

**UNIVERSIDADE DO VALE DO RIO DOS SINOS - UNISINOS
UNIDADE ACADÊMICA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
NÍVEL MESTRADO**

ALINE TEIXEIRA CANABARRO

**O REPASSE CAMBIAL PARA A INFLAÇÃO:
ANÁLISE EMPÍRICA PARA OS PAÍSES DA AMÉRICA LATINA
DE 2000 A 2015**

SÃO LEOPOLDO

2017

Aline Teixeira Canabarro

O REPASSE CAMBIAL PARA A INFLAÇÃO:

Análise empírica para os países da América Latina de 2000 a 2015

Dissertação apresentada como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia, pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade do Vale do Rio dos Sinos - UNISINOS

Orientador: Prof. Dr. Divanildo Triches

São Leopoldo

2017

C212r Canabarro, Aline Teixeira
O repasse cambial para a inflação: análise empírica para os países da América Latina de 2000 a 2015/ por Aline Teixeira Canabarro. -- 2017.
83 f. : il. ; color. ; 30cm.

Dissertação (Mestrado em Economia) -- Universidade do Vale do Rio dos Sinos – Unisinos, Programa de Pós-Graduação em Economia, São Leopoldo, RS, 2017.

Orientador: Prof. Dr. Divanildo Triches.

1. Inflação - América Latina. 2. Modelo VAR/VEC. 3. Pass-through. 4. Taxa de câmbio. 5. Economia. I. Título. II. Triches, Divanildo.

CDU 336.748.12 (7/8=6)

Aline Teixeira Canabarro

O REPASSE CAMBIAL PARA A INFLAÇÃO:
Análise empírica para os países da América Latina de 2000 a 2015

Dissertação apresentada como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia, pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade do Vale do Rio dos Sinos - UNISINOS

Aprovado em 07 de julho de 2017

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Divanildo Triches – Orientador/ UNISINOS

Prof. Dr. Marcos Tadeu Caputi Lélis – Examinador/ UNISINOS

Prof.^a Dr.^a Angélica Massuquetti – Examinadora/ UNISINOS

Prof. Dr. José Maria Dias Pereira – Examinador/ UNIFRA

*Aos meu pais, Paulo e Vanda,
e ao amado Cássio.*

AGRADECIMENTOS

Agradeço meus pais, Paulo e Vanda, pelo imenso esforço e dedicação, para me manter no mestrado, seja pelo carinho incondicional e pelo conforto nas horas difíceis, seja pelo apoio financeiro. Obrigada por serem o maior exemplo que possuo de caráter e determinação. Agradeço igualmente meu irmão Luis Paulo, sempre disposto a me dar boas dicas e pela sua ousadia em me “puxar as orelhas” quando julga necessário.

Agradeço, em especial ao Cássio por seu amor, sempre está perto de mim e não mediu esforços para apoiar meus estudos. Mantém a sensatez e sabedoria de contornar os momentos difíceis e sempre boa vontade em me alegrar. Agradeço por sua paciência, respeito e por compreender os momentos em que estive ausente.

Agradeço meus sogros, Gentil e Ana Lúcia, que sem dúvidas, considero-os como pais, obrigada ao apoio, disposição e principalmente às longas conversas de inspiração. Estendo esse agradecimento aos meus cunhados Cáuan e Jean, irmãos do coração, sempre felizes dão um jeito de me distrair e deixar a tensão de lado, mesmo que por alguns minutos de um bom filme.

Agradeço a Patrícia Gauss. Tornou-se uma amiga indispensável. Gratidão pelo carinho, apoio, incentivo, inspiração para me tornar uma pessoa melhor, buscar alternativas saudáveis, acreditar na vida e manter a mente serena. Obrigada pelos abraços, pelo chimarrão e café, por me ouvir e compartilhar suas histórias. Ficam boas lembranças e saudade.

Agradeço ao meu orientador, prof. Divanildo Triches pelo apoio e incentivo a continuidade do trabalho, pelos ensinamentos e pela compreensão.

Agradeço ao prof. Marcos Tadeu Caputi Lélis pela oportunidade em participar do grupo CEI e no estágio de docência. Experiências que proporcionaram aprendizagem e crescimento profissional. Agradeço ainda, pela ajuda na parte econométrica da dissertação, paciência e compreensão.

Agradeço aos colegas e amigos do curso, Alícia, Lúbia, Luiz, Larisse, Sheila, Simone e Matheus. Foram muitos momentos marcantes e felizes juntos, já sinto saudades da companhia de vocês.

Agradeço aos membros do PPGE/Unisinos pela atenção e disposição. Agradeço aos demais familiares e amigos, embora não possa citar o nome de todos.

Por último, mas não menos importante, agradeço a Deus!

“(...) Há um tempo em que é preciso abandonar as roupas usadas, que já têm a forma do nosso corpo, e esquecer os nossos caminhos que nos levam sempre aos mesmos lugares. É o tempo da travessia... e se não ousarmos fazê-la, teremos ficado, para sempre, à margem de nós mesmos”.

Fernando Teixeira de Andrade
Poema- Medo: o maior gigante da alma (s/d)

RESUMO

Esta dissertação tem como objetivo investigar qual foi o grau de repasse cambial para a inflação (*pass-through*), para os países selecionados da América Latina, em particular, Brasil, Chile, Colômbia e México, sob o enfoque macroeconômico, entre 2000 e 2015. Para isso empregou-se o modelo VAR/VEC. Os resultados das funções de impulso-resposta (relação de curto prazo) indicam que para o Brasil e Colômbia, a taxa de câmbio pressiona os aumentos da inflação e o *pass-through* é maior. Já no Chile e México, as variações do câmbio não predominam as variações da inflação (movimento de endogenia), sendo o *pass-through* menor. A Colômbia apresenta maior sensibilidade às mudanças cambiais, seguida de Brasil, Chile e México, nessa ordem. As equações de longo prazo mostram que no Brasil, Chile e México, aumentos na produção industrial tem o efeito de reduzir a inflação do país. Provavelmente isso ocorra devido ao efeito escala gerado na produção desses países. Outro resultado que destaca-se no longo prazo é a taxa de câmbio não ser significativa para o Brasil e Chile, sugerindo que as mudanças na taxa de câmbio não tem efeito sobre a inflação no longo prazo. Os resultados apontaram para direções semelhantes a outros estudos, além do grau de *pass-through* ser incompleto (assimetria) e o maior repasse seja para países com setores produtores de bens de menor conteúdo tecnológico.

Palavras-chave: América Latina. Inflação. Modelo VAR/VEC. Pass-through. Taxa de câmbio.

ABSTRACT

This dissertation aims to investigate which was the exchange retrace to the inflation (pass-through), for the selected countries in Latin America, specially Brazil, Chile, Colombia and Mexico, under the macroeconomical focus, among the years 2000 and 2015. For such, it was used the VAR/VEC model. The results of the impulse-response functions (short time relation) indicate that for Brazil and Colombia, the Exchange rate pressures the increase of the inflation and the pass-through is higher. While in Chile and Mexico the Exchange variations do not predominate the inflation variations (endogeny movement), sendo o pass-through menor. Colombia presentes more sensibility to the exchange changes, followed by Brazil, Chile and Mexico, respectively. The long term equations show that in Brazil, Chile and Maxico the increase in the industrial production has the effect of reducing the inflation of the country. It probably happens because of the scale effect generated in the production of these countries. Another result that is highlighted in the long term is that the exchange rate is not relevant in Brasil and Chile, suggesting that the changes in the Exchange rate do not have affect on the long term inflation. The results point to similar directions of other studies, beyond the pass-through degree being incomplete (assimetry) and the higher retrace be in countries with productive sectors of goods of lower technological content.

Key-words: Latin America. Inflation. VAR/VEC Model. Pass-through. Exchange Rate.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Efeitos da variação cambial nos preços ao consumidor	24
Figura 2 - Raízes inversas do modelo VAR/VEC nos países selecionados da América Latina	83

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 - Taxa de Variação (%) do Índice de Produção Industrial dos países selecionados da América Latina 2000-2015 (Base 100 em 2010)	35
Gráfico 2 – Relação entre a taxa de câmbio e inflação no Brasil, Chile, Colômbia e México, jan/2000- dez/2015 (moeda nacional/US\$).....	46
Gráfico 3 - Efeito impulso-resposta sobre a inflação dos países selecionados da América Latina a partir do modelo VAR/VEC	66

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 - Regimes cambiais e suas principais características	21
Quadro 2 - Acordos comerciais vigentes dos países selecionados da América Latina	42
Quadro 3 - Resumo dos estudos empíricos que utilizaram o Modelo de Vetores Autoregressivos (VAR), Modelo de Correção de Erros Vetorial (VEC) ou Modelo de Vetores Autoregressivos Estruturais (SVAR), a partir de 2011	81

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Evolução do Produto Interno Bruto (PIB) dos países selecionados da América Latina, 2000-2015 (em US\$ bilhões).....	34
Tabela 2 - Renda per capita países selecionados da América Latina, 2000-2015 (em US\$)	36
Tabela 3 - Taxa de Investimento na participação do PIB dos países selecionados da América Latina, 2000-2015 (%).....	36
Tabela 4 - Reservas internacionais* e taxa de crescimento, países selecionados da América Latina, 2000-2015 (em US\$ milhões).....	37
Tabela 5 - Taxa de juros* anual países selecionados da América Latina, 2000-2015 (%)	38
Tabela 6 - Taxa de desemprego dos países selecionados da América Latina, 2000-2015 (%).....	39
Tabela 7 - Exportações dos países selecionados da América Latina 2000-2015 (em US\$ milhões).....	40
Tabela 8 - Importações dos países selecionados da América Latina 2000-2015 (em US\$ milhões).....	41
Tabela 9 - Regimes cambiais e monetários dos países selecionados da América Latina, vigentes em 2016	44
Tabela 10 - Teste de Raiz Unitária no nível: Dickey-Fuller Aumentado (DFA) e Phillips-Perron (PP)	57
Tabela 11 - Teste de Raiz Unitária na primeira diferença: Dickey-Fuller Aumentado (DFA) e Phillips-Perron (PP)	58
Tabela 12 - Brasil- Critério de informação de Akaike (AIC) e Schwarz (SBC), teste de heterocedasticidade de White e teste de autocorrelação residual Multiplicador de Lagrange (LM).....	59
Tabela 13 - Chile- Critério de informação de Akaike (AIC) e Schwarz (SBC), teste de heterocedasticidade de White e teste de autocorrelação residual Multiplicador de Lagrange (LM).....	59
Tabela 14 - Colômbia- Critério de informação de Akaike (AIC) e Schwarz (SBC), teste de heterocedasticidade de White e teste de autocorrelação residual Multiplicador de Lagrange (LM).....	60

Tabela 15 - México- Critério de informação de Akaike (AIC) e Schwarz (SBC), teste de heterocedasticidade de White e teste de autocorrelação residual Multiplicador de Lagrange (LM).....	61
Tabela 16 -Teste de Cointegração de Johansen para inflação do Brasil, com oito defasagens, intercepto e tendência determinística dos dados.....	61
Tabela 17 - Teste de Cointegração de Johansen para inflação do Chile, com seis defasagens, intercepto e sem tendência determinística dos dados	62
Tabela 18 - Teste de Cointegração de Johansen para inflação da Colômbia, com sete defasagens, intercepto e sem tendência determinística dos dados	62
Tabela 19 - Teste de Cointegração de Johansen para inflação do México, com cinco defasagens, intercepto e tendência determinística dos dados.....	63
Tabela 20 - Teste de causalidade de Granger para as variáveis endógenas do modelo VAR/VEC.....	63
Tabela 21 - Equação de longo prazo do modelo VAR/VEC para a inflação dos países selecionados da América Latina.....	67

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ALADI	Associação Latino-Americana de Integração
Banxico	Banco de México
BCB	Banco Central do Brasil
BCC	Banco Central de Chile
BRC	Banco de la República da Colômbia
BRICS	Brasil, Rússia, Índia, China e África do Sul
CARICOM	Comunidade do Caribe
CEPAL	Comissão Econômica para a América Latina e o Caribe
CMN	Conselho Monetário Nacional
IMF	International Monetary Fund
IPC	Índice de Preços ao Consumidor
IPCA	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo
LPU	Lei do Preço Único
NAFTA	North American Free Trade Agreement
OCDE	Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico
PIB	Produto Interno Bruto
PPC	Paridade do Poder de Compra PPC
SGPC	Sistema Global de Preferências Comerciais entre Países em Desenvolvimento
STAR	Modelo Autoregressivo de Transição Suave
SVAR	Modelo de Vetores Autoregressivos Estruturais
TNDC	Protocolo Relativo às Negociações Comerciais entre Países em Desenvolvimento
VAR	Modelo de Vetores Autoregressivos
VEC	Modelo de Correção de Erros Vetorial
WTO	World Trade Organization

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	15
2 REVISÃO TEÓRICA DO REPASSE CAMBIAL E ESTUDOS EMPÍRICOS.....	17
2.1 Aspectos Monetários e Cambiais	17
2.2 Relação entre Taxa de Câmbio e Inflação	22
2.3 Abordagem Microeconômico e Macroeconômico do Repasse Cambial.....	26
2.4 Estudos Empíricos.....	29
3 CARACTERIZAÇÃO MACROECONÔMICA DOS PAÍSES DA AMÉRICA LATINA .	33
3.1 Análise da Evolução Econômica	33
3.2 Comércio Externos e Acordos	39
3.3 Análise da Relação entre a Taxa de Câmbio e Inflação	43
4 ASPECTOS METODOLÓGICOS E ANÁLISE DE RESULTADOS.....	48
4.1 Metodologia e Definição de Variáveis	48
4.1.1 Metodologia VAR/VEC	48
4.1.2 Fonte e Tratamento dos Dados.....	54
4.2 Análise e Descrição dos Resultados	56
4.2.1 Testes Econométricos	56
4.2.2 Estimação do Grau de Repasse Cambial para a inflação	64
5 CONCLUSÕES	69
REFERÊNCIAS.....	72
APÊNDICE A- RESUMO DE ESTUDOS EMPÍRICOS	81
APÊNDICE B - TESTE ESTATÍSTICO DA RAIZ INVERSA DO MODELO VAR/VEC...83	

1 INTRODUÇÃO

A partir da década de 1990, o cenário econômico internacional foi marcado por mudanças do regime cambial em diversos países. Além disso, pôde-se verificar a adoção do Regime de Metas de Inflação, que é uma estratégia de condução da política monetária, que busca a partir do anúncio prévio de uma meta numérica para inflação (com prazo predeterminado), diminuir a mesma e mantê-la em níveis baixos, sendo o Banco Central do país o responsável por buscar o cumprimento dessa meta. A partir disso, a taxa de câmbio torna-se um dos instrumentos utilizados para alcançar a meta estabelecida¹. Nesse sentido, existe uma discussão acadêmica em torno do impacto das variações no câmbio sobre a inflação do país. Esse movimento da taxa de câmbio sobre os preços é conhecido como grau de *pass-through*.

O *pass-through* pode ser abordado sob os aspectos microeconômico e macroeconômico. O aspecto microeconômico busca compreender o repasse cambial a partir da organização industrial, de acordo com os produtos de cada setor. Como complementa Maciel (2006), a abordagem microeconômica é uma análise mais desagregada, a qual relaciona a concorrência de cada indústria e o poder de mercado das firmas. Já o aspecto macroeconômico relaciona o nível geral de preços na economia e suas implicações na política econômica. Essa abordagem trata do grau de abertura da economia, do hiato do produto, da inflação e das mudanças da taxa de câmbio real como mostram Couto e Fraga (2014).

O canal de transmissão do câmbio aos preços pode ser direto ou indireto. O repasse direto ocorre quando as alterações do câmbio sobre os preços domésticos impactam nos preços dos insumos e bens finais importados. Já como repasse indireto entende-se como sendo o impacto que as mudanças de preços dos bens importados geram na demanda por bens internos, dado as variações cambiais. Compreende-se ainda, que os preços administrados também sofrem influência do repasse cambial de forma indireta. (FIGUEIREDO; GOUVEA, 2011; PIMENTEL, 2013).

De acordo com essas definições surgem questionamentos na literatura, a fim de explicar o porquê o repasse não ocorre completamente, tanto no curto quanto no longo prazo. Além disso, busca-se entender quais seriam os fatores que explicam a diferença de repasses cambiais para diferentes países e setores. Maciel (2006) aponta que a partir

¹ No Regime de Metas de Inflação, não está explicitado pelos Bancos Centrais o uso da taxa de câmbio para reduzir a inflação.

de 1980, houve um aumento dos trabalhos empíricos sobre o grau de *pass-through* e a literatura sobre o tema também foi impulsionada de acordo com a Paridade do Poder de Compra (PPC), pois quando estimado o *pass-through*, isso equivaleria a testar a PPC.

Nesse sentido, esta dissertação tem como objetivo investigar qual foi o grau de repasse cambial para a inflação (*pass-through*), para os países selecionados da América Latina, em particular, Brasil, Chile, Colômbia e México, sob o enfoque macroeconômico, entre 2000 e 2015. É utilizado o Modelo de Correção de Erros Vetorial (VEC). Com o propósito de alcançar o objetivo geral, procura-se de forma mais específica: a) avaliar se o impacto do repasse cambial para inflação (preços) é completo ou incompleto (simétrico ou assimétrico²), para cada país; b) identificar, entre os países analisados, qual deles é o que apresenta maior sensibilidade às mudanças cambiais; c) examinar se as políticas monetárias adotadas pelos países, principalmente as relacionadas a taxa de câmbio e a inflação, foram eficazes, no que diz respeito ao controle da volatilidade cambial e no cumprimento das metas estabelecidas da inflação.

Como mostram Krugman e Obstfeld (2010), a taxa de câmbio desempenha um papel central no comércio internacional, pois ela está relacionada diretamente aos movimentos transacionais dos fluxos bens e serviços entre os países. Assim, julga-se que investigar empiricamente o grau de repasse das mudanças na taxa de câmbio para a inflação é uma questão macroeconômica relevante. Além disso, o estudo visa contribuir com outras evidências, uma vez que não há um consenso na literatura sobre esse tema principalmente no que se refere à medição do grau e a velocidade de repasse cambial para os níveis de preços.

Diante desse contexto, o estudo está organizado da seguinte forma, além desta introdução, possui mais quatro capítulos. A seguir, no capítulo dois, apresenta-se a revisão teórica do repasse cambial e estudos empíricos. No capítulo três, há a caracterização macroeconômica dos países selecionados da América Latina. Enquanto, no quarto capítulo, se exhibe a discussão acerca dos aspectos metodológicos e análise de resultados. Por fim, no quinto e último capítulo, tem-se as conclusões.

² “[...] a literatura assume uma relação de longo prazo simétrica entre o nível geral de preços e a taxa de câmbio, presumindo que apreciações e depreciações são transmitidas na mesma magnitude para os preços. Entretanto existem motivos teóricos e evidências empíricas que suportam a hipótese de assimetria no repasse cambial para os preços”. (PIMENTEL, 2013, p. 36). Ou seja, de acordo com Pimentel (2013), dado tamanho do choque na taxa de câmbio, os preços podem reagir em proporções diferentes a esses choques.

2 REVISÃO TEÓRICA DO REPASSE CAMBIAL E ESTUDOS EMPÍRICOS

O capítulo 2 traz a revisão teórica do repasse cambial e também os estudos empíricos. Este capítulo foi dividido em quatro seções, na seção 2.1, é abordado os aspectos monetários e cambiais, uma revisão desde a moeda, passando pelas taxas de juros, a taxa de câmbio e os regimes cambiais. Na seção seguinte (2.2), discute-se a relação existente entre a taxa de câmbio e a inflação, introduzindo-se também a definição de *pass-through*, bem como uma breve abordagem do Regime de Metas de Inflação. Já na seção 2.3, faz-se uma distinção entre os aspectos microeconômicos e macroeconômicos que são relevantes na determinação do repasse cambial. Por fim, na seção 2.4, apresentam-se os estudos empíricos que abrangem a relação do repasse de mudanças cambiais para a inflação da economia.

2.1 Aspectos Monetários e Cambiais

A taxa de câmbio pode ser cotada de duas formas distintas, por cotação direta³ e por cotação indireta. A cotação direta é dada pelo preço da moeda estrangeira em termos de moeda nacional, como mostra Krugman e Obstfeld (2010). Já a cotação indireta é o inverso, ou seja, o preço da moeda nacional em termos da moeda estrangeira. Nesse sentido, a taxa de câmbio é definida como sendo o preço de uma unidade da moeda estrangeira medida em moeda nacional, ou ainda, é a taxa que mede o preço da moeda de um país em relação à moeda de outro país. Tem-se dessa forma, que os fatores que afetam a oferta e demanda de moeda, por sua vez, são os principais determinantes da taxa de câmbio.

