modelo/Método	Variáveis	Resultado
TEJADA E SILVA (2008)	BRASIL (1980 a 2004)	$\eta_x = -\frac{q_x}{P_x^*}$ $\tau_x = -\frac{q_x}{P_x}$ $p_x = e + p_x^*$ $q_x = -\eta_x p_x^*$ $\tau_x = \frac{-\eta_x p_x^*}{e + p_x^*}$ $p_x = \frac{-\tau_x}{-\eta_x + \tau_x} e$ <p><i>Pass-through</i> para os preços das exportações:</p> $P_x^* = (1 + \lambda)(CP/E)$ $(1 + \lambda) = \left[\frac{P_w}{CP/E} \right]^{\alpha}$ $\ln P_x^* = (1 - \alpha) \ln(CP/E) + \alpha \ln P_w$ $\ln P_x^* = \phi_0 + \phi_1 \ln CP + \phi_2 \ln E + \phi_3 \ln P_w$ $\ln P_x^* = \phi_0 + \phi_1 \ln CP + \phi_2 \ln P_w + \phi_t \ln E + u_t$ $\phi_t = \phi_t + v_t$	<p>Em que x: exportações; q: taxa de variação da quantidade; p: taxa de variação do preço doméstico; p* = taxa de variação do preço no resto do mundo; ηx= elasticidade-preço da demanda por exportações; e τx = elasticidade-preço da oferta de exportações.</p> <p>e representa a variação na taxa de câmbio.</p> <p>Φ é o coeficiente de <i>pass-through</i> variável no tempo e P_x[*] = preço das exportações em moeda estrangeira; CP = custo de produção na moeda doméstica; E = taxa de câmbio nominal e P_x = preço das exportações mundiais.</p> <p>v_t é um ruído branco.</p>	<p>O estudo mostrou que coeficientes estimados de forma variável no tempo de <i>pass-through</i> da taxa de câmbio para os preços das exportações dos setores analisados, em todos os casos, apresentaram sinal negativo ao longo de todo o período pesquisado. Os coeficientes estimados são relativamente baixos, fazendo com que as desvalorizações da taxa de câmbio não se traduzam em ganhos significativos de competitividade.</p>

Quadro 2 – Inventário dos principais estudos empíricos acerca do efeito *pass-through* (continuação).

Fonte: Elaboração própria.

Autor(es)	Escopo/período	Modelo/Método	Variáveis	Resultado
TRISTÃO E TORRENT (2015)	BRASIL (2002 a 2012)	<p>O modelo envolve as equações:</p> $\pi_t = \lambda mc_t + \beta E_t \pi_{t+1}$ $\pi_t = \lambda \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k E_t mc_{t+k}$ <p>Curva de Phillips:</p> $\pi_t = \lambda k x_t + \beta E_t \pi_{t+1}$ $\pi_t = -\lambda k x_{t-1} + \pi_{t-1} + \varepsilon_t$ $\pi_t = \phi_1 \pi_{t-1} + \phi_2 E(\pi_{t+1} I_t) + \phi_3 x_t + \varepsilon_t$ $E[(\hat{\pi}_t - \phi_1 \hat{\pi}_{t-1} - \phi_2 \hat{\pi}_{t+1} - \phi_3 \hat{x}_t) z_t] = 0$ <p>Estimação semi-paramétrica:</p> $\pi_t = \phi_1 \pi_{t-1} + \phi_2 E(\pi_{t+1} I_t) + f(x_t) + \varepsilon_{2t}$ $\pi_t = \pi_{t-1} + \phi_2 \hat{\pi}_{t+1}^{focus} + f(x_t) + \varepsilon_{3t}$ $\min_{\hat{m}_0, \hat{m}_1} \sum_{t=1}^T (\hat{u}_{1t} - \hat{m}_0 - \hat{m}_1 (\hat{u}_{2t} - x))^2 K\left(\frac{\hat{u}_{2t} - x}{h^*}\right)$	<p>$\lambda > 0$ é uma combinação linear de parâmetros estruturais do modelo; β é a taxa de desconto intertemporal; mc_t é o custo marginal real; $\varepsilon_t = \pi_t - E_{t-1} \pi_t$ mudança corrente na inflação; f descreve o impacto da atividade econômica na inflação corrente.</p> <p>π_t são constantes por hipótese; $\hat{\pi}_{t+1}^{focus}$: mediana das expectativas dos agentes quanto à inflação do próximo mês.</p> <p>Bandwidth: $h^* = 3htima$, em que é a determinada via método plug-in.</p> <p>$\hat{m}_0 = \hat{f}(x_t)$ e x é um ponto escolhido no intervalo em que x_t toma valores; K é a função kernel Gaussiana (densidade dav.a. Normal Padrão).</p>	<p>Os resultados indicaram que a inflação e a atividade econômica relacionam-se de forma não linear. Essa não linearidade torna-se mais importante para valores extremos do hiato do produto. Outra contribuição refere-se ao uso do hiato do produto como proxy para atividade econômica. Concluíram que os problemas de significância encontrados na estimação da curva de Phillips, quando uma medida de hiato é utilizada, estão associados à correlação entre a medida de atividade econômica e à inflação, e não pelo uso do hiato.</p>

Quadro 2 – Inventário dos principais estudos empíricos acerca do efeito *pass-through* (continuação).