Diante disso, o mercado monetário, que compreende a oferta de moeda (controlada pelo Banco Central do país) e, a demanda de moeda (famílias e empresas), está em equilíbrio quando a determinação das taxas de juros se move para a igualdade entre a oferta e demanda de moeda. Isso ocorre, porque a moeda também é entendida como sendo um ativo, que envolve retorno esperado, risco e liquidez. O mercado de câmbio está em equilíbrio quando os depósitos de todas as moedas oferecem a mesma taxa de retorno esperada, que é medida pela condição

³ Nessa dissertação será considerado a cotação direta, com moeda nacional em relação ao dólar americano.

da Paridade dos Juros.⁴ Essa relação mostra a taxa de juros como sendo o elo entre o mercado monetário e o mercado cambial. Pois, teoricamente, para regular a oferta e demanda por moeda, o mercado monetário utiliza como instrumento a taxa de juros, e essa taxa de juros estabelecida pelo Banco Central do país afeta o mercado de câmbio, o qual busca se ajustar para manter a Paridade dos Juros. Para uma redução (aumento) da demanda por moeda, tem-se um aumento (redução) na taxa de juros paga pelos depósitos nessa moeda, e isso faz com que se aprecie (deprecie) essa moeda em relação à moeda estrangeira, no mercado de câmbio. (CIEPLINSKI, 2014; KRUGMAN; OBSTFELD, 2010).

Pode-se inferir também, que dado esse aumento (redução) na taxa de juros, que levou a apreciação (depreciação) da moeda, é possível que a retração (aumento) da demanda por moeda a partir dessa medida, promova também a redução (aumento) dos preços, o que reflete no objetivo de manter a inflação sob controle, intuitivamente é o princípio que está por trás do Regime de Metas de Inflação⁵.

Segundo Dornbusch (1975), no longo prazo, existem três determinantes da taxa de câmbio, a quantidade nominal de moeda doméstica (M) e estrangeira (M^*), a demanda real por moeda doméstica e (L) estrangeira (L^*) e a estrutura de preços relativos domésticos (Θ) e estrangeiros (Θ^*), conforme expressa na equação (1):

$$e = (\hat{M} - \hat{M}^*) + (\hat{L}^* - \hat{L}) + (\hat{\theta} - \hat{\theta}^*) \quad (1)$$

onde, " e " é a taxa de câmbio e " $\hat{}$ " indica o diferencial logarítmica, denotando uma variação percentual. Nesse sentido, Dornbusch (1975) destaca que: a) o primeiro termo da equação capta os efeitos das mudanças monetárias sobre a taxa de câmbio. Sendo assim, *coeteris paribus*, o país com maior crescimento monetário terá uma taxa de câmbio se depreciando; b) o segundo termo detém que se o país experimenta um aumento relativo na demanda real por moeda terá uma apreciação na taxa de câmbio, onde a taxa de juros, a inflação esperada e o crescimento real da renda, são os fatores que exercem influência na demanda real por moeda; c) o terceiro termo, demonstra que dada a quantidade nominal de moeda e a demanda por saldos reais, portanto, o nível de preços, o aumento do preço relativo de equilíbrio dos bens comercializados (*tradables*) será refletido em uma depreciação da taxa de câmbio. Mostrando que

⁴ A Paridade dos Juros pode ser coberta (diferencial do câmbio é igual aos juros) ou descoberta (agentes expostos ao risco da variação cambial) como mostra Cieplinski (2014).

⁵ O Regime de Metas de Inflação será abordado com mais detalhes na seção seguinte (2.2).

mudanças na absorção, na demanda, ou no crescimento da produção, dada a política monetária que sustenta o nível de preço, afetam diretamente a taxa de câmbio.

Os determinantes da taxa de câmbio, no curto prazo, para Dornbusch (1975), se resumem nas condições de equilíbrio no mercado de ativos e mais especificamente pela mobilidade de capital e o equilíbrio do mercado monetário. Segundo o autor, se supõe que o nível de preços é dado e a taxa de juros é determinada pela quantidade de moeda. Além disso, considera-se também, que a arbitragem dos preços só é alcançada no longo prazo. Sendo os ativos substitutos perfeitos, entende-se que a taxa de juros doméstica (r), menos o prêmio a termo do câmbio (λ) é igual a taxa de juros internacional (r^*):

$$r = \lambda - r^* \quad (2)$$

Para Holland (1998), sob expectativas adaptativas⁶, aumenta-se o impacto da moeda sobre a taxa de câmbio. A curto prazo, o mercado de bens é rígido, mas os preços devem aumentar, ao longo do processo de ajustamento, para acompanharem a expansão na quantidade nominal de moeda, até que, a longo prazo, os saldos reais e a taxa de juros fiquem inalterados.

A escolha do tipo de regime cambial é de extrema importância, como afirma Holland (1998), acredita-se que essa escolha deve contribuir efetivamente para a estabilidade econômica, estimulando o comércio, o investimento estrangeiro, a busca por maior autonomia do governo em políticas monetária e fiscal, além de proteger a economia doméstica de perturbações internacionais.

De acordo com Frieden et al. (2010), a abertura comercial, a concentração do comércio, o tamanho dos setores de bens comercializáveis e, a presença de empresas estrangeiras, desempenham um papel importante para explicar porque alguns países têm preferência por taxas de câmbio fixas. A estrutura das instituições políticas nacionais também tem efeitos importantes sobre a escolha do regime de taxa de câmbio.

Não existe um consenso sobre qual regime cambial é o mais eficiente para colaborar ao crescimento econômico dos países. A escolha do regime cambial não é

⁶ Expectativas adaptativas referem-se a teoria de Milton Friedman, a qual é pautada na hipótese das expectativas que os agentes econômicos constroem sobre uma variável para o futuro, a partir do comportamento passado dessa variável. Ou seja, os agentes formam suas expectativas para o futuro com base no que aconteceu no passado.

tarefa fácil, pois vai desde o extremo de regime fixo, no qual o valor da moeda estrangeira é fixado pelo governo; passando por regimes intermediários; até o outro extremo de regime flexível, em que as taxas são estabelecidas pelo mercado. Baseado nos estudos de Canuto e Holland (2002), Frankel (1999), Gomes (2009), Krugman e Obstfeld (2010) e Triches (2003) o Quadro 1 resume as características de nove arranjos cambiais. Destaca-se ainda, que não existe um único regime cambial que possa ser considerado o mais adequado para todos os países e, durante todo tempo.

Desse modo, o arranjo cambial ótimo varia de acordo com as circunstâncias específicas de cada país, sendo necessário avaliar qual o contexto econômico que o país está passando. Para isso, Frankel (1999) cita que os principais critérios envolvidos na escolha de um regime cambial, são a taxa de inflação, nível de reservas, grau de mobilidade do capital e do trabalho, nível de integração comercial e política, diversificação do produto e das exportações, exposição a choques do tipo nominal ou real e sua predominância.

Já Rodriguez (2016), aponta que existem características ligadas a questões macroeconômicas que influenciam os regimes cambiais, que compreendem os fatores relacionados à geografia e comércio, associados com áreas monetárias ótimas e avaliações de bem-estar. Além de destacar a trindade impossível, como abordagem econômica e financeira mais ampla para determinação de regimes de taxa de câmbio, onde sob a hipótese de perfeita mobilidade de capitais, uma taxa fixa e independência monetária não são simultaneamente atingíveis.

Broz et al. (2008) verifica que as preferências políticas de agentes com interesses, como investidores e credores internacionais são afetados pela volatilidade da taxa de câmbio e tendem a não gostar da imprevisibilidade associada à moeda. Assim, produtores voltados para exportação sofrem mais com a apreciação da taxa de câmbio do que as empresas de setores de bens não comercializáveis. Rodriguez (2016) também compartilha dessa declaração e identifica que as preferências de diferentes grupos influenciam na escolha do regime de taxas de câmbio, os quais tendem a concentrar suas exigências sobre as medidas que envolvam algum tipo de compensação se afetados pela política cambial.

Quadro 1 - Regimes cambiais e suas principais características

Regime Cambial	Características
União Monetária ("dolarização")	É o arranjo cambial mais rígido. A moeda que circula no mercado interno é a mesma que que circula em um ou mais países vizinhos ou parceiros comerciais. Pode ocorrer a adoção de uma moeda dominante (área monetária).
<i>Currency Board</i> ("Caixa de conversão")	Definida por um comitê monetário (instituição monetária) a paridade fixa. A credibilidade do compromisso de conversibilidade a taxas fixas é buscada com a manutenção de reservas externas, em geral acima do valor correspondente de moeda local em circulação.
Câmbio Fixo ("Truly fixed")	O governo fixa o preço da moeda doméstica em relação a outra. Cabe ao Banco Central do país comprar e vender moeda estrangeira a um preço fixo expresso em moeda nacional (paridade deve ser mantida). Os desequilíbrios do balanço de pagamentos são ajustados pela variação das reservas internacionais.
Câmbio Fixo com Paridade Ajustável ("Adjustable peg")	Taxa de câmbio fixa, mas que pode ser submetida a ajustes ou realinhamentos periodicamente. É conhecido como o regime mais popular do século. Pois, muitos países emergentes ainda se submetem a esse sistema.
Câmbio Fixo com Paridade Deslizante ("Crawling Peg")	Nos países que enfrentam alta inflação, a taxa nominal de câmbio pode sofrer regularmente uma série de minidesvalorizações. A taxa de câmbio pode ser fixada abaixo do nível da taxa de inflação prevista. Esforço do país para conduzir-se gradualmente para fora do ciclo de inflação. A taxa de câmbio é preanunciada.
Câmbio Fixado a uma Cesta de Moedas ("Basket Peg")	Taxa de câmbio é fixada em termos de uma cesta ponderada de moedas. Faz sentido para os países com padrões de comércio altamente diversificados geograficamente. Na prática, os países que anunciam essa taxa, não divulgam quais os pesos de cada moeda que compõem a cesta, sendo restrito ao conhecimento das autoridades monetárias.
Bandas Cambiais ("Target Zone")	É pré-anunciada a margem da taxa de câmbio, com um limite inferior e outro superior que a taxa possa atingir. Se o intervalo é estreito, aproxima-se de uma taxa fixa, e se grande, aproxima-se de uma taxa de câmbio flutuante. Se a taxa de câmbio alcançar a margem, as autoridades (banco central) compromete-se em intervir no mercado de câmbio.
Flutuação Administrada ("flutuação suja" ou "Dirty Float")	Prontidão do banco central para intervir no mercado de câmbio realizando a compra e venda de moeda, sem defender qualquer paridade particular e, assim, amortecer a variabilidade da taxa de câmbio. As intervenções esporádicas do banco central na taxa de câmbio, esterilizadas e não esterilizadas, resultam em mudanças nas reservas internacionais.
Câmbio Flutuante Puro ("flutuação limpa" ou <i>Free Float</i>)	O banco central não intervém no mercado de câmbio, a taxa é definida pela relação entre a oferta e demanda por divisas no mercado internacional. Busca-se conciliar o equilíbrio interno, via autonomia da política monetária, e o equilíbrio externo, através do ajuste automático da taxa de câmbio. Na prática, não existe nenhum país que possua uma flutuação pura da taxa de câmbio, sendo os Estados Unidos o país mais próximo desse regime cambial.

Fonte: Canuto e Holland (2002), Frankel (1999), Gomes (2009), Krugman e Obstfeld (2010) e Triches (2003).

Por esse motivo, há uma grande diversidade de regimes cambiais, pois cada país prioriza suas necessidades e adequa seu câmbio com maior ênfase para o regime de câmbio fixo ou o flutuante. Nesse sentido, encontram-se estudos que discutem a falta de coordenação do sistema monetário internacional, de acordo com Soihet (2012).

2.2 Relação entre Taxa de Câmbio e Inflação

Para Mishkin (1996), existem cinco canais de transmissão da política monetária que podem afetar a variação do nível geral de preços: a) o canal das taxas de juros, b) do crédito, c) das expectativas, d) dos preços dos ativos e, por fim, e) a taxa de câmbio. Quanto ao canal cambial, especificamente, por ser um dos componentes essenciais do tema desta dissertação, o autor destaca que a taxa de câmbio também envolve efeitos da taxa de juros, porque quando as taxas de juros reais domésticas caem, os depósitos em moeda doméstica tornam-se menos atraentes em relação aos depósitos denominados em moedas estrangeiras, levando a uma queda no valor dos depósitos em moeda doméstica, isto é, uma depreciação do câmbio do país.

Dessa forma, o menor valor da moeda doméstica torna os produtos nacionais mais baratos do que os produtos estrangeiros, causando um aumento na exportação líquida e, portanto, do produto agregado. Logo, tem-se que o canal taxa de câmbio desempenha um papel importante na forma de como a política monetária afeta a economia doméstica. Nesse sentido, Pimentel (2013) apresenta que a essência do canal cambial de transmissão da política monetária está pautada na relação negativa entre a taxa de juros e a taxa de câmbio e também na relação positiva entre taxa de câmbio e inflação. A relação negativa ocorre porque um aumento (redução) da taxa de juros produziria valorização (desvalorização) na taxa de câmbio. Já a relação positiva, entre taxa de câmbio e inflação, ocorre devido o repasse cambial.

O movimento da taxa de câmbio sobre os preços, ou seja, o repasse da variação cambial aos preços é conhecido como grau de *pass-through*. De acordo com Campa e Goldberg (2002), Couto e Fraga (2014), Maciel (2006) e Souza e Alves (2011), o grau de *pass-through* é definido como a elasticidade taxa de câmbio em relação aos preços domésticos. Pode ser considerado também como a sensibilidade dos preços domésticos em relação às mudanças cambiais.

Teoricamente, as mudanças que ocorrem nas taxas nominais de câmbio (E), causam mudanças proporcionais nas taxas reais de câmbio (θ), de acordo com a simultaneidade em que a taxa de câmbio e a produção são determinadas. De acordo com Krugman e Obstfeld (2010), a relação entre a taxa de câmbio e a produção pode determinar a produção de equilíbrio bem como o equilíbrio do mercado monetário no curto prazo.

Nesse sentido a teoria supõe que os preços nominais da produção não podem ter saltos repentinos, e assim, os movimentos na taxa real de câmbio, correspondem perfeitamente no curto prazo aos movimentos da taxa nominal. Por isso, segundo Krugman e Obstfeld (2010), a literatura exige a compreensão da relação entre a taxa nominal de câmbio e os preços das importações e exportações, pois essa relação permite o entendimento de como os movimentos da taxa nominal de câmbio afetam as transações correntes (resultado das operações feitas pelo país com o exterior).

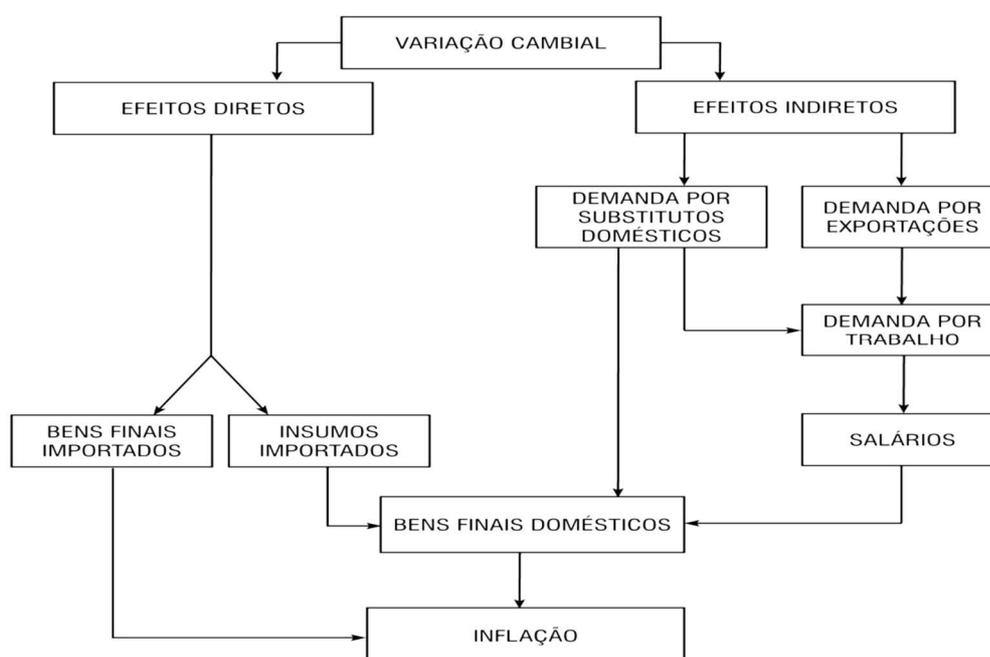
Dado que o preço em moeda doméstica é a multiplicação da taxa de câmbio nominal pelo preço da moeda estrangeira, $P = EP^*$, logo se E se desvaloriza e o P^* permanece fixo, tem-se que o preço em moeda doméstica aumenta proporcionalmente. Portanto, equivale dizer que uma desvalorização cambial estimula as exportações e desestimula as importações, enquanto uma valorização cambial incentiva um desempenho contrário, estimulando as importações e desestimulando as exportações.

Almendra (2015), Figueiredo e Gouvea (2011), Pimentel (2013), sintetizam que o repasse cambial aos preços, possui transmissão tanto pelo canal direto, quanto o indireto, de acordo consta na Figura 1. O repasse direto ocorre quando as alterações do câmbio sobre os preços domésticos impactam nos preços dos insumos importados e bens finais importados, ou seja, o repasse direto se dá em dois estágios. O primeiro estágio é sobre o preço em moeda doméstica de produtos finais importados, em que o grau de repasse cambial aos preços ao consumidor depende da parcela da cesta do consumidor que é constituída por bens importados. O segundo estágio do repasse cambial direto, refere-se à variação de produção de setores que utilizam insumos importados, nesse caso, depende de qual é a participação dos insumos importados na estrutura de produção de bens de consumo final.

Já como repasse indireto entende-se como sendo o impacto que as mudanças de preços dos bens importados geram na demanda por bens internos, dado as variações cambiais, assim a determinação do efeito é dada devido a elasticidade de

substituição entre bens domésticos e importados. Para Figueiredo e Gouvea (2011), deve-se também levar em consideração que mesmo bens comercializáveis, possuem componentes não comercializáveis, a exemplo dos custos de distribuição, os quais incluem serviços de atacado e varejo, *marketing* e propaganda e serviços de distribuição local. Compreende-se ainda, que os preços administrados também sofrem influência do repasse cambial, de forma indireta como discutem os autores.

Figura 1 - Efeitos da variação cambial nos preços ao consumidor



Fonte: Pimentel (2013, p. 23).

De acordo com essas definições, Pimentel (2013) demonstra que é a partir do primeiro estágio do repasse direto que surgem os questionamentos na literatura, a fim de explicar o porquê o repasse não ocorre completamente, tanto no curto quanto no longo prazo. E, além disso, quais seriam os fatores que explicam a diferença de repasses cambiais para diferentes países e setores.

Como salientam Figueiredo e Gouvea (2011), as autoridades monetárias preocupam-se em monitorar as variações no câmbio e da análise do impacto destas alterações nos diversos preços da economia. Para Guillén e Araújo (2005), alguns modelos monetários consideram a Paridade Poder de Compra (PPC), que apresenta a relação de um para um entre a taxa de câmbio e os índices de preços domésticos ou repasse completo. Maciel (2006) aponta que a partir de 1980, houve um aumento dos trabalhos empíricos sobre o grau de *pass-through*, quanto ao efeito do câmbio

sobre os preços e seus determinantes. A literatura sobre o tema também foi impulsionada de acordo com a PPC, pois quando estimado o *pass-through*, isso equivaleria testar a PPC.

Porém muitos estudos têm contestado essa hipótese, com maior intensidade no curto prazo. Pois eles explicam que a existência de defasagens entre a taxa de câmbio para a inflação, sugere que a desvalorização cambial tem impacto limitado na inflação. Assim, acredita-se que medidas que regulem a transmissão das taxas de câmbio para os preços podem influenciar no controle da taxa de inflação, de modo que sejam menos custosas para os agentes econômicos como abordam Guillén e Araújo (2005).

Para Biondi e Junior (2005), o Regime de Metas de Inflação constitui-se em um ambiente operacional para a política monetária, o qual se caracteriza pelo anúncio oficial de um limite para a taxa de inflação, num período especificado de tempo. Nesse ambiente, o principal objetivo das autoridades monetárias é a estabilidade dos preços da economia doméstica. Para que o país consiga atingir a meta pré-estabelecida de inflação, o autor relata que o instrumento mais utilizado pelas autoridades monetárias é a taxa de juros, pautada na “regra de Taylor”⁷.

Para Biondi e Junior (2005), o Regime de Metas de Inflação, foi uma estratégia de política monetária bem-sucedida em alguns países desenvolvidos⁸, ao longo da década de 1990. Assim, em pouco tempo, países em desenvolvimento⁹ passaram a adotar essa medida. De acordo com Pinto e Vilela (2007), por décadas a taxa de câmbio foi o centro dos debates macroeconômicos nos países em desenvolvimento. A taxa de câmbio nominal era usada como um meio de controlar a inflação ou também era usada como um meio de influenciar o desempenho do setor exportador, porém as crises cambiais eram comuns e isso fez com que vários países abandonassem a rigidez cambial e adotassem a flexibilidade cambial¹⁰, conciliando com o Regime de Metas de Inflação¹¹.

⁷ Ver Taylor (1993).

⁸ Como por exemplo, Nova Zelândia (1990), Canadá (1991), Reino Unido (1992) e Austrália (1994), de acordo com Biondi e Junior (2005).

⁹ Biondi e Junior (2005) destacam que o Chile foi o primeiro país em desenvolvimento a adotar o Regime de Metas de Inflação como estratégia de política monetária, em 1991. Em seguida outros países como a Polônia (1998), Brasil (1999), México (1999) e África do Sul (2000) seguiram essa mesma tendência.

¹⁰ Segundo Pinto e Vilela (2007) é muito importante a relação entre taxa de câmbio flexível e inflação, porque nas economias abertas a taxa de câmbio é um mecanismo de transmissão da política monetária sobre a formação de preços da economia.

¹¹ Para saber mais sobre o Regime de Metas de Inflação e seus elementos principais, sugere-se a leitura de Mishkin (2000).

2.3 Abordagem Microeconômico e Macroeconômico do Repasse Cambial

As teorias sobre o repasse cambial para os preços afirmam que o repasse depende de vários fatores, no que diz respeito a extensão e a velocidade, existe uma tendência na literatura, em separar esses diversos fatores em microeconômicos e macroeconômicos. Segundo Couto e Fraga (2014) e Pimentel (2013), as primeiras pesquisas considerando o *pass-through*, por volta da década de 1970, eram focadas no repasse cambial sobre o preço dos produtos importados e, além disso, eram relacionadas com a teoria da PPC. De acordo com teoria da PPC, a taxa de câmbio entre as moedas de dois países deve ser igual a razão entre os níveis de preços desses países, sugere-se ainda, que no longo prazo a taxa de câmbio nominal deve refletir os preços relativos das duas moedas. Foi o repasse cambial sobre o preço dos produtos importados que caracterizou, inicialmente, a pesquisa sobre o repasse cambial aos preços com aspectos microeconômicos e, posteriormente admitiu-se a influência de aspectos macroeconômicos.

Em relação aos aspectos microeconômicos, pode-se inferir que se a PPC for válida então o repasse cambial deve ser completo, ou seja, igual a 1. O que significa dizer que existindo uma desvalorização cambial, os preços devem aumentar em igual proporção, de modo que a PPC seja reestabelecida. A Lei do Preço Único (LPU), é um pressuposto que assegura a condição de PPC, entre dois países. Pois, a LPU defende que produtos idênticos devem ser vendidos em diferentes mercados com preços iguais, quando convertidos na mesma moeda. A LPU difere-se da PPC porque é aplicada para mercadorias individuais, enquanto a PPC é aplicada ao nível geral de preços. Almendra (2015), Campa e Goldberg (2002), Colbano (2006), Goldberg e Knetter (1997) e Pimentel (2013) destacaram a estimação de uma regressão genérica, a qual visa testar a validade da LPU:

$$p_t = \alpha + \delta X_t + \gamma E_t + \varphi Z_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

onde, 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 variáveis de controle (tais como preço de bens substitutos e rendas doméstica e externa) e ε é um termo de erro. Se a LPU for válida, então $\alpha = 0$, $\delta = 1$ e $\gamma = 1$. Como os preços relativos dos produtos similares estão associados as variações taxa de câmbio. Os autores encontraram que γ seria a única evidência para rejeitar a LPU.

Uma especificação dessa equação é utilizada para estimar o repasse cambial para os preços de produtos importados, onde o p é o preço do produto importado em moeda doméstica e X é uma medida dos custos do exportador, logo, $\hat{\gamma}$ é uma estimativa do repasse cambial para o preço de importados. E, nesse caso, se $\gamma = 1$, então o repasse é completo, e se $\gamma < 1$, o repasse é incompleto.

Quanto aos aspectos microeconômicos, além do repasse das flutuações da taxa de câmbio para os preços dos produtos importados, Maciel (2006) também considera que o grau de *pass-through* tenha relação com a concorrência da indústria, o poder de mercado das firmas, a elasticidade preço-demanda de cada setor, e com a composição de cada indústria na cesta de importações de um determinado país.

Para McCarthy (2000), um fator importante para se analisar o grau de repasse de variações cambiais para os preços de um determinado setor é o grau de concorrência naquele segmento de formação de preços. Assim, faz uso do conceito de *pricing to market*¹², pois quanto maior ele for, menor será o poder de mercado de seus produtores. Essa situação reduz a capacidade de ajuste dos preços, através do aumento dos custos. Conforme Almendra (2015), as firmas que estão inseridas no mercado altamente competitivo, vão absorver as mudanças na taxa de câmbio. Conseqüentemente, existe uma correlação negativa entre o grau de *pass-through* e o nível de concorrência em determinado setor. O *pass-through* será maior quanto menor for o *pricing to market*, porque isso aumentou o poder de mercado do produtor daquele mercado.

Outros dois fatores importantes para o repasse cambial com aspectos microeconômicos, destacados por Campa e Goldberg (2002) e Maciel (2006), é a elasticidade preço-demanda e a composição de cada indústria na cesta de importação. Sucintamente, uma maior elasticidade preço-demanda implicará em uma menor capacidade de repasse dos custos pelos produtores, ou seja, a elasticidade preço-demanda possui uma relação negativa ao grau de *pass-through*. Já as indústrias que apresentam maior *pass-through* tem sua participação na cesta de importações reduzindo, enquanto que as indústrias menos sensíveis as mudanças na taxa de câmbio, tem aumentado sua participação nas importações.

¹² Sobre *pricing to market* sugere-se a leitura de Betts e Devereux (2000), Feenstra e Kendal (1997) e Krugman (1987).

De acordo com Maciel (2006), quanto aos aspectos macroeconômicos, pode-se inferir que o grau de *pass-through* depende do grau de abertura da economia, do hiato do produto, da persistência inflacionária e dos desalinhamentos da taxa de câmbio real. Em conformidade com Figueiredo e Gouvea (2011), de modo recente, surgiram na literatura mais trabalhos tratando da importância de fatores macroeconômicos na explicação do repasse cambial para os preços. Para Colbano (2006), é necessário avaliar a maneira em que as variáveis macroeconômicas se comportam, pois, os problemas verificados na literatura macroeconômica possuem origem na microeconomia.

Definido o grau de abertura da economia como sendo a soma das importações e exportações em relação ao Produto Interno Bruto (PIB) do país, ou seja, é a relação entre as transações comerciais do país com os demais. Maciel (2006), sugere que esse índice define o grau de presença de produtos comercializáveis (*tradables*) numa economia e, assim é possível indicar qual a intensidade que os preços podem responder a uma variação da taxa de câmbio nominal. Conseqüentemente, quanto maior o grau de abertura maior será a presença dos produtos comercializáveis. Desse modo, a relação acaba por implicar em um maior grau de *pass-through* da taxa de câmbio para a inflação.

Já o hiato do produto define-se como sendo os desvios do PIB em relação a sua tendência. Nesse caso, o grau de *pass-through* apresenta uma relação positiva com o hiato do produto, pois quanto maior for a diferença entre o PIB comparado a sua tendência, maior será a pressão de demanda sobre os preços. Então, quando o hiato do produto aumenta, tem-se um ambiente inflacionário, o qual facilita o repasses de preços e aumenta efeito do *pass-through* da taxa de câmbio para a inflação.

Quanto ao ambiente inflacionário, Goldfajn e Werlang (2000), destacam que o ambiente de inflação pode determinar a disposição das empresas em aumentar preços, na presença de custos crescentes. O repasse para os preços é determinado pela percepção de mudanças persistentes nos custos, que é influenciada em grande parte pela persistência de inflação. Isso permite também, uma relação positiva entre o ambiente inflacionário e o *pass-through*. Em países que possuem um ambiente inflacionário, os agentes têm maior facilidade para repassar custos e aumentar os preços, deste modo, também fica mais fácil 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. Portanto, Maciel (2006), assegura que em um ambiente de estabilidade de preços, a persistência da inflação será menor.

O desalinhamento da taxa de câmbio real é mais um dos aspectos macroeconômicos que interferem no grau de *pass-through*, o qual Maciel (2006), destaca como sendo a sobrevalorização da taxa de câmbio real. Nesse sentido, uma taxa de câmbio real sobrevalorizada implica em depreciações futuras, além disso, os agentes econômicos irão assumir uma expectativa de depreciação futura, amplificando o efeito sobre os preços. Assim, quanto mais sobrevalorizada estiver a taxa de câmbio real, maiores as expectativas de depreciação futura e maiores os repasses da taxa de câmbio para os preços, indicando um maior efeito de uma variação cambial sobre a inflação.

2.4 Estudos Empíricos

Considerando a literatura mais recente sobre o tema de repasse cambial aos preços e, conseqüentemente a inflação (*pass-through*), apresenta-se na literatura internacional, os estudos de Aron et al. (2014), Arslaner et al. (2014), Bussière et al. (2014), Chen e Juvenal (2016), Devereux e Yetman (2014), Devereux et al. (2015) Shintani et al. (2013), Shioji (2014), e Tandrayen-Ragoobur e Chicooree (2013).

Tandrayen-Ragoobur e Chicooree (2013) utiliza o Modelo de Vetores Autoregressivos Estruturais (SVAR), para estimar o *pass-through* de ilhas Maurício, enquanto Arslaner et al. (2014) e Shioji (2014), utilizam o Modelo de Vetores Autoregressivos (VAR), para a Turquia e Japão, respectivamente. Apesar das estimativas dos modelos se diferirem pelos dados utilizados e o período temporal, pode-se dizer que em ambos os casos, constatou-se a relevância que as mudanças da taxa de câmbio causam sobre os preços e, conseqüentemente na inflação dos países, sendo evidente o grau de *pass-through*.

Aron et al. (2014), Bussière et al. (2014), Chen e Juvenal (2016), Devereux e Yetman (2014), Devereux et al. (2015) e Shintani et al. (2013), de modo geral, também chegam a conclusão sobre a relevância do repasse da taxa de câmbio sobre os preços, porém cada estudo parte de uma forma particular. Shintani et al. (2013) investiga a “hipótese de Taylor”, através do Modelo Autoregressivo de Transição Suave (STAR), entre 1975 a 2007, para os Estados Unidos. Os resultados do estudo

provam a hipótese de Taylor e sugerem que o declínio do *pass-through* da taxa de câmbio está ligado com a baixa inflação, entre 1980 e 1990.

Aron et al. (2014) analisa de forma conceitual as questões metodológicas e as políticas relacionados com *pass-through* da taxa de câmbio em países em desenvolvimento. Elabora criticamente os estudos empíricos selecionados, mostrando que um canal fundamental para a transmissão internacional de inflação e ciclos econômicos são os movimentos da taxa de câmbio para os preços domésticos.

Devereux e Yetman (2014), analisam como a política monetária deve responder às taxas de câmbio nominais, a partir da intervenção esterilizada, para as economias asiáticas. Mostram que os ganhos para a intervenção esterilizada são maiores quando a integração do mercado de bens é baixa e o *pass-through* da taxa de câmbio é alto. Já Bussière et al. (2014) estima equações de preços de exportação e de importação para 40 países, incluindo 22 economias em desenvolvimento com o objetivo de compreender a heterogeneidade entre os países no grau de *pass-through* taxa de câmbio para os preços de importação e exportação. Um dos resultados indicados foi que as elasticidades-preço de exportação são mais elevadas em países emergentes, do que em economias avançadas.

Devereux et al. (2015), desenvolveram um modelo de preços do comércio, onde o *pass-through* das taxas de câmbio aos preços de importação e a escolha da moeda de faturamento depende da estrutura do mercado, e em particular a participação dos exportadores e importadores. Destaca-se que o *pass-through* da taxa de câmbio deve ser menor, quanto maior é o faturamento em moeda local de importações. Chen e Juvenal (2016), investigam se as alterações dos preços, podem ser explicadas pelos níveis de qualidade dos produtos, ou seja, qual o efeito do *pass-through* da taxa de câmbio sobre o comportamento das empresas que exportam produtos múltiplos com níveis heterogêneos de qualidade, nesse caso utilizou-se as vitivinícolas da Argentina.

Os estudos de Espada (2013), Ghosh (2013), Triches e Santarossa (2013) e Winkelried (2013), procuram dar ênfase aos países da América Latina. Ghosh (2013), estima o *pass-through* da taxa de câmbio para o índice de preços do consumidor e preço de importação, através do método de dados em painel dinâmico, para nove países da América Latina, entre as décadas de 1970 e 2000. Os resultados mostram relação positiva do *pass-through* com a estabilidade da política monetária, a taxa de inflação e a abertura comercial.

Triches e Santarossa (2013) investigaram os efeitos e os canais de transmissão de política monetária para o Brasil, Chile, Peru e México, entre 1995 a 2010 (trimestrais), utilizando-se um Modelo de Correção de Erros Vetorial (VEC). Os resultados apontaram que para esses países, existe os efeitos de transmissão sobre as variáveis macroeconômicas, onde mudanças da taxa de câmbio têm efeito sobre o nível de preços, revelando, por sua vez, o *pass-through*.

Espada (2013) e Winkelried (2013), estimam o *pass-through* da taxa de câmbio para os preços, a partir de um modelo VAR, para o México e Peru, nessa ordem. Apesar do objetivo ser diferente, bem como as variáveis e o período temporal, pode-se inferir que para o Peru, a adoção do Regime de Metas de Inflação, em 2002, contribuiu para o declínio no grau de *pass-through* da taxa de câmbio aos preços. Já para o México, verifica-se que as transferências de choques cambiais sobre o nível geral de preços ao consumidor é baixo e estatisticamente não significativo. No entanto, esta transferência é positiva e significativa para os preços das commodities, causada pela transferência sobre os preços dos produtos alimentícios.

Há ainda, na literatura nacional, outros estudos como Almendra (2015), BCB (2015), Correa (2012), Couto e Fraga (2014), Figueiredo e Gouvea (2011), Lima (2015), Menezes e Fernandes (2012), Menezes e Fernandes (2013), Nogueira et al. (2012), Pimentel (2013), Schettini et al. (2012), Souza e Alves (2011).

Com exceção dos autores Correa (2012) e Figueiredo e Gouvea (2011), os quais utilizaram a abordagem microeconômica em suas análises, os demais autores citados acima, referentes a literatura nacional, apresentam os aspectos macroeconômicos. Pode-se inferir que isso seja decorrente, principalmente, pela dificuldade de acesso aos dados mais desagregados.

Em geral, para a economia brasileira, foi evidenciado pela literatura as seguintes conclusões: assimetria no repasse cambial aos preços, ou seja, um grau de *pass-through* incompleto; redução do *pass-through* da taxa de câmbio para os índices de inflação, nas últimas décadas; o repasse cambial é menor após uma apreciação cambial, do que após depreciação; houve queda do repasse com a adoção do regime de câmbio flutuante; o repasse é maior para preços por atacado e aos setores produtores de bens com menor conteúdo tecnológico.

A partir dos estudos, pode-se perceber as diferentes formas de abordar e testar o repasse cambial para os preços dos países, por metodologias¹³ com modelos VAR, VEC, SVAR, modelo de defasagens distribuídas, estimação de curva de Phillips, utilização de matriz insumo-produto, concorrência perfeita, entre outras. Também existe uma diversidade quanto a estimação do repasse, a partir de dados agregados, desagregados, por setor, através de índices de preços ao consumidor, produtos importados e indústrias.

Nesse contexto, o capítulo 2 demonstrou a relevância do tema do repasse cambial aos preços, o *pass-through*. A partir da revisão teórica, pode-se inferir os aspectos monetários e cambiais, os quais relatam sobre os determinantes da taxa de câmbio e os regimes cambiais existentes. Em seguida, observa-se qual a relação entre taxa de câmbio e inflação, a partir dos mecanismos de transmissão da política monetária ao nível geral de preços. Dada essa relação, foi exposto as duas principais abordagens que a literatura decompõe o tema: abordagem microeconômica e macroeconômica do repasse cambial. A primeira dando ênfase para a análise mais desagregada (concorrência das indústrias, poder de mercado, etc). Já a segunda, diz respeito ao nível geral de preços na economia e suas implicações na política econômica. Por fim, a breve revisão de estudos empíricos contribuiu para a melhor compreensão sobre o tema, pelos diferentes métodos de investigação, o que colabora para a aplicabilidade do tema ao cenário atual.

¹³ A base para muitos estudos empíricos sobre o grau de repasse cambial para os preços, é de Dornbusch (1985) e posteriormente Feinberg (1986) e Fisher (1989). A contar da década de 1990 aos anos 2000, temos como exemplos os estudos de Albuquerque e Portugal (2005), Álvarez et al. (2008), Belaisch (2003), Bussière (2007), Ca' Zorzi e Hahn (2007), Campa e Goldberg (2002), Campa e Goldberg (2005), Colbano (2006), Correa e Minella (2010), Edwards (2006), Frankel et al. (2005), Gagnon e Ihrig (2004), García e Restrepo (2001), Goldberg e Knetter (1997), Goldfajn e Valdés (1996), Goldfajn e Werlang (2000), Ito e Sato (2007), Labastida (1998), Maciel (2006), McCarty (2000), Mihaljek e Klau (2008), Souza e Alves (2011), Squeff (2009), Taylor (2000) e Triches e Silva (2009).

3 CARACTERIZAÇÃO MACROECONÔMICA DOS PAÍSES DA AMÉRICA LATINA

Uma breve caracterização macroeconômica dos países da América Latina, em particular, Brasil, Chile, Colômbia e México é elaborada neste capítulo, o qual está dividido em três seções. Desta maneira, na seção 3.1, são apresentados indicadores econômicos gerais, os quais proporcionam a análise da evolução econômica desses países, entre os anos de 2000 e 2015. Na seção seguinte (3.2), são apresentados os dados de importação e exportação desses países, ademais a comparação com a América Latina, ao longo do período considerado. Além disso, nessa seção inclui-se um breve relato sobre os acordos comerciais vigentes. Por último, na seção 3.3, se dispõe os regimes cambiais e monetários, além da relação entre a taxa de câmbio e a inflação, nos países selecionados da América Latina.

3.1 Análise da Evolução Econômica

Os países latino-americanos apresentam um histórico de instabilidade econômica. Entre a década de 1980 e início da década de 1990, a instabilidade origina-se, sobretudo, da crise da dívida externa, já na década de 2000, houve as crises financeiras dos países do Cone Sul. Em 2008, registrou-se uma perda de dinamismo nos países em desenvolvimento decorrente da crise econômica e financeira (*subprime*) iniciada no mercado imobiliário dos Estados Unidos. Os países exportadores de produtos básicos enfrentaram desaceleração do comércio e conseqüentemente estagnação do crescimento. Em 2011, houve a crise fiscal, bancária e política na Europa, além da percepção da redução no ritmo da recuperação econômica nos Estados Unidos. Ademais, observou-se nos últimos anos uma acentuada retração do crescimento da economia chinesa, embora ainda seja considerado relativamente alto (entre 6,5% e 7%), contribui para esse cenário de instabilidade.

Diante desse contexto, a soma do PIB do Brasil, Chile, Colômbia e México representou, em 2015, 68,3% da América Latina, sendo a menor participação desde 2000. Considerando que a maior participação foi em 2002, com 75,0%. A Tabela 1 apresenta o PIB da América Latina e dos quatro países selecionados, entre 2000 e 2015, além da taxa de crescimento e a participação individual do PIB desses países,

no total da América Latina. Em geral, nota-se uma semelhança dos dados do PIB, por um lado Brasil e México, por outro, Chile e Colômbia. Entre esses países, o Brasil destaca-se por ser o que mais contribui com o PIB da América Latina. Em 2015, teve 35,1% de participação, enquanto a participação mexicana foi de 22,6%, seguido de Colômbia, com 5,8% e Chile, com 4,8% para esse mesmo ano.

Houve uma retração na taxa de crescimento do PIB da América Latina, de cerca de 0,1%, em 2015 com relação ao ano anterior, o Brasil, por sua vez, apresentou uma retração de 3,8%, totalizando um PIB (a preços correntes) de US\$ 1,7 trilhões, em 2015. Já a Colômbia, México e Chile, apresentaram nesse mesmo ano, uma taxa de crescimento do PIB superior ao da América Latina. O PIB colombiano cresceu 3,1%, totalizando US\$ 293,2 bilhões. A taxa de crescimento do PIB mexicano foi de 2,5% com US\$ 1,1 trilhões e o Chile registrou 2,1% de crescimento, com PIB de US\$ 240,2 bilhões.