Fonte: Elaboração própria.

Autor(es)	Escopo/período	Modelo/Método	Variáveis	Resultado
BITTENCOURT, LARSON E THOMPSON (2007)	BRASIL, ARGENTINA, PARAGUAI E URUGUAI (1989 a 2002)	<p>Taxas de câmbio Real:</p> $RER_{s,t} = NER_{s,t} \left(\frac{CPI_{s,t}}{CPI_{i,t}} \right)$ $S_{ij,t} = u_{ij,t} = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^k (x_{ij,t-j} - \bar{x}_{ij,t})^2}{k-1}}$ $v_{ij,t} = u_{ij,t} = \frac{\max X_{ij,t-k}^i}{\min X_{ij,t-k}^t} + \left[1 + \frac{ X_{ij,t} - X_{ij,t}^k }{X_{ij,t}^k} \right]$ $s_t = \frac{1}{1+\lambda} f_t + \frac{\lambda}{1+\lambda} E_t s_{t+1}$ $= \frac{1}{1+\lambda} \sum_{j=0}^k \left(\frac{\lambda}{1+\lambda} \right)^j E_t f_{t+j}$ $+ \left(\frac{\lambda}{1+\lambda} \right)^{k+1} E_t s_{t+k+1}$ $u3_{ij,t}^g = \sum_{i \neq j} u_{ij,t} w_{ij,t}^g + \sum_{j \neq i} u_{ji,t} w_{ji,t}^g$ $\ln T_{ij,t}^g = \alpha_i^g + \gamma_1^g \ln(Y_{it} Y_{jt}) + \gamma_2^g (Pop_{it} Pop_{ij})$ $+ \gamma_3^g (u_{ij,t}) + \gamma_4^g \ln(D_{ij})$ $+ \gamma_5^g \ln(1 + Tariff_{ij,t}^g)$ $+ \gamma_6^g (u3_{ij,t}) + \varepsilon_{ij,t}^g$	<p>$RER_{is,t}$ e $NER_{is,t}$ são as taxas de câmbio, i: país, t: período; $X_{ij,t}$: taxa de câmbio bilateral real, $x_{ij,t} = \ln(X_{ij,t}) - \ln(X_{ij,t-1})$; $x_{ij,t}$: média; k: período; $\min X_{ij,t}^t$: valor absoluto mínimo da taxa de câmbio real; $\max X_{ij,t}^t$: valor absoluto máximo da taxa de câmbio real; $X_{ij,t}^k$: média dos valores absolutos da taxa de câmbio real; f: fundamentos econômicos; $u_{ij,t}(x_{ij,t})$: medida de volatilidade da ER real; $S_{ij,t}$: medida de desvio padrão móvel ($V_{ij,t}$): medida de Peree e Steinherr; $w_{ij,t}^g(w_{ji,t}^g)$: participações no comércio. $T_{ij,t}^g$: comércio bilateral; $Y_{i,t}(y_{j,t})$: produto dos PIB's dos dois países no período t. $Pop_{i,t}(Pop_{j,t})$: produto.</p>	<p>Os resultados deste estudo demonstram que o comércio brasileiro é sensibilizado não apenas pelos próprios movimentos cambiais, mas também pela volatilidade cambial dos seus parceiros comerciais pelo papel exercido pelas tarifas comerciais e, também, pelos níveis de renda dos países desse bloco econômico. Como previsto, o aumento da renda e a diminuição das tarifas comerciais contribuíram para acrescentar o comércio bilateral no comércio brasileiro, fazendo com que essas políticas divergentes fossem consideradas uma das causas da apreciável variabilidade cambial e de preços, ocasionando conflitos atribuídos ao comércio bilateral devido ao comportamento de aversão, ao risco dos agentes econômicos pertinentes ao generalizado grau de protecionismo ocasionado e coberto por estes agentes.</p>

Quadro 2 – Inventário dos principais estudos empíricos acerca do efeito *pass-through* (continuação).

Fonte:Elaboração própria.

APÊNDICE B – DESCRIÇÃO DOS ÍNDICES DE INFLAÇÃO

Tabela 6 – Características dos Principais Índices de Preços.

Índice de Inflação	Período	Cesta
UCPI	1º – último dia do mês de referência.	Não há índices componentes.
IGP-DI	1º – último dia do mês de referência.	60% para o IPA, 30% para o IPC e 10% para o ICC (INCC). a) Os 60% representados pelo IPA-DI equivalem ao valor adicionado pela produção de bens agropecuários e industriais nas transações comerciais em nível de produtor; b) os 30% de participação do IPC-DI equivalem ao valor adicionado pelo setor varejista e pelos serviços de consumo; c) quanto aos 10% complementares, representados pelo INCC-DI, equivalem ao valor adicionado pela indústria da construção civil.
IGP-OG	01 a 30 do mês de referência.	Oferta Global (IGP-OG), que se distingue do IGP-DI pela maior ou menor participação de bens

INCC	1º e o último dia do mês de referência.	<p>exportados ou importados nos respectivos IPAs. Cada IGP é a média ponderada dos seguintes índices de preço: o IPA, com peso de 60%, o IPC, com peso de 30%, e o INCC, com peso de 10%. A definição dos pesos, estabelecida ao se implementar o cálculo do índice, foi justificada com base no objetivo de reproduzir aproximadamente o valor adicionado de cada setor (atacado, varejo e construção civil) no Produto Interno Bruto (PIB), àquela época.</p> <p>Calculado pela FGV, mede a variação de preços de uma cesta de produtos e serviços atualizados pelo setor de construção civil. Este índice é calculado para três intervalos diferentes e compõe os demais índices calculados pela FGV (IGP-M, IGP-DI e IGP-10), com um peso de 10%.</p>
------	---	---

INCC-M	Entre os dias 21 do mês anterior e 20 do mês de referência.	O Índice Nacional de Custo da Construção — Mercado calcula a evolução dos custos. Representa 10% da composição do IGP-M.
INPC	01 a 30 do mês de referência.	Calculado pelo IBGE, nas regiões metropolitanas do Rio de Janeiro, Porto Alegre, Belo Horizonte, Recife, São Paulo, Belém, Fortaleza, Salvador e Curitiba, além do Distrito Federal e do município de Goiânia. Mede a variação nos preços de produtos e serviços consumidos pelas famílias com rendas entre 1 e 8 salários mínimos. O período de coleta de preços vai do primeiro ao último dia do mês corrente e é divulgado aproximadamente após o período de oito dias úteis.
IPC	1º – último dia do mês de referência, atualizado toda semana e coletado diariamente.	Calculado pela FGV, mede a inflação para famílias com rendimentos entre 1 e 33 salários mínimos, em São Paulo e no Rio de Janeiro. O IPC representa 30% do IGP-

IPC-M	1º – último dia do mês de referência, atualizado toda semana.	<p>M. Esse índice é calculado para três intervalos diferentes e compõe os demais índices calculados pela FGV (IGP-M, IGP-DI e IGP-10), com um peso de 30%.</p> <p>O Índice de Preços ao Consumidor — Mercado e faz parte do cálculo do IGP-M. É calculado mensalmente nos municípios do Rio de Janeiro e São Paulo. Os preços pesquisados abrangem famílias com rendimento mensal de até 33 salários mínimos. Serve para indexar os valores das despesas da população.</p>
IPCA	01 a 30 do mês de referência.	Índice de Preços ao Consumidor Ampliado. É calculado pelo IBGE nas regiões metropolitanas do Rio de Janeiro, Porto Alegre, Belo Horizonte, Recife, São Paulo, Belém, Fortaleza, Salvador e Curitiba, além do Distrito Federal e do município de Goiânia. Mede a variação

IPCA-EP	16 do mês anterior ao dia 15 do mês de referência.	<p>nos preços de produtos e serviços consumidos pelas famílias com rendas entre 1 e 40 salários mínimos. O período de coleta de preços vai do primeiro ao último dia do mês corrente e é divulgado aproximadamente após o período de oito dias úteis. É medido pelo IBGE, segue a mesma metodologia de cálculo do IPCA, mas é divulgado ao final de cada trimestre, sendo formado pelas taxas do IPCA-15 de cada mês. O índice é utilizado para reajustes de IPTU (Imposto Predial e Territorial Urbano).</p>
TCCR	Cotação diária.	<p>Operação de troca de moeda de um país pela moeda de outro, livremente negociadas. O Banco Central coleta as taxas médias praticadas entre os bancos. Essa taxa média do dia, conhecida como “Ptax”, que serve como referência e não como taxa obrigatória.</p>