Tabela 1 - Evolução do Produto Interno Bruto (PIB) dos países selecionados da América Latina, 2000-2015 (em US\$ bilhões)

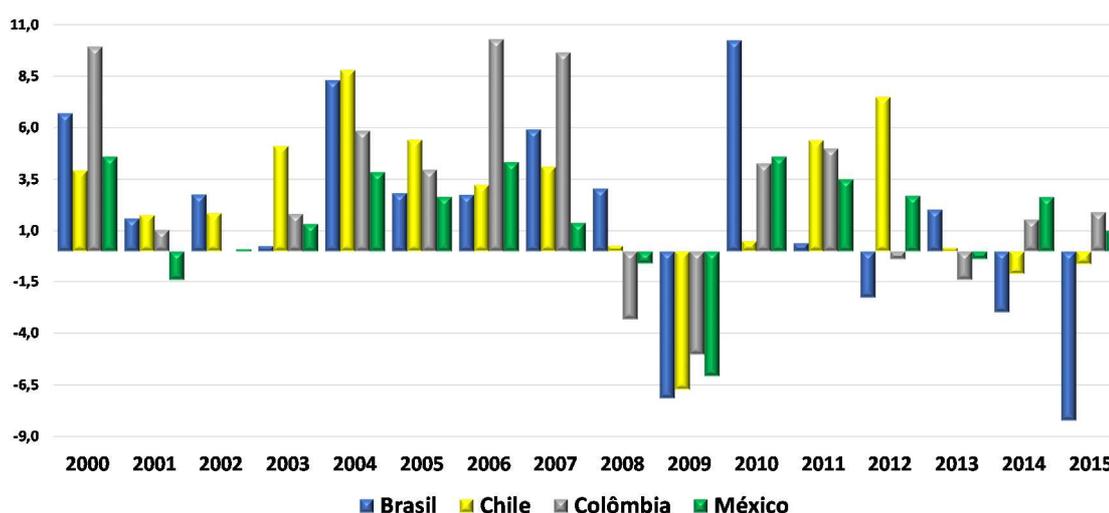
País	2000	2005	2010	2015
Brasil				
PIB, preços correntes (US\$ bilhões)	655,5	891,6	2.208,7	1.772,6
Tx cresc PIB (%)	4,4	3,2	7,5	-3,8
Part. (%) América Latina	29,6	32,7	43,4	35,1
Chile				
PIB, preços correntes (US\$ bilhões)	78,0	123,1	217,3	240,2
Tx cresc PIB (%)	4,5	6,3	5,7	2,1
Part. (%) América Latina	3,5	4,5	4,3	4,8
Colômbia				
PIB, preços correntes (US\$ bilhões)	99,9	146,5	287,0	293,2
Tx cresc PIB (%)	2,9	4,7	4,0	3,1
Part. (%) América Latina	4,5	5,4	5,6	5,8
México				
PIB, preços correntes (US\$ bilhões)	683,7	866,3	1.051,1	1.144,3
Tx cresc PIB (%)	5,3	3,0	5,1	2,5
Part. (%) América Latina	30,8	31,7	20,6	22,6
América Latina				
PIB, preços correntes (US\$ bilhões)	2.218,0	2.729,6	5.094,2	5.052,5
Tx cresc PIB (%)	3,8	4,7	6,1	-0,1

Fonte: Fundo Monetário Internacional (IMF) (2016a).

Em relação ao Índice de Produção Industrial, no Gráfico 1 tem-se a taxa de variação (%) desse índice para o Brasil, Chile, Colômbia e México, entre 2000 e 2015. Em linhas gerais, nota-se que existe uma tendência ascendente da produção industrial nesses países, de 2000 até 2007. No período seguinte, 2008 a 2015, destaca-se uma retração no desempenho da produção industrial, o qual passa a crescer em taxas inferiores à do período anterior, registrando, inclusive, taxas negativas no seu crescimento. Em vista dessa retração unânime da produção industrial, entre os países selecionados, nota-se que esse indicador sinaliza o baixo desempenho do PIB (ver Tabela 1), por se tratar de um dos seus componentes.

Após a perda de crescimento industrial, possivelmente em decorrência da crise de 2008, verifica-se que em 2010, o Brasil é o país que melhor se recupera, com crescimento de 10,3%, enquanto a produção da indústria mexicana cresce a 4,6%, seguida de Colômbia, 4,3% e Chile, em 0,5%. Porém, a partir de 2011 inicia-se uma fase de maior volatilidade no índice. Em 2015, a queda da produção industrial do Brasil atinge 8,2%, a maior registrada entre 2000-2015. Chile também retrai sua produção, em 0,6%. Já na Colômbia e México, houve crescimento de 1,9% e 1,0%, respectivamente.

Gráfico 1 - Taxa de Variação (%) do Índice de Produção Industrial dos países selecionados da América Latina 2000-2015 (Base 100 em 2010)



Fonte: Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) (2016).

Na Tabela 2, apresenta-se o indicador de renda em dólares correntes por pessoa, para o Brasil, Chile, Colômbia e México, entre os anos de 2000 e 2015.

Percebe-se que nos últimos cinco anos (2010-2015) a renda *per capita* do Chile cresceu, em média, uma taxa de 6,7%, ao ano. Enquanto a renda *per capita* da Colômbia, Brasil e México cresce a uma taxa média anual de 6,2%, 5,7% e 2,0%, respectivamente. Comparado o Chile aos outros países, verifica-se que no intervalo de 2010 a 2015, conquistou uma renda *per capita* superior a economia mexicana, totalizando em 2015, US\$ 13.340,9, enquanto no México foi de US\$ 9.009,3. Em 2015, a renda *per capita* do Brasil foi US\$ 8.670,0 e na Colômbia US\$ 6.083,5.

Tabela 2 - Renda per capita países selecionados da América Latina, 2000-2015 (em US\$)

Renda per capita (US\$)	2000	2005	2010	2015	Tx cresc (%)* 2010-2015
Brasil	3.779,0	4.815,7	11.297,8	8.670,0	5,7
Chile	5.064,5	7.612,5	12.731,8	13.340,9	6,7
Colômbia	2.478,5	3.416,9	6.305,3	6.083,5	6,2
México	6.649,7	7.894,0	8.861,5	9.009,3	2,0

Fonte: IMF (2016a).

* Taxa média geométrica de crescimento anual.

Dando continuidade ao panorama da evolução econômica dos países em questão, a Tabela 3 traz o indicador da taxa de investimento como participação do PIB dos quatro países selecionados da América Latina, entre 2000 e 2015. Em geral, a taxa de investimento cresceu no Chile, Colômbia e México. Para o Brasil observa-se uma oscilação maior entre crescimento e retração, atingindo uma taxa de investimento de 19,7% do PIB, em 2015. A Colômbia destaca-se por ter na média dos últimos cinco anos, a maior formação bruta de capital, 24,4% do PIB. O investimento do Chile representa, em média, 23,5% do PIB. Na sequência o México, com 22,2% do PIB e Brasil com 21,3% de investimento em termos percentuais do PIB.

Tabela 3 - Taxa de Investimento na participação do PIB dos países selecionados da América Latina, 2000-2015 (%)

Países	2000	2005	2010	2015	Média 2010-2015
Brasil	18,9	17,2	21,8	19,7	21,3
Chile	21,9	22,0	22,3	22,5	23,5
Colômbia	14,9	20,2	22,1	26,6	24,4
México	22,5	22,3	22,1	22,7	22,2

Fonte: IMF (2016a).

Os dados referentes a evolução das reservas internacionais do Brasil, Chile, Colômbia e México, entre 2000 e 2015 estão reportados na Tabela 4. É destacável o aumento das reservas internacionais brasileiras, as quais passaram de US\$ 32,4 bilhões, em 2000, para US\$ 354,2 bilhões, em 2015, refletindo a taxa de crescimento médio anual de 17,3%, entre 2010 e 2015¹⁴. Até o ano de 2005 o México exibia o valor de suas reservas internacionais superiores às do Brasil. Já em 2015, o México detinha US\$ 173,5 bilhões de reservas. A economia chilena, entre 2000 e 2010, apresentou reservas internacionais superiores às da Colômbia. Porém, em 2015, totalizava US\$ 38,6 bilhões de reservas internacionais, atrás dos US\$ 46,1 bilhões da Colômbia.

Para Vonbun (2013), as reservas internacionais consistem em um instrumento essencial para que a política cambial possa ser executada. Além disso, a acumulação de reservas internacionais pelo país também se torna uma garantia para intervenções futuras no câmbio doméstico. Observa-se então, que Banco Central do Brasil vêm mantendo uma trajetória de elevação das reservas internacionais¹⁵. Como complementa Ramos (2016), para o caso brasileiro, verifica-se que a economia depende do capital estrangeiro para controlar a inflação. Esses fatores, possivelmente, foram os mesmos responsáveis pelo aumento das reservas internacionais do Chile, da Colômbia e do México.

Tabela 4 - Reservas internacionais* e taxa de crescimento, países selecionados da América Latina, 2000-2015 (em US\$ milhões)

Países	2000	2005	2010	2015	Tx cresc (%)** 2010-2015
Brasil	32.434,0	53.245,2	287.056,0	354.174,9	17,3
Chile	15.034,9	16.929,2	27.816,3	38.632,8	6,5
Colômbia	8.916,0	14.787,0	27.766,2	46.103,8	11,6
México	35.508,8	74.054,1	120.265,0	173.457,7	11,2

Fonte: IMF (2016b).

* Reservas totais excluindo ouro.

** Taxa média geométrica de crescimento anual.

¹⁴ Ressalta-se, como informação adicional, que de acordo com os dados do FMI (2016), o maior montante em reservas internacionais do Brasil, foi registrado em 2012, um total de US\$ 369,6 bilhões.

¹⁵ De acordo com BCB (2010), no período da crise de 2008, as reservas internacionais funcionaram como um seguro contra aquele período de inquietação, as reservas também contribuíram para tranquilizar o mercado internacional com relação à percepção de estabilidade e de solvência da economia nacional. Destaca-se ainda que permitiram a adoção de diversas medidas para garantir a oferta de moeda estrangeira para o sistema financeiro do país.

As taxas de juros do Brasil, Chile, Colômbia e México, entre os anos de 2000 e 2015, podem ser verificadas na Tabela 5. Para todos os anos o Brasil foi o país com as maiores taxas de juros, principalmente, entre os anos de 2000 e 2005. Nos anos seguintes, nota-se que houve uma redução considerável, porém, em 2015, os juros da economia brasileira atingiram uma taxa de 14,25%. A Colômbia registra a menor taxa de juros em 2010, de 3,00%. Apesar de chegar a 5,75%, em 2015, a taxa de juros colombiana permanece em níveis inferiores ao ano 2005. O Chile, em geral, apresentou uma tendência de queda¹⁶, atingindo, em 2015, a taxa de juros de 3,35% ao ano. O México também apresenta histórico de queda da taxa de juros, em 2015 chega a 3,25% ao ano.

Tabela 5 - Taxa de juros* anual países selecionados da América Latina, 2000-2015 (%)

Países	2000	2005	2010	2015
Brasil	15,75	18,00	10,75	14,25
Chile	5,00	4,50	3,12	3,35
Colômbia	12,00	6,00	3,00	5,75
México	-	-	4,50	3,25

Fonte: IMF (2016b).

*Taxa de política do Banco Central, percentual por ano.

Como último item da análise da evolução econômica dos países selecionados da América Latina, a Tabela 6 comporta a taxa de desemprego (número de desempregados em porcentagem da força de trabalho), entre 2000 e 2015. Em linhas gerais, nota-se uma taxa de desemprego elevada, apesar dos países apresentarem uma tendência de diminuição. O México é o país que apresentou a menor taxa de desemprego em 2015, de 4,3%. Entretanto, sua taxa de crescimento médio anual (2010-2015) é a mais alta (4,5%), enquanto nos outros países é de retração. A Colômbia, em 2015, registrou que 8,9% de sua força de trabalho estava desempregada, seguida do Brasil, taxa de 6,8% e Chile, 6,2%.

¹⁶ De acordo com os dados do FMI (2016), evidencia-se a exceção dos anos de 2008 e 2009, os quais presenciaram a maior e a menor taxa de juros no Chile, de 8,5% e 0,50%, ao ano, respectivamente.

Tabela 6 - Taxa de desemprego dos países selecionados da América Latina, 2000-2015 (%)

Países	2000	2005	2010	2015	Tx cresc (%)* 2010-2015
Brasil	7,1	9,8	6,8	6,8	-0,3
Chile	9,7	9,3	8,2	6,2	-2,9
Colômbia	13,3	11,8	11,8	8,9	-2,6
México	2,2	3,5	5,3	4,3	4,5

Fonte: IMF (2016a).

* Taxa média geométrica de crescimento anual.

O baixo desempenho da atividade econômica dos países selecionados da América Latina, em grande parte após 2011, pode ser associado aos desequilíbrios econômicos enfrentados pela economia mundial, a exemplo da incerteza sobre a política monetária nos Estados Unidos. Soma-se ainda, a situação econômica de países europeus, a retração chinesa e a eliminação dos incentivos fiscais (adotados como medidas para a recuperação pós-crise de 2008). Em especial, na economia brasileira, conciliou-se a esses fatos a relativa exaustão dos efeitos de políticas fiscais expansionistas, a deterioração dos indicadores de confiança de empresários e consumidores, o processo de ajuste macroeconômico do país, além da intensificação de recorrentes eventos não-econômicos, conforme BCB (2015).

3.2 Comércio Externos e Acordos

Busca-se, nesta seção 3.2, apresentar brevemente os dados referentes ao comércio externo do Brasil, Chile, Colômbia, México e América Latina, no que tange as importações e exportações desses países, em US\$ milhões, entre os anos de 2000 a 2015. Além disso, sintetiza-se os acordos comerciais vigentes os quais pertencem esses países selecionados da América Latina. Como pode ser visto na Tabela 7, as exportações da América Latina cresceram, em média, 6,1%, ao ano. Do exportado em 2015 (US\$ 828,3 bilhões), a economia mexicana representa 46,0%, seguida de Brasil (23,1%), Chile (7,6%) e Colômbia (4,3%), juntos têm uma participação de 81,0%.

Tabela 7 - Exportações dos países selecionados da América Latina 2000-2015 (em US\$ milhões)

País	2000	Part. (%)	2005	Part. (%)	2010	Part. (%)	2015	Part. (%)	Tx cresc (%) [*] 2000-2015
Brasil	55.119	16,2	118.529	21,5	197.356	23,1	191.127	23,1	8,6
Chile	18.215	5,4	41.973	7,6	71.106	8,3	63.360	7,6	8,7
Colômbia	13.158	3,9	21.190	3,8	39.820	4,7	35.691	4,3	6,9
México	166.294	48,9	214.207	38,9	298.305	35,0	380.750	46,0	5,7
Outros	87.054	25,6	154.744	28,1	246.028	28,9	157.415	19,0	4,0
América Latina	339.840	100,0	550.643	100,0	852.616	100,0	828.343	100,0	6,1

Fonte: UnComtrade (2016).

* Taxa média geométrica de crescimento anual.

** Para as exportações da América Latina considerou-se os países: Argentina, Belize, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Costa Rica, El Salvador, Equador, Guatemala, Guiana, Honduras, México, Nicarágua, Panamá, Peru, República Dominicana, Uruguai e Venezuela.

De acordo com a Tabela 8, nota-se que as importações da América Latina cresceram, em média, 6,6% ao ano, entre 2000 e 2015. O México é o país que mais contribuiu para essas importações e, em 2015, teve uma participação de 44,6% do total importado, seguido de Brasil (19,4%), Chile (7,1%) e Colômbia (6,1%). Juntos esses países tiveram uma representatividade de 77,2%. A Colômbia destaca-se por aumentar suas importações, em média de 10,7% ao ano. Em análise conjunta das Tabelas 7 e 8, pode-se inferir que a balança comercial do Brasil e do Chile foi superavitária para quase todos os anos, embora o valor do saldo não seja crescente. Para a economia colombiana e mexicana observou-se saldos da balança comercial deficitários. A Colômbia teve superávit apenas em 2000.

Em 2015 observou-se o terceiro ano consecutivo de quedas no valor das exportações dos países da América Latina. De acordo com Cepal (2015), esse fato deve-se ao fim do ciclo de auge dos preços das matérias-primas, a desaceleração da economia chinesa, a fraca recuperação da zona do euro e o baixo dinamismo da atividade econômica regional. Em especial, países da América do Sul, exportam petróleo e derivados, gás natural e metais, assim, a retração da demanda mundial traduziu-se em queda nos preços desses produtos, inferindo nas exportações dos países. Os termos de troca do México deterioraram-se em menor magnitude devido sua pauta exportadora ser consiste em produtos manufaturados.

Tabela 8 - Importações dos países selecionados da América Latina 2000-2015 (em US\$ milhões)

País	2000	Part. (%)	2005	Part. (%)	2010	Part. (%)	2015	Part. (%)	Tx cresc (%)* 2000-2015
Brasil	55.851	16,5	73.600	15,5	180.459	22,1	171.446	19,4	7,8
Chile	16.620	4,9	32.926	6,9	59.207	7,2	63.038	7,1	9,3
Colômbia	11.757	3,5	21.204	4,5	40.683	5,0	54.036	6,1	10,7
México	174.397	51,4	221.819	46,8	301.482	36,9	395.232	44,6	5,6
Outros	80.500	23,7	124.482	26,3	235.197	28,8	202.182	22,8	6,3
América Latina	339.125	100,0	474.031	100,0	817.027	100,0	885.934	100,0	6,6

Fonte: UnComtrade (2016).

* Taxa média geométrica de crescimento anual.

** Para as importações da América Latina considerou-se os países: Argentina, Belize, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Costa Rica, El Salvador, Equador, Guatemala, Guiana, Honduras, México, Nicarágua, Panamá, Peru, República Dominicana, Uruguai e Venezuela.

A partir do exposto sobre o comércio dos países selecionados da América Latina, o Quadro 2 especifica os acordos comerciais vigentes no Brasil, Chile, Colômbia e México. Tem-se o Brasil como um dos participantes mais ativos da WTO, individualmente, e um dos líderes dentro do grupo das economias emergentes, o BRICS (Brasil, Rússia, Índia, China e África do Sul). Além disso, o Brasil é membro fundador do Mercosul, e nesse sentido subscreveu acordos preferenciais de comércio com a Bolívia, Chile, Colômbia, Cuba, Equador, México, Peru, Venezuela, Índia e Israel. No âmbito da Associação Latino-Americana de Integração (ALADI), tem acordos preferenciais bilaterais com a Guiana e Suriname. Outro acordo importante do Brasil é com a União Europeia.

O Chile se caracteriza como uma das economias com o maior número de acordos e parceiros comerciais. O país possui acordos de livre comércio com o Canadá, China (serviços e investimento), Hong Kong, Malásia, Tailândia, Turquia e Vietnã. Em 2010, tornou-se membro da OCDE, o que desencadeou profundas reformas para a sua legislação e práticas internas. Considerado “fora dos padrões” internacionais da WTO, o Chile mantém uma estratégia de comércio aberto com base em acordos comerciais de alcance parcial, de complementação econômica, acordos de livre comércio e parceria estratégica. Esses acordos contemplam Índia, Mercosul, Venezuela, Cuba, Equador, Peru, Bolívia, Japão, Nova Zelândia, Cingapura, Brunei Darussalam e União Europeia, por exemplo.

Quadro 2 - Acordos comerciais vigentes dos países selecionados da América Latina

País	Acordos livre comércio ¹	Acordos parciais ²	Acordos	Outros acordos
Brasil	Mercosul	Guiana e Suriname (âmbito da ALADI)	União Europeia*, WTO, BRICS	Preferenciais de comércio: Bolívia, Chile, Colômbia, Cuba, Equador, México, Peru e Venezuela, Índia e Israel
Chile	Canadá, China, Malásia, Tailândia, Peru, Turquia e Vietnã	Índia	OCDE, WTO	Contemplação econômica³: Mercosul, Venezuela, Cuba, Equador, Peru e Bolívia Parceria estratégica⁴: Japão, Nova Zelândia, Cingapura, Brunei Darussalam e União Europeia
Colômbia	Bolívia, Canadá, Equador, Peru, República da Coreia, Panamá, Turquia, Suíça e Liechtenstein	Costa Rica, Chile, Cuba, México, Nicarágua, Panamá, Venezuela, CARICOM, Triângulo Norte da América Central e Mercosul (âmbito da ALADI)	WTO	Preferenciais de comércio: Canadá, Estados Unidos e União Europeia
México	Estados Unidos, Canadá, El Salvador, Nicarágua, Honduras, Costa Rica, Guatemala, Peru, Japão, Uruguai, União Europeia, Chile, Israel, Islândia, Liechtenstein, Noruega, Suíça e Colômbia	Bolívia, Mercosul, Paraguai, Argentina, Brasil, Uruguai, Cuba, Equador e Panamá	WTO, ALADI, SGPC, TNDC	-

Fonte: World Trade Organization (WTO) (2016).

* Acordo a partir do vínculo com o Mercosul.

¹ Têm como objetivo criar uma zona de comércio que assegure a livre circulação de bens, serviços e capitais, mediante a harmonização das políticas e normas relevantes.

² São acordos bilaterais destinadas a eliminar as tarifas sobre uma lista restrita de produtos, antecedem acordos mais amplos.

³ São assinados no âmbito da ALADI, com vista à abertura do mercado de bens numa base de reciprocidade, os objetivos da liberalização são mais extensos que os acordos parciais.

⁴ Além da liberalização dos mercados de bens e serviços, contêm disposições sobre outros temas que não estão diretamente relacionadas com o comércio (cooperação em questões científicas, tecnológicas e sociais).

A Colômbia participou de uma série de negociações para aprofundar os acordos bilaterais e regionais existentes no âmbito da ALADI (Cuba, Chile, México, Norte Triângulo da América Central) e também assinou novos acordos com Canadá, Estados Unidos e União Europeia. Além disso, a Colômbia negocia acordos de livre comércio com a República da Coreia, Panamá e Turquia. Quanto a sua estratégia de política comercial, atribui especial importância a participação na WTO como um dos membros fundadores. Destaca-se ainda acordos comerciais com Costa Rica, Chile,

Cuba, México, Nicarágua, Panamá, Venezuela, bem como com os países membros da Comunidade do Caribe (CARICOM), Triângulo Norte da América Central (El Salvador, Guatemala e Honduras) e Mercosul. Outros acordos de livre comércio ainda são vistos com Suíça, Liechtenstein, Noruega e Islândia.

O México é considerado um dos países da América Latina com o maior número de acordos comerciais, assim como o Chile, além de ser membro da WTO. Quanto aos acordos parciais, destacam-se, os relacionados ao âmbito da ALADI. Grande parte do comércio do México está associado aos Estados Unidos e Canadá, membros do Tratado Norte-Americano de Livre Comércio (NAFTA). O país também conta com acordos comerciais com a Bolívia, Peru e América Central (Costa Rica, El Salvador, Guatemala, Honduras e Nicarágua). Há acordos também com Chile, Colômbia, Peru e Uruguai, países da União Europeia, além do Sistema Global de Preferências Comerciais entre Países em Desenvolvimento (SGPC) e Protocolo Relativo às Negociações Comerciais entre Países em Desenvolvimento (TNDC).

3.3 Análise da Relação entre a Taxa de Câmbio e Inflação

Na década de 1990, principalmente entre 1994 e 2002, houveram várias crises cambiais que atingiram a América Latina. Foi a partir dessas crises, que surgiu a necessidade das autoridades monetárias mediar uma nova forma de praticar políticas de estabilização. Pois, até então, as políticas de estabilização existentes eram pautadas na âncora cambial (fixação da taxa de câmbio). Porém, trata-se de uma medida que gera “efeitos colaterais”, ou seja, apesar da âncora cambial proporcionar a estabilização da inflação, também pode gerar efeitos como déficits no balanço de pagamentos, endividamento externo, fuga de capitais internacionais e valorização cambial.

Diante disso, alguns países da América Latina passaram a abandonar a rigidez cambial e deram início a adoção de flexibilidade cambial. Tomou-se como exemplo, o Regime de Metas de Inflação, que havia sido implantado como estratégia de política monetária por países desenvolvidos: Nova Zelândia (1990), Canadá (1991), Reino Unido (1992) e Austrália (1994). Nesse sentido, o Regime de Metas de Inflação foi adotado pelo Chile, em 1991, e posteriormente pelo Brasil, Colômbia e México, em 1999, como pode ser visto na Tabela 9.

Tabela 9 - Regimes cambiais e monetários dos países selecionados da América Latina, vigentes em 2016

País	Brasil	Chile	Colômbia	México
Moeda- Símbolo	Real- R\$	Peso chileno- \$	Peso colombiano- \$	Peso mexicano- \$
Arranjo Cambial	Câmbio flexível	Câmbio flexível	Câmbio flexível	Câmbio flexível
Arranjo Monetário	Meta de Inflação	Meta de Inflação	Meta de Inflação	Meta de Inflação
Data de adoção	1999	1991	1999	1999
Meta- Intervalo de tolerância	4,5% - 2%	3% - 1%	3% - 1%	3% - 1%
Tempo para convergência	1 ano	2 anos	2 anos	3 anos

Fonte: BCB (2016), Banco Central do Chile (2016), Banco de la República de Colômbia (BRC) (2016) e Banco de México (Banxico) (2016).

No caso do Brasil, o sistema de metas para inflação foi instituído em junho de 1999, caracterizando-se pelo estabelecimento formal de metas e intervalos de tolerância para as taxas de inflação, no período determinado. O Banco Central do país é responsável por executar as políticas necessárias ao cumprimento da meta estabelecida pelo Ministério da Fazenda. Na implantação desse regime é relevante a definição do índice de preços que servirá de referência, no Brasil o Conselho Monetário Nacional (CMN) escolheu o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).

Em 1999, a meta de inflação brasileira foi fixada em 8%, de 2000 a 2003, a meta passou para 6%, 4%, 3,5% e 3,25%, respectivamente, com tolerância de dois pontos percentuais para cima e para baixo. Entre 2004 e 2005, o limite passou a ser 2,5 pontos percentuais. Somente a partir de 2006 até 2016, a meta foi estabelecida em 4,5%, com banda de 2 pontos percentuais para cima ou para baixo.

O Banco Central do Chile estabeleceu, em setembro de 1999, o sistema de taxa de câmbio flexível, eliminando de vez a banda cambial, formalizando nessa data o Regime de Metas de Inflação. Mas, observa-se que a prática dessas estratégias pela autoridade monetária do país era decorrente desde 1991. A meta inflacionária do Chile tem sido de 3%, podendo variar 1% para mais ou para menos, com um horizonte de dois anos para o cumprimento da meta. Na adoção deste regime passou-se ao Banco Central o compromisso único de manter a meta de inflação. Isso reflete a confiança da autoridade no mercado para determinar de forma independente o valor da moeda nacional.

Na Colômbia, em 1999, o Conselho de Administração do Banco da República (Junta Directiva del Banco de la Republica) decidiu abandonar o sistema de bandas cambiais e implementou o regime de taxa de câmbio flexível. Posteriormente, construiu-se novos indicadores econômicos e de previsão, os quais permitiram a consolidação do Regime de Metas de Inflação. A meta é estatisticamente medida como a variação anual do Índice de Preços ao Consumidor (IPC). A política monetária é determinada com o objetivo de manter a inflação, desde 2010, em 3% ao ano, com uma variação admissível de desvio de 1%. Além disso, a Colômbia adota um horizonte de dois anos, e sem metas intermediárias, para convergência da inflação à meta estipulada.

A política monetária implementada pelo México, em 1999, tem por objetivo manter a inflação sobre a meta de 3%, admitindo um intervalo de 1%. A meta apresenta um horizonte de três anos para a convergência, além de metas intermediárias de curto prazo. Ou seja, o Banco Central do México adotou como meta de inflação, 3% do Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) anual, mas de acordo com a volatilidade da inflação em curto prazo, aceita-se uma flutuação de 1%, para cima ou para baixo, porém não é considerado como intervalo de tolerância.

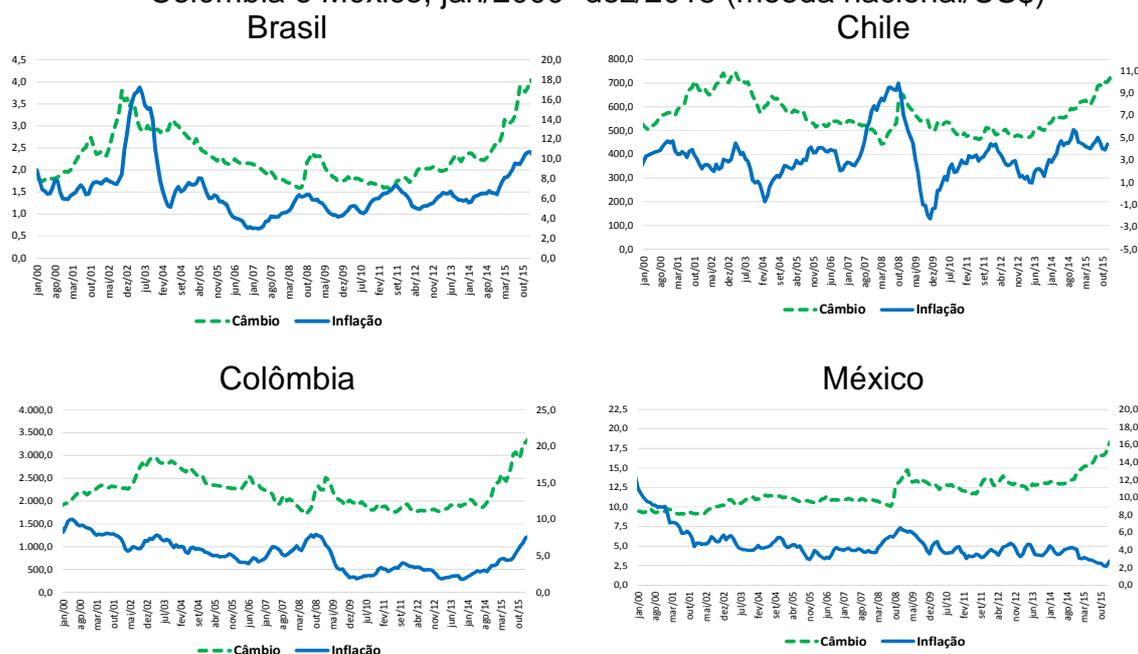
Nesse sentido, vale inferir que após a adoção do Regime de Metas de Inflação, houve uma redução da taxa de inflação, nos quatro países selecionados da América Latina. Porém, nem sempre a inflação ficou na meta estabelecida por esses países, mesmo considerando a margem de tolerância. No Gráfico 2 é possível verificar o comportamento da taxa de inflação, entre janeiro de 2000 e dezembro de 2015, para o Brasil, Chile, Colômbia e México. Além disso, apresenta-se a evolução da taxa de câmbio (moeda nacional/US\$), para o mesmo período.

No Brasil, destaca-se a tendência de valorização do câmbio, principalmente entre outubro de 2002 (taxa de câmbio de R\$ 3,80) até agosto de 2008 (taxa de câmbio de R\$ 1,61). Depois desse período, verifica-se uma desvalorização, atingindo em dezembro de 2015, R\$ 3,89. A partir de maio de 2003, a inflação teve queda, passando de 17,24%, para 2,96%, em março de 2007. Já em 2015, registrou-se inflação de 10,67%.

O câmbio chileno mostra uma tendência de valorização de fevereiro de 2003 (\$745,21 pesos chilenos) até março de 2008 (\$442,94 pesos chilenos). No período seguinte, a percepção é de desvalorização do câmbio chileno, o qual atinge em dezembro

de 2015, \$704,20 pesos chilenos. A inflação no Chile, apresenta uma tendência de desaceleração entre 2000 e 2007, com queda de 0,7% em março de 2004. Nos anos seguintes houve aceleração, com auge em outubro de 2008, inflação 9,9%. No ano seguinte, registrou-se nova desaceleração, havendo queda de 2,9% da inflação, em novembro de 2009. Desde então, segue tendência ascendente, em dezembro de 2015, a inflação chilena foi 4,4%.

Gráfico 2 – Relação entre a taxa de câmbio e inflação no Brasil, Chile, Colômbia e México, jan/2000- dez/2015 (moeda nacional/US\$)



Fonte: BCB (2016); BCC (2016); BRC (2016), Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) (2016); Banxico (2016), Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) (2016).

Nota: Taxa de Câmbio no eixo a esquerda (linha tracejada) e Inflação no eixo a direita (linha contínua).

Na Colômbia, a taxa de câmbio apresentou tendência de valorização até junho de 2008, com câmbio de \$1.712,28 pesos colombianos e, depois, passa a ter um comportamento inclinado para a desvalorização, chegando a \$2.289,17 pesos colombianos, em outubro de 2008. A partir de 2014 há acentuada desvalorização do câmbio e atinge \$3.244,51 pesos colombianos, em dezembro de 2015. A taxa de inflação na Colômbia apresenta uma tendência de retração, exceto para os anos de 2008, 2014 e 2015. Até julho de 2008, nota-se que os movimentos da inflação eram opostos aos movimentos da taxa de câmbio. Depois desse período nota-se uma inversão dessa relação, as taxas passam a ter o mesmo comportamento. Em dezembro de 2015, a inflação atingiu 6,77%.

Para a economia mexicana, verifica-se que a taxa de câmbio e a inflação, para quase todo período analisado têm comportamento oposto, quando uma aumenta a outra diminui e vice-versa. A taxa de câmbio exhibe tendência de desvalorização, enquanto a inflação demonstra tendência de retração. Com exceção aos anos de 2008 e 2009, em que inflação cresce e o câmbio se desvaloriza. Em dezembro de 2015 a inflação chega a 2,1% e taxa de câmbio, \$17,00 pesos mexicanos.

De modo geral, pelo Gráfico 2, nota-se que o comportamento da inflação e da taxa de câmbio do Brasil, seguem uma dinâmica semelhante, no que tange aos aumentos e declínios das taxas no mesmo período. Nesse sentido, há indícios que o *pass-through* seja mais consistente para Brasil. Já para o Chile e a Colômbia, observa-se que, a inflação e taxa de câmbio passam a ter o mesmo comportamento (quando uma taxa cresce a outra tem movimento inverso), principalmente após a crise de 2008, onde possivelmente o *pass-through* apareça. Na economia mexicana, evidencia-se pouca semelhança entre o comportamento das taxas ao longo dos anos de 2000 e 2015, pois seguem direções opostas.

Nesse capítulo, buscou-se apresentar uma breve caracterização macroeconômica dos países selecionados da América Latina. Pela análise da evolução econômica, percebeu-se o quanto Brasil, Chile, Colômbia e México, enfrentam um baixo desempenho da atividade econômica, principalmente pós crise 2008. Possivelmente causa dos desequilíbrios econômicos enfrentados nesse período. Quanto ao comércio, em termos de valor (US\$ milhões), se percebe que as importações estão crescendo mais rapidamente que as exportações nesses países, comparados a América Latina.

Em termos de acordos comerciais vigentes, há um grande número de acordos, principalmente do Chile e México. Também, nota-se uma diversidade no tipo de acordo, abrangendo acordos de livre comércio, parciais, preferenciais, de contemplação econômica e de parceria estratégica. Já a breve análise da taxa de câmbio e a inflação mostrou indícios do *pass-through*, Pois, para o Brasil, Colômbia e Chile, o comportamento entre câmbio e inflação é semelhante. Mas, na Colômbia e no Chile, essa configuração ocorre pós crise de 2008. Já no México, apenas em alguns períodos é percebido essa relação.

4 ASPECTOS METODOLÓGICOS E ANÁLISE DE RESULTADOS

No capítulo 4, tem-se a explicação dos aspectos metodológicos utilizados na elaboração do estudo e a análise dos resultados. Neste sentido, o capítulo está organizado em duas seções. A primeira seção (4.1) caracteriza o modelo VAR/VEC utilizado e especificam-se as variáveis. Já na seção 4.2, apresenta-se a análise e descrição dos resultados, de modo a ilustrar os testes econométricos realizados no modelo e como se deu a estimação do repasse cambial (*pass-through*), mostrando o resultado obtido.

4.1 Metodologia e Definição de Variáveis

Esta seção 4.1 referente a metodologia e a definição de variáveis é apresentada em duas subseções. A subseção 4.1.1, aborda a metodologia utilizada, o modelo VAR/VEC. E, a subseção 4.1.2 traz a definição das variáveis utilizadas, bem como a fonte e o tratamento dos dados.

4.1.1 Metodologia VAR/VEC

Para investigar o grau de repasse cambial para a inflação (*pass-through*), nos países latinos americanos selecionados (Brasil, Chile, Colômbia e México) utilizou-se o Modelo de Correção de Erros Vetorial (VEC). De acordo com Enders (2010), esse modelo pode ser visto como uma forma restrita de um Modelo de Vetores Autorregressivo (VAR) geral. Por esse motivo, o modelo econométrico utilizado nessa dissertação recebe, usualmente na literatura, a terminologia de “modelo VAR/VEC”. Para tanto, expor a metodologia do modelo VAR/VEC, inclui-se também, breve descrição de estacionariedade, cointegração, raízes inversas do polinômio autoregressivo, impulso-resposta e causalidade de Granger.

Uma das principais suposições que comportam os modelos de séries de tempo é o da estacionariedade, o qual presume que um processo estocástico¹⁷ apresenta sua média, variância e covariância constantes ao longo do tempo. Por isso, após a realização dos ajustes necessários em cada série previamente selecionada (assunto

¹⁷ Entende-se como processo aleatório ou estocástico, uma coleção de variáveis aleatórias ordenadas no tempo. GUJARATI E PORTER (2011).

que será abordado na subseção seguinte, 4.1.2), iniciou-se a verificação da estacionariedade das séries. Para isso, nesta dissertação, empregou-se os testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (DFA) e Phillips-Perron (PP).¹⁸ No caso das séries serem não estacionárias, fazer a primeira diferença, pode solucionar e torná-las estacionárias.

O modelo VAR foi inicialmente proposto por Sims (1980), segundo ele, o trabalho empírico foi baseado em um estilo alternativo de macroeconometria, introduzindo um sistema dinâmico ao modelo, estimando-o por autoregressão. Gujarati e Porter (2011) explicam que o termo autorregressivo do modelo VAR é devido ao aspecto do valor defasado da variável dependente, enquanto que o termo vetor, refere-se ao fato de representar um vetor de duas (ou mais) variáveis. Em conformidade com os autores, o modelo VAR é uma abordagem utilizada para a previsão econômica baseado nos dados de séries temporais.

Hill, Griffiths e Lim (2011) supõem que y_t e x_t são variáveis econômicas, e que seus valores queira prever, assim, o sistema de equações (4) representa um modelo VAR. Considerando as variáveis em nível, o valor corrente da variável y_t é explicado por valores defasados dela própria e por valores defasados de x_t , mais um termo de erro¹⁹. O mesmo ocorre para a variável x_t , ou seja, y_t afeta x_t e, x_t afeta y_t .

$$y_t = \beta_{10} + \beta_{11}y_{t-1} + \beta_{12}x_{t-1} + v_t^y \quad (4)$$

$$x_t = \beta_{20} + \beta_{21}y_{t-1} + \beta_{22}x_{t-1} + v_t^x$$

O sistema apresentado acima pode ser estimado por mínimos quadrados aplicados em cada equação, desde que y_t e x_t sejam variáveis estacionárias I (0). Se, no entanto, y_t e x_t forem não estacionários I (1) e não cointegrados, então, deve-se trabalhar com as primeiras diferenças. Neste caso, o modelo VAR é representado pelo sistema de equações (5):

$$\Delta y_t = \beta_{11}\Delta y_{t-1} + \beta_{12}\Delta x_{t-1} + v_t^{\Delta y} \quad (5)$$

$$\Delta x_t = \beta_{21}\Delta y_{t-1} + \beta_{22}\Delta x_{t-1} + v_t^{\Delta x}$$

¹⁸ Sobre os testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (DFA) e Phillips-Perron (PP) sugere-se a leitura de Gujarati e Porter (2011).

¹⁹ Na linguagem do VAR, os termos de erro estocásticos, são entendidos como impulsos, inovações ou choques. GUJARATI E PORTER (2011).

Após realizar a primeira diferença, as variáveis y_t e x_t tornaram-se estacionárias $I(1)$, então, o sistema pode ser novamente estimado por mínimos quadrados. Compreende-se assim, que o modelo VAR é um quadro geral para descrever as inter-relações dinâmicas entre variáveis estacionárias. Isto posto, se y_t e x_t são variáveis estacionárias $I(0)$, utiliza-se o sistema de equações (4); Caso y_t e x_t sejam não estacionárias e não cointegradas, há a necessidade de utilizar a estrutura VAR nas primeiras diferenças, sistema de equações (5).

Existe outra situação em que podem ser encontradas as variáveis y_t e x_t , é o caso que elas não sejam estacionárias, mas sejam cointegradas, isto é, o resíduo da regressão for $I(0)$. Desse modo, a relação entre a cointegração e os modelos de correção de erros, sugerida, inicialmente, por Granger (1981) e ampliada por Engle e Granger (1987) foi desenvolvido. Para essa dissertação, foi realizado o Teste de Cointegração de Johansen²⁰, o qual pode confirmar a existência de uma relação linear entre as variáveis.

Enders (2010) define ser inapropriado estimar uma VAR de variáveis cointegradas usando apenas as primeiras diferenças. Segundo o autor, em modelos univariados, a tendência estocástica pode ser removida pela diferenciação. Desse modo, a série estacionária resultante pode ser estimada utilizando técnicas Box-Jenkins univariadas. Porém, num contexto multivariado, não seria apropriado tratar as variáveis não estacionárias dessa forma. Pois, pode ser que exista uma combinação linear de variáveis integradas que seja estacionária, consideradas como cointegradas.

Sobre equações simultâneas, Hill, Griffiths e Lim (2011) apontam que a equação de cointegração é uma maneira de introduzir interações simultâneas sem exigir que os dados sejam estacionários. Nesse sentido, ao introduzir a relação de cointegração no modelo VAR, tem-se o modelo VEC. Ao considerar as variáveis y_t e x_t , não estacionárias e integradas de ordem 1: $y_t \sim I(1)$ e $x_t \sim I(1)$, as quais mostram ser cointegradas, de modo que:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + e_t \quad (6)$$

E $\hat{e}_t \sim I(0)$ onde \hat{e}_t são os resíduos estimados, é necessário modificar o sistema de equações. Tornando assim, o modelo VEC uma forma especial do VAR para

²⁰ Esse teste é disponibilizado no Software Eviews 9.0, com base na metodologia desenvolvida em Johansen (1991, 1995).

variáveis não estacionárias e cointegradas, representado pelo sistema de equações (7a):

$$\Delta y_t = \alpha_{10} + \alpha_{11}(y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1}) + v_t^y \quad (7a)$$

$$\Delta x_t = \alpha_{20} + \alpha_{21}(y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1}) + v_t^x$$

Ou na forma expandida:

$$y_t = \alpha_{10} + (\alpha_{11} + 1)y_{t-1} - \alpha_{11}\beta_0 - \alpha_{11}\beta_1 x_{t-1} + v_t^y \quad (7b)$$

$$x_t = \alpha_{20} + \alpha_{21}y_{t-1} - \alpha_{21}\beta_0 - (\alpha_{21}\beta_1 - 1)x_{t-1} + v_t^x$$

Comparando (7b) com (4), nota-se que as duas equações têm em comum a relação de cointegração. Pois, tanto no VEC como no VAR, a variável y_t I(1) está relacionada a outras variáveis defasadas (y_{t-1} e x_{t-1}), o mesmo ocorre para a variável y_t I(1). Observe ainda, que em (7a), os coeficientes α_{11} e α_{21} são os coeficientes de correção de erro, porque mostram o quanto Δy_t e Δx_t respondem ao erro de cointegração $y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1} = e_{t-1}$. A partir das condições propostas em α_{11} e α_{21} ($-1 < \alpha_{11} \leq 0$ e $0 \leq \alpha_{21} < 1$), para garantir a estabilidade, que o erro leva à correção das variáveis.

Vartanian (2010) e Hollauer, Issler e Notini (2008) destacam que na representação VEC, pode ou não ser incluído uma variável exógena, tanto no vetor de cointegração, quanto externamente em termos de nível. É válida a inclusão de variáveis exógenas no vetor de correção de erro, na medida em que ancora previsões condicionais, e também quando se verifica melhora na previsão do modelo comparado aos vetores de cointegração apenas endógenos.

Para Enders (2010) o modelo econométrico VEC apresentará uma relação de curto prazo e longo prazo, simultaneamente. Nessa perspectiva, temos que um modelo VAR/VEC pode ser representado de acordo com o apresentado por Lélis (2005) e Silveira (2015):

$$\Delta y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta y_{t-i} + \alpha \theta^l y_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

onde,

Δy_t = vetor das variáveis.

β_0 = vetor dos termos de intercepto.

β_i = vetor dos parâmetros associados as variáveis do modelo.

α = vetor dos pesos da correção dos erros.

$\theta^l y_t$ = vetor de cointegração, sendo que θ^l representa o vetor transposto dos parâmetros da equação de longo prazo.

ε_t = representa o vetor de resíduos.

Os vetores autorregressivos das variáveis representam a relação de curto prazo no modelo, enquanto que o vetor de cointegração e o vetor dos pesos da correção dos erros ($\alpha\theta^l y_t$), são responsáveis por representarem a relação de longo prazo. Desse modo, o modelo VAR/VEC corrige os desvios de curto prazo da relação de equilíbrio, atingindo, no longo prazo, uma estabilidade. Para Pimentel (2013), permite-se, por meio do modelo VEC captar as relações assimétricas de longo prazo, a contar da estimação do vetor cointegrante.

Outro passo no desenvolvimento do modelo VAR/VEC, foi a escolha do número de defasagens pelos critérios de informação Akaike (AIC) e Schwarz (SBC). Paralelamente, também foi empregado nos resíduos a realização do teste de heterocedasticidade de White e o teste de autocorrelação residual, pelo Multiplicador de Lagrange (LM). Além desses itens, a estabilidade do modelo também foi testada, por meio da análise das raízes inversas do polinômio característico autoregressivo (apêndice B).

Conforme Vartanian (2010), essa análise demonstra se o modelo apresenta uma trajetória explosiva ou convergente. Em cada sistema multivariado, tem-se $k \times p$ raízes, em que k é o número de variáveis endógenas e p representa a última defasagem utilizada no modelo. Para que o modelo seja estável deve ser constatado que as raízes inversas do polinômio característico autoregressivo encontre-se dentro do círculo unitário.

Vartanian (2010) sugere que os resultados obtidos no VAR/VEC são frequentemente analisados a partir da função impulso-resposta. Para Enders (2010), o impulso-resposta revela o comportamento de cada variável endógena depois que é afetada pelo choque nos resíduos do modelo. O impulso-resposta capta os efeitos de curto prazo, sendo possível observar quanto tempo o choque leva para se dissipar e retornar a trajetória estável (longo prazo). Para essa dissertação, a função impulso-

resposta foi realizada com base no processo de impulsos generalizados, o qual não necessita de ordenamento das variáveis, de acordo com Pesaran e Shin (1998).

Nos modelos autorregressivos e/ou de defasagens distribuídas levanta-se a questão da causalidade em variáveis econômicas, como indicam Gujarati e Porter (2011). Essa relação de causalidade entre as variáveis foi testada pela modelagem da causalidade de Granger²¹. O teste da causalidade de Granger pressupõe que as informações relevantes à previsão das variáveis y_t e x_t , esta incluído nos dados da série de tempo das variáveis.

Por exemplo, se a variável x_t , causa a variável y_t , então as variações de x_t devem preceder as variações em y_t . Sabendo que y_t é explicado por seus próprios valores passados e ao incluir os valores passados de x_t perceber uma melhora significativa na previsão de y_t , podemos dizer que x_t , no sentido de Granger causa y_t . O teste envolve a estimação do seguinte par de regressões:

$$y_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i x_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j y_{t-j} + u_{1t} \quad (9)$$

$$x_t = \sum_{i=1}^n \lambda_i x_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j y_{t-j} + u_{2t} \quad (10)$$

Supondo que os termos de erro, u_{1t} e u_{2t} , não estejam correlacionados. Na equação (9) o y_t esta relacionado a seus próprios valores passados, bem como aqueles de x_t , e na equação (10) existe comportamento semelhante para x_t . Após a estimação, identifica-se a possibilidade de quatro casos diferentes para a causalidade:

- a) Unidirecional de x_t para y_t : ocorre quando os coeficientes estimados de x_t defasado na equação (9) forem estatisticamente diferentes de zero $\alpha_i \neq 0$ e os coeficientes estimados do y_t na equação (10) não for estatisticamente diferente de zero $\delta_i = 0$.
- b) Unidirecional de y_t para x_t : ocorre quando os coeficientes defasados de x_t na equação (9) não forem estatisticamente diferentes de zero $\alpha_i = 0$ e os coeficientes estimados do y_t na equação (10) for estatisticamente diferente de zero $\delta_i \neq 0$.
- c) Causalidade bilateral: ocorre quando os conjuntos de coeficientes de y_t e x_t , forem estatisticamente diferentes de zero em ambas as regressões.

²¹ Gujarati e Porter (2011) sugerem que, embora popularmente conhecido como teste de causalidade de Granger (1969), é adequado chamá-lo de teste de causalidade de Wiener-Granger, pois foi sugerido anteriormente por Wiener (1956).

- d) Independência: ocorre quando os conjuntos de coeficientes de y_t e x_t , não forem estatisticamente significativos em nenhuma das regressões.

Enders (2010) observa que a causalidade de Granger é algo completamente diferente de um teste para a exogeneidade. Para y_t ser exógeno, necessitaria que não fosse afetado pelo valor contemporâneo de x_t . No entanto, a causalidade de Granger refere-se apenas aos efeitos de valores passados de x_t , sobre o valor atual de y_t . Portanto, a causalidade de Granger mede se os valores atuais e passados de x_t ajudam a prever valores futuros de y_t .

4.1.2 Fonte e Tratamento dos Dados

Antes de descrever as variáveis macroeconômicas envolvidas na estimação do modelo VAR/VEC, apresentado na subseção anterior (4.1.1), define-se os países que comportam a pesquisa. O critério para escolha de Brasil, Chile, Colômbia e México, se deu, principalmente, sobre o desempenho observado do PIB, com base na Paridade Poder de Compra (PPC). Essa medida leva em conta o poder aquisitivo, os rendimentos e o custo de vida de determinado país. De acordo com dados disponibilizados no IMF (2016a), esses quatro países representam, em média, 70% de participação no PIB (em PPC) da América Latina, entre os anos de 2000 e 2015. Adicionalmente, também levou-se em consideração, o fato de que ambos os países adotaram o Regime de Metas de Inflação.

Diante disso, definiu-se o período temporal, que inicia em janeiro de 2000 até dezembro de 2015. Por tratar-se de dados mensais, as séries necessitam de ajustes. Destaca-se assim, que todas as séries que estão mencionadas a seguir, foram submetidas ao Ajuste Sazonal, pelo método Census X12 multiplicativo. Em seguida, fez-se a transformação logarítmica para cada série. Somente depois desses ajustes, iniciou-se os testes, como por exemplo, de raiz unitária.

A especificação das séries empregadas nas estimações VAR/VEC, para cada país, Brasil, Chile, Colômbia e México, juntamente com a fonte de coleta dos dados e as abreviaturas utilizadas, segue abaixo:

- a) Taxa de câmbio (ca_):** considera a taxa de câmbio média do período (mensal) e moeda nacional/US\$. Os dados foram coletados no website dos

Bancos Centrais de cada país. Para a taxa de câmbio no Brasil abreviou-se “ca_br”, Chile “ca_ch”, Colômbia “ca_col” e México “ca_mex”.

b) Inflação (in_): Para a inflação do Brasil (in_br) foi utilizada a série do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), coletado no BCB; Para inflação do Chile (in_ch), utilizou-se o “Índice de Precios del Consumo (IPC)”, disponibilizado no BCC; Para a inflação da Colômbia (in_col), o índice coletado no BRC foi o “Índice de Precios al Consumidor (IPC)”; como medida da inflação do México (in_mex), o “Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC)” coletado no Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). Para cada índice de preço foi calculada a variação mensal (% no mês) e, depois calculado um novo índice encadeado de base fixa 100=jan 2000. Esses índices de preços são utilizados pelos bancos centrais como forma de sinalizar o sistema de metas de inflação.

c) Produção industrial (ind_): índice de produção industrial (total) de cada país – Brasil (ind_br), Chile (ind_ch), Colômbia (ind_col) e México (ind_mex) – utilizado como *proxy* para a demanda agregada. Refere-se à produção de estabelecimentos industriais e cobre setores como mineração, manufatura e serviços públicos (eletricidade, gás e água). Depois de coletado na OCDE, para cada país, foi feita a variação mensal (% no mês) e calculado um novo índice encadeado de base fixa 100=jan 2000.

d) Preço das commodities (co): Índice de preços das commodities, incluindo preço dos combustíveis e não combustíveis. Utilizado como *proxy* para condições da oferta agregada. Disponibilizado no IMF (2016c). Após a coleta, calculou-se a variação mensal (%) e gerou-se um novo índice encadeado base fixa 100=jan 2000.

e) Inflação mundial (in_w): utilizado como uma *proxy* da inflação mundial, como uma variável de controle. Para a construção desse índice, inicialmente foi coletado do IMF (2016a) o PIB, com base na PPC, da China, França, Alemanha, Índia, Japão, Reino Unido e Estados Unidos e, verificou-se que juntos, esses países representam mais de 50% de participação no PIB mundial, desde 2011. Tornando-os satisfatórios para utilizar na elaboração do índice. O próximo passo, foi calcular a participação anual de cada país no total da soma do PIB dos 7 países. Depois, essa participação anual foi multiplicada pela inflação mensal de cada país, ou seja, pelo índice de preço ao consumidor em moeda local (ajustado sazonalmente), disponível no The Economist. Essa multiplicação gerou um

ponderar mensal para cada país e, a soma desse ponderador dos 7 países, seria a *proxy* da inflação mundial. Por último, foi realizado a variação mensal (%) e tornou-se a série em números-índices.

Destaca-se que a variável de inflação mundial (*in_w*) foi estabelecida na condição de variável exógena do modelo VAR/VEC, desenvolvido para cada país selecionado da América Latina. Pois, entende-se a inflação mundial como um preditor da inflação doméstica dos países, sugerindo possibilidade variável exógena. Além disso, constatou-se que a inclusão dessa variável melhorou a previsão do modelo, em relação ao observado apenas com vetores de cointegração endógenos.

4.2 Análise e Descrição dos Resultados

Na seção 4.2 é realizado a análise e descrição dos resultados. Para melhor sistematização dessa seção, ela é dividida em duas subseções. A subseção 4.2.1, apresenta os testes econométricos que foram realizados nas séries e no modelo, de acordo com a metodologia utilizada no estudo. Já na subseção 4.2.2 expressa-se os resultados obtidos da estimação do repasse cambial (*pass-through*), no curto prazo e longo prazo.

4.2.1 Testes Econométricos

Em conformidade com o exposto na seção anterior (4.1), usa-se um modelo econométrico de séries de tempo. Inicialmente, foi necessário verificar a estacionariedade das variáveis. Na Tabela 10, apresentam-se os resultados do teste de raiz unitária, por DFA e PP, considerando as variáveis no nível. Em vista que a hipótese nula (H_0), de ambos os testes, assume que “há uma raiz unitária, logo, a série é não estacionária”, pela estatística *t* e o *p*-valor, de cada variável, nota-se que todas as séries apresentam comportamento não estacionário. Destaca-se que pelo teste DFA, as séries da inflação de cada país (*in_br*, *in_ch*, *in_col* e *in_mex*) possuem passeio aleatório com constante (deslocamento) e tendência. Já pelo teste PP, apenas *in_col* e *in_mex*, tem a tendência como significativa. Os termos de constante e tendência, também são significativos para a inflação mundial (*in_w*), nos dois testes. A série de produção industrial de *ind_col* e *ind_mex* têm esse mesmo comportamento.

Tabela 10 - Teste de Raiz Unitária no nível: Dickey-Fuller Aumentado (DFA) e Phillips-Perron (PP)

Variável	Termos	Nível		Termos	PP	
		DFA			PP	
		Estatística	p-valor		Estatística	p-valor
ca_br	const.	-1,119	0,708	const.	-1,052	0,734
in_br	const.; tend.**	-2,127	0,527	const.	-0,807	0,815
ind_br	const.	-2,046	0,267	const.	-2,040	0,270
ca_ch	const.	-1,677	0,442	const.	-1,458	0,553
in_ch	const.; tend.**	-2,500	0,327	const.	0,150	0,968
ind_ch	const.	-1,675	0,442	const.; tend.*	-2,931	0,155
ca_col	const.	-0,808	0,814	const.	-1,052	0,734
in_col	const.	-2,937	0,043*	const.; tend.***	-2,766	0,212
ind_col	const.; tend.***	-1,927	0,636	const.; tend.**	-1,996	0,600
ca_mex	const.; tend.*	-2,875	0,173	const.; tend.**	-2,588	0,287
in_mex	const.; tend.**	-2,268	0,449	const.; tend.*	-3,051	0,121
ind_mex	const.; tend.**	-2,576	0,292	const.; tend.**	-2,425	0,366
co	const.	-1,456	0,554	const.; tend.***	-0,486	0,984
in_w	const.; tend.*	-2,420	0,368	const.; tend.*	-2,254	0,457

Fonte: Elaborada pela autora, com base no Software Eviews 9.0. (2016).

*1%, **5%, ***10%, níveis de significância.

Como todas as séries demonstraram ser não estacionárias²², pelo teste DFA e PP, realizou-se então, a primeira diferença e, aplicou-se novamente os testes. Nesse sentido, a Tabela 11, apresenta o resultado dos testes de raiz unitária para cada série, na primeira diferença. Pode-se perceber, de acordo com a estatística t e o p-valor, que esse procedimento solucionou a não estacionariedade das séries. Agora, as séries tornaram-se estacionárias e são ditas integradas de ordem 1, I (1). Pois, as séries tem raiz unitária no nível e não tem após a primeira diferença. Observa-se que apenas para a inflação do México (in_mex) e mundial (in_w), os termos de constante e tendência, permanecem significativos, nos dois testes (DFA e PP).

²² Admitiu-se para o teste de Raiz Unitária o nível de 5% de significância, pelo qual todas as séries demonstram-se não estacionárias, tanto por DFA, quanto por PP. Porém, para a série de inflação da Colômbia (in_col), ao nível de 1% de significância, ela é estacionária no nível, de acordo com DFA.

Tabela 11 - Teste de Raiz Unitária na primeira diferença: Dickey-Fuller Aumentado (DFA) e Phillips-Perron (PP)

Variável	Termos	Primeira Diferença					
		DFA		PP			
		Estatística	p-valor	Termos	Estatística	p-valor	
ca_br	const.	-9,311	0,000	const.	-9,270	0,000	
in_br	const.	-5,996	0,000	const.	-6,037	0,000	
ind_br	const.	-14,298	0,000	const.	-14,288	0,000	
ca_ch	const.	-9,591	0,000	const.	-9,617	0,000	
in_ch	const.	-8,713	0,000	const.	-8,716	0,000	
ind_ch	const.	-13,689	0,000	const.	-24,342	0,000	
ca_col	const.	-8,801	0,000	const.	-8,412	0,000	
in_col	const.	-7,286	0,000	const.; tend.***	-7,749	0,000	
ind_col	const.	-13,427	0,000	const.	-21,155	0,000	
ca_mex	const.	-10,416	0,000	const.	-10,416	0,000	
in_mex	const.; tend.*	-10,662	0,000	const.; tend.*	-10,507	0,000	
ind_mex	const.	-17,064	0,000	const.	-16,685	0,000	
Co	const.	-9,599	0,000	const.	-9,884	0,000	
in_w	const.; tend.***	-8,738	0,000	const.; tend.***	-8,789	0,000	

Fonte: Elaborada pela autora, com base no Software Eviews 9.0. (2016).

*1%, ***10%, níveis de significância.

Após verificar a estacionariedade das séries, foi determinado o número apropriado de defasagens no modelo VAR/VEC, para o Brasil, Chile, Colômbia e México, a partir da análise dos critérios de informação, AIC e SBC. Adicionalmente, incluem-se os testes de heterocedasticidade (White) e autocorrelação (LM). A Tabela 12, apresenta os resultados obtidos para o modelo do Brasil. Essa estimação considera a tendência e o nível de 5% de significância. Nesse sentido, o modelo escolhido foi o com 8 defasagens, pois nele a heterocedasticidade está corrigida, o que não ocorre no modelo com 7 defasagens, a 5% de significância. Além disso, AIC e SBC são melhores (minimizados), quando comparados ao modelo de 9 defasagens.

Tabela 12 - Brasil- Critério de informação de Akaike (AIC) e Schwarz (SBC), teste de heterocedasticidade de White e teste de autocorrelação residual Multiplicador de Lagrange (LM)

Ordem	6 defasagens		7 defasagens		8 defasagens		9 defasagens	
	AIC	SBC	AIC	SBC	AIC	SBC	AIC	SBC
	-21,8057	-19,8386	-21,7767	-19,5227	-21,7929	-19,2499	-21,7542	-18,9199
Teste de Heterocedasticidade - White								
	Chi-sq	p-valor	Chi-sq	p-valor	Chi-sq	p-valor	Chi-sq	p-valor
	638,4165	0,0003	676,667	0,016	681,731	0,4741	762,4431	0,4682
Teste de Autocorrelação Residual - LM								
Ordem	Est. LM	p-valor						
1 ^a	29,6349	0,0200	18,5033	0,2953	16,4259	0,4237	20,3664	0,2042
2 ^a	9,1171	0,9085	8,7568	0,9231	31,4251	0,0119	27,5924	0,0353
3 ^a	11,1399	0,8008	18,3600	0,3032	18,3471	0,3040	20,5652	0,1958
4 ^a	23,6464	0,0975	17,2851	0,3674	9,5314	0,8899	9,2689	0,9019
5 ^a	24,7886	0,0736	18,4275	0,2995	15,9600	0,4558	16,6445	0,4090

Fonte: Elaborada pela autora, com base no Software Eviews 9.0. (2016).

Na Tabela 13, encontram-se o resultado sobre o número de defasagens apropriadas para o modelo do Chile. Nessa estimação, a tendência está sendo considerada e os testes estão baseados ao nível de 5% de significância. O modelo indicado seria com 8 defasagens. Porém, nesse caso, o teste de Cointegração de Johansen, revelou a não cointegração. Assim, o melhor modelo é o que apresenta 9 defasagens, pelo qual AIC e SBC são minimizados, e não é constatado heterocedasticidade e autocorrelação. Além disso, com esse número de defasagens existe cointegração, indicado na Tabela 17.

Tabela 13 - Chile- Critério de informação de Akaike (AIC) e Schwarz (SBC), teste de heterocedasticidade de White e teste de autocorrelação residual Multiplicador de Lagrange (LM)

Ordem	7 defasagens		8 defasagens		9 defasagens		10 defasagens	
	AIC	SBC	AIC	SBC	AIC	SBC	AIC	SBC
	-21,4948	-19,2408	-21,4002	-18,8571	-21,3641	-18,5298	-21,3271	-18,1993
Teste de Heterocedasticidade - White								
	Chi-sq	p-valor	Chi-sq	p-valor	Chi-sq	p-valor	Chi-sq	p-valor
	664,8817	0,0337	727,5235	0,1007	779,3016	0,3057	840,6785	0,4869
Teste de Autocorrelação Residual - LM								
Ordem	Est. LM	p-valor	Est. LM	p-valor	Est. LM	p-valor	Est. LM	p-valor
1 ^a	10,40053	0,8449	20,38346	0,2034	12,63453	0,6993	15,33011	0,5006
2 ^a	5,022374	0,9956	20,84455	0,1846	19,95816	0,2221	17,14006	0,3766
3 ^a	17,84570	0,3330	20,14933	0,2136	17,73984	0,3393	19,65906	0,2360

4ª	19,29628	0,2536	21,39756	0,1637	18,05209	0,3209	24,71558	0,0750
5ª	10,40986	0,8444	7,138163	0,9705	15,21875	0,5087	18,99487	0,2689

Fonte: Elaborada pela autora, com base no Software Eviews 9.0. (2016).

A determinação do número apropriado de defasagens no modelo para a Colômbia, esta apresentado na Tabela 14. O modelo com 7 defasagens, demonstrou-se satisfatório. Pois, ao nível de 5% de significância, não se rejeita a hipótese de homocedasticidade nos resíduos e não possui autocorrelação. Além disso, minimiza-se os critérios de informação, AIC e SBC, em relação ao modelo com 8 defasagens. Salienta-se que para esse modelo não foi especificado o termo de tendência, pois, o mesmo demonstrou não ser significativo, quando incluído no modelo.

Tabela 14 - Colômbia- Critério de informação de Akaike (AIC) e Schwarz (SBC), teste de heterocedasticidade de White e teste de autocorrelação residual Multiplicador de Lagrange (LM)

Ordem	5 defasagens		6 defasagens		7 defasagens		8 defasagens	
	AIC	SBC	AIC	SBC	AIC	SBC	AIC	SBC
	-23,1086	-21,4437	-23,0549	-21,1052	-23,0296	-20,7931	-22,9725	-20,447
Teste de Heterocedasticidade – White								
	Chi-sq	p-valor	Chi-sq	p-valor	Chi-sq	p-valor	Chi-sq	p-valor
	564,5221	0,0001	609,7758	0,0039	654,6230	0,0605	710,4042	0,2031
Teste de Autocorrelação Residual – LM								
Ordem	Est. LM	p-valor	Est. LM	p-valor	Est. LM	p-valor	Est. LM	p-valor
1ª	19,9652	0,2218	24,3760	0,0816	19,9801	0,2211	18,5697	0,2916
2ª	17,5441	0,3513	17,7011	0,3417	17,5462	0,3511	12,2950	0,7234
3ª	12,8008	0,6873	10,1289	0,8598	17,3087	0,3659	8,6427	0,9274
4ª	22,0336	0,1421	25,1138	0,0678	24,1582	0,0861	14,6647	0,5493
5ª	15,2738	0,5047	16,3280	0,4303	16,9608	0,3881	17,2118	0,3720

Fonte: Elaborada pela autora, com base no Software Eviews 9.0. (2016).

De acordo com os dados da Tabela 15, nota-se que o melhor modelo para o México, é o que possui o número de defasagens igual a 5. Essa definição teve por base, ao nível de 5% de significância, pelo teste de White que não há heterocedasticidade, tão pouco autocorrelação residual pelo multiplicador de Lagrange (LM). No modelo com 6 defasagens, também se verifica essa configuração. Porém, os critérios de AIC e SBC, indicam a melhor estimação pelo modelo com 5 defasagens, cujos valores são minimizados. Destaca-se ainda, que nesse modelo foi admitido a tendência.

Tabela 15 - México- Critério de informação de Akaike (AIC) e Schwarz (SBC), teste de heterocedasticidade de White e teste de autocorrelação residual Multiplicador de Lagrange (LM)

Ordem	3 defasagens		4 defasagens		5 defasagens		6 defasagens	
	AIC	SBC	AIC	SBC	AIC	SBC	AIC	SBC
	-24,8613	-23,7423	-24,8950	-23,4954	-24,8163	-23,1340	-24,7168	-22,7498
Teste de Heterocedasticidade - White								
	Chi-sq	p-valor	Chi-sq	p-valor	Chi-sq	p-valor	Chi-sq	p-valor
	338,6519	0,0093	406,5478	0,0455	479,3760	0,0948	556,9856	0,1269
Teste de Autocorrelação Residual - LM								
Ordem	Est. LM	p-valor						
1ª	34,1335	0,0052	19,4084	0,2481	12,1440	0,7340	11,9886	0,7448
2ª	26,5330	0,0470	11,7149	0,7634	9,6708	0,8832	15,8718	0,4619
3ª	14,2944	0,5768	12,4051	0,7157	10,7574	0,8242	23,2856	0,1063
4ª	25,5767	0,0603	12,0585	0,7399	11,3550	0,7871	15,2893	0,5036
5ª	11,2310	0,7950	11,4421	0,7814	19,1023	0,2634	14,5335	0,5590

Fonte: Elaborada pela autora, com base no Software Eviews 9.0. (2016).

Depois de definir o número apropriado de defasagens para o modelo de cada país, foi realizado o teste de Cointegração de Johansen. Por meio desse teste, busca-se confirmar a existência de uma relação linear entre as variáveis. Ou seja, quando as variáveis são não estacionárias, mas são cointegradas, isso significa que no longo prazo elas atingem a estabilidade. Caso isso ocorra, é possível que a estimação da equação para cada país seja realizada através do modelo VAR/VEC. O teste de cointegração apresentado nas tabelas a seguir, foi baseado na definição do número de defasagens e a suposição de tendência determinística, pelo AIC, SBC, White e LM.

Na Tabela 16, a função estimada para o Brasil, apresenta duas equações de cointegração. Pelo teste de Johansen, tanto pela estatística traço, quanto pela estatística de máximo-autovalor, ao nível de 5% de significância, tem-se cointegração entre as variáveis do modelo com oito defasagens.

Tabela 16 -Teste de Cointegração de Johansen para inflação do Brasil, com oito defasagens, intercepto e tendência determinística dos dados

Nº de Equações Cointegradas	Estatística Traço			Estatística de Máximo-Autovalor		
	Valor Crítico	Prob.	Prob.	Valor Crítico	Prob.	Prob.
Nenhum	98,3656	63,8761	0,0000*	41,5210	32,1183	0,0027*
No máximo 1	56,8446	42,9153	0,0012*	33,3592	25,8232	0,0042*
No máximo 2	23,4853	25,8721	0,0963	18,9003	19,3870	0,0587
No máximo 3	4,5850	12,5180	0,6566	4,5850	12,5180	0,6566

Fonte: Elaborada pela autora, com base no Software Eviews 9.0. (2016).

* Denota rejeição da hipótese ao nível 5%.

De acordo com o teste de Johansen, para a função estimada do Chile, a estatística traço e a estatística de máximo-autovalor, indicam que existe uma equação de cointegração entre as variáveis. Esse resultado pode ser visto na Tabela 17, a qual considera nove defasagens, intercepto, com tendência determinística e o nível de 5% de significância.

Tabela 17 - Teste de Cointegração de Johansen para inflação do Chile, com seis defasagens, intercepto e sem tendência determinística dos dados

Nº de Equações Cointegradas	Estatística Traço	Valor Crítico	Prob.	Estatística de Máximo-Autovalor	Valor Crítico	Prob.
Nenhum	68,7493	63,8761	0,0184*	36,9816	32,1183	0,0117*
No máximo 1	31,7677	42,9152	0,4011	19,7189	25,8232	0,2596
No máximo 2	12,0488	25,8721	0,8087	7,24466	19,3870	0,8834
No máximo 3	4,80415	12,5179	0,6247	4,80415	12,5179	0,6247

Fonte: Elaborada pela autora, com base no Software Eviews 9.0. (2016).

* Denota rejeição da hipótese ao nível 5%.

Na Tabela 18, encontra-se o teste de Johansen elaborado para a estimação do caso da Colômbia. Ao considerar a estimação com sete defasagens, intercepto e sem tendência, a estatística traço indicou duas equações de cointegração, ao nível de 5% de significância. Ao passo que, pela estatística de máximo- autovalor, indicou uma equação de cointegração.

Tabela 18 - Teste de Cointegração de Johansen para inflação da Colômbia, com sete defasagens, intercepto e sem tendência determinística dos dados

Nº de Equações Cointegradas	Estatística Traço	Valor Crítico	Prob.	Estatística de Máximo-Autovalor	Valor Crítico	Prob.
Nenhum	90,8116	47,8561	0,0000*	57,9764	27,5843	0,0000*
No máximo 1	32,8352	29,7971	0,0217*	19,6341	21,1316	0,0799
No máximo 2	13,2011	15,4947	0,1076	7,7802	14,2646	0,4015
No máximo 3	5,4209	3,8415	0,0199*	5,4209	3,8415	0,0199*

Fonte: Elaborada pela autora, com base no Software Eviews 9.0. (2016).

* Denota rejeição da hipótese ao nível 5%.

A função estimada para o México teve cinco defasagens, intercepto e tendência determinística dos dados. Por essa estimação, realizou-se o teste de cointegração de Johansen e o resultado está apresentado na Tabela 19. Verifica-se que a estatística

traço, ao nível de 5% de significância, indicou que não há cointegração. Porém, a estatística de máximo-autovalor indicou que existe, pelo menos, uma equação de cointegração, ao nível de 5%.

Tabela 19 - Teste de Cointegração de Johansen para inflação do México, com cinco defasagens, intercepto e tendência determinística dos dados

Nº de Equações Cointegradas	Estatística Traço	Valor Crítico	Prob.	Estatística de Máximo-Autovalor	Valor Crítico	Prob.
Nenhum	58,2731	63,8761	0,1353	32,8324	32,1183	0,0408*
No máximo 1	25,4407	42,9153	0,7672	13,5394	25,8232	0,7610
No máximo 2	11,9013	25,8721	0,8188	10,3801	19,3870	0,5783
No máximo 3	1,5212	12,5180	0,9903	1,5212	12,5180	0,9903

Fonte: Elaborada pela autora, com base no Software Eviews 9.0. (2016).

* Denota rejeição da hipótese ao nível 5%.

Para finalizar a subseção (4.2.1), apresenta-se, na Tabela 20, o último teste feito nas estimações. O teste de causalidade de Granger, foi realizado com base nas variáveis endógenas do modelo VAR/VEC de cada país, respeitando as definições do número de defasagens indicada pelos testes anteriores.

Tabela 20 - Teste de causalidade de Granger para as variáveis endógenas do modelo VAR/VEC

Hipótese nula	Brasil		Chile		Colômbia		México	
	Est. F	Prob.	Est. F	Prob.	Est. F	Prob.	Est. F	Prob.
Δ IND não causa, no sentido de Granger, Δ IN	0,3481	0,9456	1,8967	0,0557	1,2641	0,2710	1,2286	0,2976
Δ IN não causa, no sentido de Granger, Δ IND	0,8047	0,5993	0,9341	0,4971	1,6381	0,1278	2,4267	0,0372
Δ CA não causa, no sentido de Granger, Δ IN	4,6465	0,0000	1,6123	0,1155	2,0347	0,0535	0,1723	0,9726
Δ IN não causa, no sentido de Granger, Δ CA	0,4908	0,8616	1,2294	0,2803	0,7720	0,6116	1,0530	0,3883
Δ CO não causa, no sentido de Granger, Δ IN	1,2181	0,2913	3,4475	0,0006	0,6666	0,7001	0,8384	0,5241
Δ IN não causa, no sentido de Granger, Δ CO	1,5604	0,1403	2,7964	0,0045	3,6574	0,0011	1,4745	0,2004

Fonte: Elaborada pela autora, com base no Software Eviews 9.0. (2016).

De acordo com o teste de causalidade de Granger, ao nível de 5% de significância, evidencia-se que a inflação (Δ IN) causa, no sentido de Granger a produção industrial (Δ IND) no México, caracterizando uma causalidade unidirecional. Já ao considerar o nível de 10%, nota-se que para o Chile a produção industrial (Δ IND)

causa, no sentido de Granger a inflação (ΔIN). Outra relação unidirecional observada, é que para Brasil, ao nível de 5%, a taxa de câmbio (ΔCA) causa, no sentido de Granger, a inflação (ΔIN). Essa mesma relação também ocorre com a Colômbia, porém ao nível de 10%. Já para o México, há uma probabilidade de 97%, da taxa de câmbio (ΔCA) não causar, no sentido de Granger, a inflação (ΔIN). No Chile, essa probabilidade é de 11%.

Para a Colômbia, o teste de causalidade também revelou-se unidirecional, em que a inflação (ΔIN) causa, no sentido de Granger, os preços das commodities (ΔCO). Para o Chile, essa relação foi bidirecional, sem poder definir a causalidade, no sentido de Granger. As demais relações foram apresentadas como um caso de causalidade independente, não sendo relacionadas causalmente no sentido de Granger.

4.2.2 Estimação do Grau de Repasse Cambial para a inflação

De acordo com o que foi apresentado na subseção anterior (4.2.1), definiu-se em cada modelo, que as variáveis de inflação ($in_$), taxa de câmbio ($ca_$), produção industrial ($ind_$) e preço das commodities ($co_$), seriam endógenas e, a inflação mundial (in_w), exógena. Para a estimação do Brasil e Chile, o número de defasagens escolhido foi 8 defasagens e 9 defasagens, respectivamente e, ambos com tendência. Para Colômbia 7 defasagens e sem tendência. Já para o México definiu-se 5 defasagens e com tendência. Pelo fato do resultado do teste de cointegração de Granger, ter revelado as séries cointegradas, pode-se realizar a estimação para cada país pelo modelo VAR/VEC. Assim, possibilitou a construção da função de impulso-resposta (relação de curto prazo) e a equação de longo prazo. O Gráfico 3 e a Tabela 21 resumem essas informações obtidas.

Os resultados da função impulso-resposta para o modelo VAR/VEC do Brasil, Chile, Colômbia e México, são apresentados no Gráfico 3. Com o objetivo de captar os efeitos de curto prazo, observando quanto tempo o choque leva para se dissipar, simulou-se a resposta da inflação ao impulso generalizado de um desvio padrão nas variáveis endógenas, conforme o modelo de cada país selecionado da América Latina, no período de 18 meses.

Para a função impulso-resposta no Brasil, percebe-se que basicamente são os choques na própria variável de inflação e taxa de câmbio que impulsionam o aumento da inflação, no curto prazo. O repasse do câmbio para a inflação permanece crescente

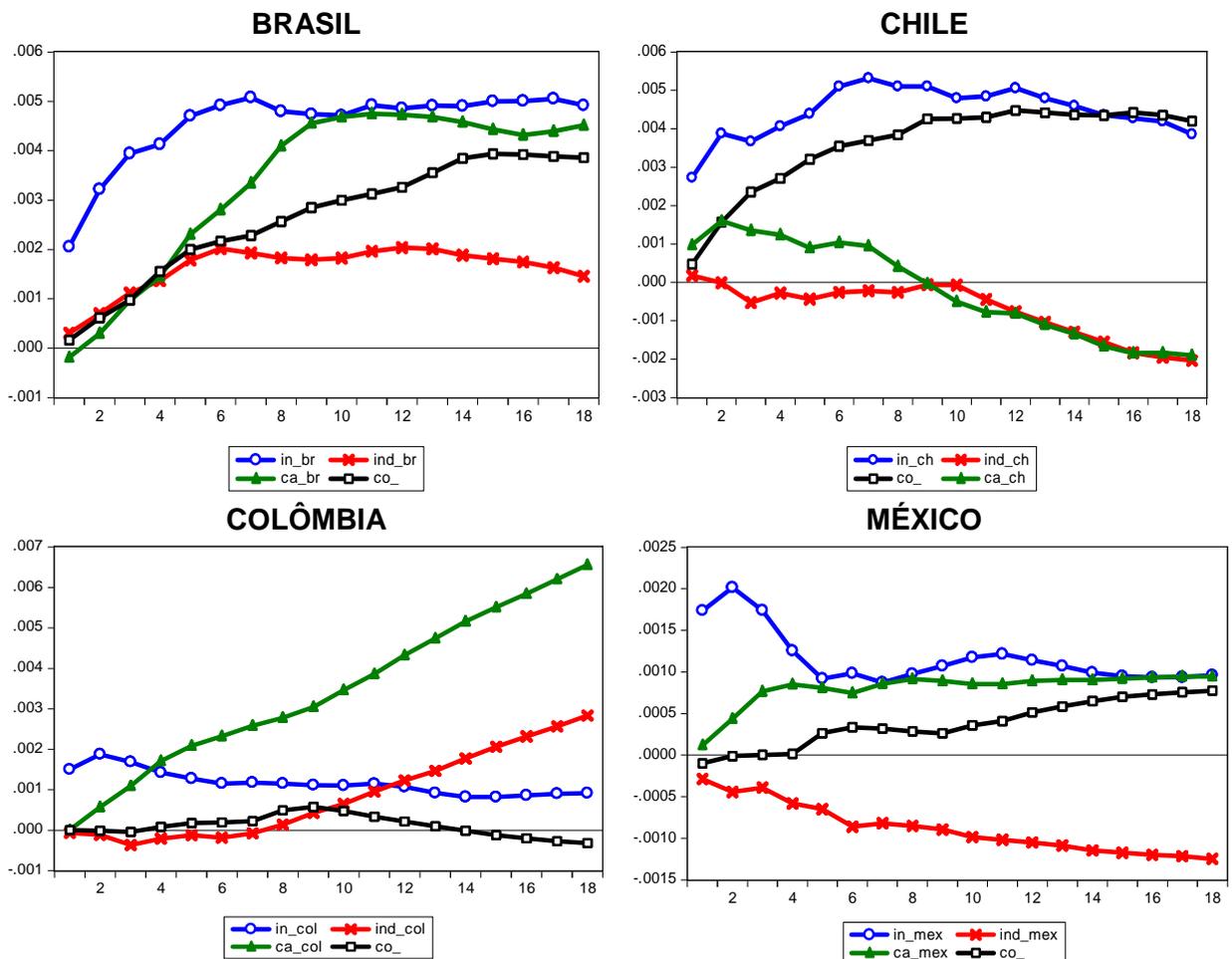
aproximadamente até nove meses, depois tende a ser mais estável. A taxa de câmbio muda de forma permanente, após atingir o nível de aproximadamente 5% de repasse. Até o quinto mês, nota-se que a resposta da inflação ao impulso nas variáveis de produção industrial, preço das commodities e taxa de câmbio, possui comportamento semelhante, ou seja, essas variáveis afetam no aumento da inflação apenas nos primeiros meses após o choque. A produção industrial parece ser a variável que menos contribui para o aumento da inflação no Brasil.

A resposta da inflação do Chile, ao choque dado nas outras variáveis demonstrou que variáveis inflação e preço das commodities são as que mais a impulsionam. Ou seja, a inflação cresce de acordo com choque na própria variável de inflação e o preço da commodities, principalmente entre os nove primeiros meses. O choque dado na taxa de câmbio faz a inflação aumentar apenas nos dois meses iniciais, já nos meses seguintes, a inflação desacelera ao impulso dado na taxa de câmbio. A resposta da inflação chilena ao choque dado na produção industrial é negativa e, desse modo, tem o efeito de reduzir a inflação especialmente a partir do décimo mês.

Na Colômbia, verifica-se que um impulso na taxa de câmbio gera aumento na inflação, entre os dezoito meses analisados. A taxa de câmbio colombiana muda de forma permanente, após atingir o nível de aproximadamente 7% de repasse. A resposta da inflação ao choque na produção industrial, passa a ser de aumento somente a partir do oitavo mês. Os impulsos dados no preço das commodities e na própria variável da inflação, parecem não contribuir muito com as variações da inflação colombiana, ao permanecerem, relativamente estáveis.

Por fim, a última análise de curto prazo é do México. Nesse país, nota-se que o choque na taxa de câmbio contribui com aumento da inflação até o quarto mês, depois entra num ciclo estável. A taxa de câmbio no México, muda de forma permanente, após atingir o nível de aproximadamente 1% de repasse. O preço das commodities refletem aumento na inflação passados, aproximadamente, seis meses. Um choque na variável de inflação sinaliza uma queda da inflação, nos primeiros meses. Já a resposta da inflação ao impulso na produção industrial é de redução, desde o primeiro mês, atingindo níveis negativos.

Gráfico 3 - Efeito impulso-resposta sobre a inflação dos países selecionados da América Latina a partir do modelo VAR/VEC



Fonte: Elaborado pela autora, com base no Software Eviews 9.0. (2016).

Nota: in_br, in_ch, in_col e in_mex é a inflação do Brasil, Chile, Colômbia e México; ind_br, ind_ch, ind_col e ind_mex é o índice de produção industrial do Brasil, Chile, Colômbia e México; ca_br, ca_ch, ca_col e ca_mex é a taxa de câmbio do Brasil, Chile, Colômbia e México; co_ é o preço das commodities.

A relação de longo prazo, resultado da estimação para o Brasil, Colômbia e México, está apresentado na Tabela 21. Destaca-se, que ao considerar a estatística t (Student), ao nível de 5% de significância, alguns parâmetros estimados não foram significativos a longo prazo, mas optou-se por mantê-los no modelo, para verificar o comportamento de curto prazo.

No Brasil, a equação de longo prazo revelou a taxa de câmbio não significativa. Sugerindo assim, que no longo prazo, as mudanças cambiais já devem ter sido dissipadas e a inflação do país já não sofre mais influência. A produção industrial do Brasil, tem como comportamento, colaborar para a redução da inflação, pois, a cada 1% de aumento da produção industrial há uma redução de 7,2776% da inflação

brasileira. Já o preço das commodities, contribuem ao aumento da inflação, de modo que a cada 1% do aumento do preço das commodities, reflete no aumento de 1,0243% da inflação. Além disso, para o Brasil, a inflação tem o fator tendencial que corrobora às mudanças.

Tabela 21 - Equação de longo prazo do modelo VAR/VEC para a inflação dos países selecionados da América Latina

BRASIL				CHILE			
In_br	Coef.	Desv.pad.	Est.T	In_ch	Coef.	Desv.pad.	Est.T
C	33,8083	-	-	C	5,2140	-	-
ind_br	-7,2776	1,4999	4,8522	ind_ch	-0,3857	0,0064	-6,0120
ca_br	-0,3657	0,2296	1,5924	ca_ch	0,0983	0,0567	-1,7318
co_	1,0243	0,3467	-2,9544	co_	0,1079	0,0298	-3,6165
tend	0,0140	0,0062	-2,2600	tend	0,0003	0,0006	-4,9877
COLÔMBIA				MÉXICO			
In_col	Coef.	Desv.pad.	Est.T	In_mex	Coef.	Desv.pad.	Est.T
C	-3,3551	-	-	C	5,3846	-	-
ind_col	1,1027	0,1315	-8,3864	ind_mex	-0,2376	0,0760	3,1260
ca_col	0,4169	0,0467	-8,9195	ca_mex	0,1270	0,0430	-2,9539
co_	-0,0220	0,0395	0,5579	co_	0,0644	0,0111	-5,8028
tend	-	-	-	tend	0,0022	0,0005	-4,4396

Fonte: Elaborada pela autora, com base no Software Eviews 9.0. (2016).

Nota: C é o termo de intercepto (constante); in_br, in_ch, in_col e in_mex é a inflação do Brasil, Chile, Colômbia e México; ind_br, ind_ch, ind_col e ind_mex é o índice de produção industrial do Brasil, Chile, Colômbia e México; ca_br, ca_ch, ca_col e ca_mex é a taxa de câmbio do Brasil, Chile, Colômbia e México; co_ é o preço das commodities; tend é a tendência.

A equação de longo prazo do Chile revelou comportamento parecido ao que houve no Brasil, pois a taxa de câmbio não é significativa, sugerindo que no longo prazo, as mudanças cambiais desaparecem. Além disso, a produção industrial do Chile, também tem o efeito de colaborar para a redução da inflação. Ou seja, a cada 1% de aumento da produção industrial há uma redução de 0,3857% da inflação chilena. O aumento de 1% do preço das commodities no Chile, contribui ao aumento de 0,1079% da inflação. Considera-se ainda o fator tendencial às mudanças na inflação chilena.

Para a Colômbia, tanto a produção industrial, quanto a taxa de câmbio, contribuem positivamente na inflação do país. No longo prazo, tem-se que a cada 1% de aumento da produção industrial, a inflação aumenta 1,1027%. Enquanto que, a cada 1% de aumento da taxa de câmbio, gera aumento de 0,4169% na inflação da

Colômbia. O preço das commodities, não mostrou-se significativo, no longo prazo, para a inflação colombiana.

Na equação de longo prazo do México, todas as variáveis mostraram-se significativas. Aumento de 1% da produção industrial reflete em diminuição de 0,2376% da inflação. Para cada 1% de aumento do câmbio há um aumento de 0,1270% na inflação do México. Aumento de 1% do preço das commodities, faz com que aumente a inflação mexicana em 0,0644%. Destaca-se ainda, que o fator tendencial também colabora ao aumento da inflação no México.

De acordo com as funções de impulso-resposta simulada para cada país, a análise dos resultados sugere que para o Brasil e Colômbia, a taxa de câmbio está pressionando a inflação. Assim, observa-se que o *pass-through* é maior. Já para o Chile e o México, configura-se um movimento de endogenia, onde as variações da taxa de câmbio não sobressai como responsável às variações da inflação, ao contrário do observado no Brasil e Colômbia. Destaca-se ainda, que para o Chile, a forte relação do impacto do preço das commodities na inflação, indique para uma inflação de demanda. A construção da relação de curto prazo obteve o resultado esperado quando foi comparado as taxas de câmbio com a inflação, no sentido que o maior *pass-through* foi identificado no Brasil e Colômbia, e menor no Chile e México.

Os resultados das equações de longo prazo mostram que no Brasil, Chile e México, aumentos na produção industrial tem o efeito de reduzir a inflação do país. Provavelmente isso ocorra devido ao efeito escala gerado na produção desses países. Outro resultado que destaca-se no longo prazo é a taxa de câmbio não ser significativa para o Brasil e Chile, sugerindo que as mudanças na taxa de câmbio não tem efeito sobre a inflação no longo prazo. Já as variações no preço das commodities demonstraram contribuir ao aumento da inflação, para o Brasil, Chile e México.

Em conformidade com o exposto na revisão empírica, verifica-se que os resultados conduzem as conclusões obtidas na literatura. Pois, em linhas gerais, constata-se como Triches e Santarossa (2013) que em países da América Latina, mudanças da taxa de câmbio têm efeito sobre o nível de preços. No México, assim como em Espada (2013), as transferências de choques cambiais sobre a inflação é baixa. Resultados como o grau de *pass-through* incompleto (assimetria) é maior repasse para países com setores produtores de bens de menor conteúdo tecnológico; encontrados, por exemplo, em Almendra (2015), Couto e Fraga (2014) e Pimentel (2013), para o Brasil, se confirmam nesse trabalho e, também se aplicam ao Chile, Colômbia e México.

5 CONCLUSÕES

As mudanças de regime cambial por vários países, a partir da década de 1990, marcaram o cenário econômico internacional e, somado a isso houve a implantação do Regime de Metas de Inflação. Em decorrência, um dos instrumentos utilizados para alcançar a meta de inflação estabelecida foi a taxa de câmbio. Conseqüentemente, surgiram questionamentos acadêmicos acerca do *pass-through*, ou seja, o impacto que as variações cambiais geram sobre os preços, medido pela inflação do país.

Sucintamente, os resultados baseados no modelo econométrico VAR/VEC apontaram para direções semelhantes a outros estudos, reafirmando que mudanças da taxa de câmbio têm efeito sobre o nível de preços. Além do grau de *pass-through* ser incompleto (assimetria) e o maior repasse seja para países com setores produtores de bens de menor conteúdo tecnológico. A construção da relação de curto prazo obteve o resultado esperado, em que identificou-se maior *pass-through* no Brasil e Colômbia, e menor no Chile e México.

No Brasil, a estabilidade macroeconômica durante a maior parte dos anos amorteceu o repasse cambial, dado que o real permaneceu apreciado durante alguns anos. Pela função impulso-resposta, um choque na taxa de câmbio sobre a inflação indicou que este levaria aproximadamente nove meses para começar a estabilizar. Ou seja, para o Brasil o câmbio pressiona a inflação no curto prazo. Pela equação de longo prazo, o repasse do câmbio não é significativo. A produção industrial e os preços das commodities afetam no aumento da inflação apenas nos primeiros meses após o choque. A produção industrial parece ser a variável que menos contribui e, no longo prazo a cada 1% de aumento da produção industrial há uma redução de 7,28% da inflação brasileira, possivelmente decorrente do efeito escala.

Em relação ao Chile, o tempo de ajuste e repasse do câmbio a inflação foi consideravelmente curto. O choque dado na taxa de câmbio faz a inflação aumentar apenas nos dois meses iniciais, já nos meses seguintes, a inflação desacelera. E, no longo prazo essa relação não é significativa. A inflação chilena cresce de acordo com choque na própria variável de inflação e o preço da commodities, principalmente entre os nove primeiros meses. A resposta da inflação chilena ao choque dado na produção industrial é negativa e, desse modo, tem o efeito de reduzir a inflação especialmente a partir do décimo mês. No longo prazo, configura-se a cada 1% de aumento da produção industrial há uma redução de 0,38% da inflação, conseqüentemente devido ao efeito

escala. Já o aumento de 1% do preço das commodities no Chile, contribui ao aumento de 0,11% da inflação, o que caracteriza uma possível inflação de demanda.

Para a Colômbia os resultados da função impulso-resposta apontaram que um choque na taxa de câmbio gera aumento contínuo na inflação, entre os dezoito meses analisados, caracterizando o quanto o câmbio pressiona a inflação do país. A produção industrial gera aumento na inflação a partir do oitavo mês e os preço das commodities parecem não contribuir muito com as variações da inflação colombiana e no longo prazo demonstrou-se não significativo. Enquanto que 1% de aumento na produção industrial e na taxa de câmbio, há um aumento na inflação de 1,1027% e 0,4169%, respectivamente.

Os resultados de curto prazo para o México indicam que após o choque a taxa de câmbio contribui com aumento da inflação até o quarto mês, depois entra num ciclo estável. No longo prazo, a 1% de aumento do câmbio há um aumento de 0,1270% na inflação. No curto prazo, os preço das commodities refletem aumento na inflação somente depois de passar cerca de seis meses e, no longo prazo 1% do preço das commodities, faz com que aumente a inflação mexicana em 0,0644%. Aumentos na produção industrial também representam reduções na inflação, tanto pelo impulso-resposta (desde o primeiro mês), tanto pela equação de longo prazo (retração de 0,2376% na inflação a cada 1% de aumento da produção industrial).

Sobre os resultados obtidos pelas as funções de impulso-resposta destaca-se que para o Brasil e Colômbia, a taxa de câmbio pressiona os aumentos da inflação e o *pass-through* é maior. No Chile e o México, as variações do câmbio não predominam as variações da inflação (movimento de endogenia). De forma mais específica, nota-se que: a) o impacto do repasse cambial para inflação (preços) é incompleto (assimétrico), para cada país; b) no curto prazo, a Colômbia apresenta maior sensibilidade às mudanças cambiais, seguida de Brasil, Chile e México, nessa ordem; c) apenas pelo modelo aplicado não pode-se afirmar que as políticas monetárias relacionadas a taxa de câmbio e a inflação, foram eficazes, no que diz respeito ao controle da volatilidade cambial e no cumprimento das metas de inflação. Mas, de modo geral, admite-se nos períodos que o câmbio estava apreciado a inflação manteve-se menor, tendendo a meta.

As autoridades monetárias tendem a intervir no mercado monetário, sobretudo em cenários de crise e incertezas quanto à evolução da economia. Essa intervenção é dada por meio de medidas que visam proteger a nação como um todo dos efeitos

negativos que podem ser transmitidas pela desestabilização do comércio internacional, ocasionado por desequilíbrios na economia de países desenvolvidos.

Por vezes, a taxa de câmbio reflete os efeitos movidos por grandes economias no contexto mundial como a dos Estados Unidos e União Europeia. Assim, a taxa de câmbio dos demais países reage, como resposta de uma valorização ou desvalorização da sua moeda em relação ao dólar americano. Dessa forma, é relevante conhecer o efeito *pass-through* no contexto da economia dos países, possibilitando as autoridades dos países gerirem seus mecanismos de política monetária de forma eficiente. Considerando ainda, que em países de ambiente inflacionário, os agentes têm maior facilidade para repassar custos e aumentar os preços, repassando também os aumentos na taxa de câmbio, o que intensifica o *pass-through*.

Para trabalhos futuros que envolvam o tema de repasse cambial para a inflação, sugere-se a complementação do exercício aqui exposto através da utilização de dados mais desagregados dos índices de inflação e tentar captar o repasse cambial conforme a valorização ou desvalorização da taxa de câmbio. Esses fatores melhorariam a estimativa dos coeficientes. Além disso, deveria-se apurar a composição das importações e exportações de cada país, pois acredita-se que a pauta intensificada em commodities ou produtos de baixa intensidade tecnológica, sejam mais sensíveis às variações da taxa de câmbio.

REFERÊNCIAS

- ALBUQUERQUE, Christiane R.; PORTUGAL, Marcelo S. *Pass-through* from exchange rate to prices in Brazil: an analysis using time-varying parameters for the 1980-2002 period. **Revista de Economía**, [S.l.], v. 12, n. 1, p. 17-73, mayo 2005. Disponível em: <<http://www.bvrie.gub.uy/local/File/REVECO/2005/Albuquerque-Portugal.pdf>>. Acesso em: 15 fev. 2016.
- ALMENDRA, Panmela Nunes Veloso. **Pass-through da taxa de câmbio para a inflação no Brasil**: um estudo econométrico utilizando o Filtro de Kalman. 2015. 59 f. Dissertação (Mestrado em Economia) -- Programa de Pós-Graduação em Economia, Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS), Porto Alegre, 2015. Disponível em: <<http://www.lume.ufrgs.br/handle/10183/132901>>. Acesso em: 10 jul. 2016.
- ÁLVAREZ, Espinoza; JARAMILLO, Patricio; SELAIVE, Jorge. **Exchange rate pass-through into import prices**: the Case of Chile. Chile: Banco Central de Chile, abr. 2008. (Documento de Trabajo, n. 465. Working Paper, n. 465). Disponível em: <<https://core.ac.uk/download/files/153/6642354.pdf>>. Acesso em: 15 abr. 2016.
- ARON, Janine; MACDONALD, Ronald; MUELLBAUER, John. Exchange rate *pass-through* in developing and emerging markets: A survey of conceptual, methodological and policy issues, and selected empirical findings. **Journal of Development Studies**, v. 50, n. 1, p. 101-143, 2014.
- ARSLANER, Ferhat et al. **The Relationship between Inflation Targeting and Exchange Rate Pass-through in Turkey with a Model Averaging Approach**. Central Bank of the Republic of Turkey, Working Paper, v. 14, p. 16, 2014.
- BANCO CENTRAL DE CHILE (BCC) (2016). **Estadísticas**. Disponível em: <<http://www.bcentral.cl/es/faces/estadisticas>> Acesso em: 21 out. 2016.
- BANCO CENTRAL DEL ESTADO MEXICANO (Banxico) (2016). **Billetes y monedas**. Disponível em: <<http://www.banxico.org.mx/billetes-y-monedas/>> Acesso em: 21 out. 2016.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB) (2010) **Relatório de Gestão das Reservas Internacionais Brasília** v. 2 jun. 2010 p. 1-34. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/pom/gepom/relgestri/2010/08/relgestresint062010.pdf>> Acesso em: 18 nov. 2016.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB) (2016). **Séries temporais**. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/?serietemp>> Acesso em: 21 out. 2016.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB). **Relatório de Inflação**. Brasília, DF, mar. 2015. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2015/03/ri201503b_8p.pdf>. Acesso em: 10 jul. 2016.
- BANCO DE LA REPUBLICA COLÔMBIA (BRC) (2016). **Estadísticas**. Disponível em: <<http://www.banrep.gov.co/es/-estadisticas>> Acesso em: 21 out. 2016.

BELAISCH, Ms Agnes. **Exchange rate *pass-through* in Brazil**. International Monetary Fund, 2003.

BETTS, Caroline; DEVEREUX, Michael B. Exchange rate dynamics in a model of pricing-to-market. **Journal of international Economics**, v. 50, n. 1, p. 215-244, 2000.

BIONDI, Roberta Loboda; JUNIOR, Rudinei Rudinei Toneto. **O desempenho dos países que adotaram o Regime de Metas Inflacionárias: Uma Análise Comparativa**. Cadernos PROLAM/USP, v. 4, n. 7, p. 07-31, 2005.

BROZ, J. Lawrence; FRIEDEN, Jeffrey; WEYMOUTH, Stephen. **Exchange rate policy attitudes: Direct evidence from survey data**. IMF Economic Review, v. 55, n. 3, p. 417-444, 2008.

BUSSIÈRE, Matthieu. **Exchange Rate Pass-through to Trade Prices: The Role of Nonlinearities and Asymmetries**. European Central Bank (ECB), Working Paper Series, nº 822, outubro de 2007.

BUSSIÈRE, Matthieu; DELLE CHIAIE, Simona; PELTONEN, Tuomas A. Exchange rate *pass-through* in the global economy: the role of emerging market economies. IMF **Economic Review**, v. 62, n. 1, p. 146-178, 2014.

CAMPA, Jose Manuel; GOLDBERG, Linda S. Exchange rate *pass-through* into import prices. **Review of Economics and Statistics**, v. 87, n. 4, p. 679-690, 2005. Acesso em: abril de 2016. Disponível em: <<http://www.mitpressjournals.org/doi/pdf/10.1162/003465305775098189>>

CAMPA, José Manuel; GOLDBERG, Linda S. **Exchange Rate *Pass-through* into Import Prices: A Macro or Micro Phenomenon?** National Bureau of Economic Research (NBER), Working Paper, nº8934, 2002. Acesso em: abril de 2016. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w8934>>

CANUTO, Otaviano; HOLLAND, Márcio. **Flutuações cambiais, estratégias de políticas monetárias e metas de inflação**. Ensaio FEE, Porto Alegre, v. 23, n. 1, p. 5-28, 2002. Acesso em: Junho de 2016. Disponível em: <<http://revistas.fee.tche.br/index.php/ensaios/article/viewFile/2026/2407>>

CA'ZORZI, Michele; HAHN, Elke; SÁNCHEZ, Marcelo. **Exchange Rate *Pass-through* in Emerging Markets**. European Central Bank (ECB), Working Paper Series, nº 739, março de 2007.

CEPAL (2016). Comissão Econômica para a América Latina e o Caribe. **Publicações: Panorama da Inserção Internacional da América Latina e Caribe 2015. A crise do comércio regional: diagnóstico e perspectivas**. Documento informativo. Disponível em: <<http://www.cepal.org/pt-br/publicacoes/tipo/panorama-insercao-internacional-america-latina-caribe>> Acesso em: 25 nov. 2016.

CHEN, Natalie; JUVENAL, Luciana. Quality, trade, and exchange rate *pass-through*. **Journal of International Economics**, v. 100, p. 61-80, 2016.

CIEPLINSKI, André Gaspar. **Teoremas de Paridade de Juros e Taxas de Juros Exógenas: Uma Avaliação Teórica e Empírica**. Dissertação (Mestrado em Economia) –

Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ), Rio de Janeiro, 2014. Acesso em: junho de 2016. Disponível em: <http://www.ie.ufrj.br/images/pos-graduacao/andre_gaspar_cieplinski.pdf>

COLBANO, Fabiano Silvio. **Preços internacionais e taxa de câmbio: o caso brasileiro**. Dissertação (Mestrado em Economia) – Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo (USP), São Paulo, 2006. Acesso em: março de 2016. Disponível em: <<http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/12/12138/tde-26052006-160334/pt-br.php>>

CORREA, André Luiz. Taxa de câmbio e preços de exportação no Brasil: avaliação empírica dos coeficientes de *pass-through* setoriais. **Economia e Sociedade**, p. 61-91, 2012.

CORREA, Arnildo da Silva; MINELLA, André. Nonlinear mechanisms of the exchange rate *pass-through*: A Phillips curve model with threshold for Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 64, n. 3, p. 231-243, 2010.

COUTO, Sílvia Verônica Vilarinho; FRAGA, Gilberto Joaquim. O Pass-Through da Taxa de Câmbio para Índices de Preços: Análise Empírica para o Brasil. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 18, n. 3, p. 333-356, 2014.

DEVEREUX, Michael B.; TOMLIN, Ben; DONG, Wei. **Exchange rate *pass-through*, currency of invoicing and market share**. National Bureau of Economic Research (NBER), Working Paper, nº 21413, 2015. Acesso em: Junho de 2016. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w21413>>

DEVEREUX, Michael B.; YETMAN, James. Globalisation, *pass-through* and the optimal policy response to exchange rates. **Journal of International Money and Finance**, v. 49, p. 104-128, 2014.

DORNBUSCH, Rudiger. **Exchange Rates and Prices**. National Bureau of Economic Research (NBER), Working Paper, nº 1769, 1985. Acesso em: abril de 2016. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w1769.pdf>>

DORNBUSCH, Rudiger. **The Theory of Flexible Exchange Rate Regimes and Macroeconomic Policy**. Working paper department of economics, n.165, Massachusetts Institute of Technology, 1975. Acesso em: Junho de 2016. Disponível em: <<https://dspace.mit.edu/bitstream/handle/1721.1/64314/theoryofflexible00dorn.pdf?sequence=1>>

EDWARDS, Sebastian. **The relationship between exchange rates and inflation targeting revisited**. National Bureau of Economic Research, National Bureau of Economic Research (NBER), Working Paper, nº 12163, 2006. Acesso em: abril de 2016. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w12163>>

ENDERS, Walter. **Applied Econometric Time Series**. University of Alabama: Wiley, 4 ed. p. 498, 2010.

ENGLE, Robert F.; GRANGER, Clive W.J. **Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing**. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, p. 251-276, 1987.

ESPADA, Josué Fernando Cortés. **Una Estimación del Traspaso de las Variaciones en el Tipo de Cambio a los Precios en México**. Banco de México. Dirección General de Investigación Económica, nº 2013-02, 2013.

FEENSTRA, Robert C.; KENDALL, Jon D. *Pass-through of exchange rates and purchasing power parity*. **Journal of International Economics**, v. 43, n. 1, p. 237-261, 1997.

FEINBERG, Robert M. The interaction of foreign exchange and market power effects on German domestic prices. **The Journal of Industrial Economics**, p. 61-70, 1986.

FIGUEIREDO, Francisco Marcos Rodrigues; GOUVEA, Solange. Repasse cambial para a Inflação: o papel da rigidez de preços. In: BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB). **Dez Anos de Metas para a Inflação - 1999-2009**. Brasília, DF, 2011. p. 128-168. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/Pec/Metas/10_anos_metas_inflacao_completo.pdf>. Acesso em: 26 mar. 2016.

FISHER, Eric. A model of exchange rate *pass-through*. **Journal of International Economics**, [S.l.], v. 26, n. 1, p. 119-137, Feb. 1989. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/002219968990041X>>. Acesso em: 10 fev. 2016.

FRANKEL, Jeffrey A. **No single currency regime is right for all countries or at all times**. No. w7338. National Bureau of Economic Research, 1999. Acesso em: Junho de 2016. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w7338.pdf>>

FRANKEL, Jeffrey A; PARSLEY, David C.; WEI, Shang-Jin. **Slow Pass-through Around the World: A New Import for Developing Countries?** National Bureau of Economic Research (NBER), Working Paper, nº11199, 2005. Acesso em: junho de 2016. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w11199.pdf>>

FRIEDEN, Jeffry; LEBLANG, David; VALEV, Neven. **The political economy of exchange rate regimes in transition economies**. The Review of International Organizations, v. 5, n. 1, p. 1-25, 2010.

GAGNON, J. E.; IHRIG, J. "Monetary Policy and Exchange Rate *Pass-through*". **International Journal of Finance and Economics**, 9(4): 315-338, 2004.

GARCIA, Carlos; RESTREPO, Jorge. **Price inflation and exchange rate pass-through in Chile**. Central Bank of Chile working paper, v. 128, 2001.

GHOSH, Amit. Exchange rate pass through, macro fundamentals and regime choice in Latin America. **Journal of Macroeconomics**, v. 35, p. 163-171, 2013.

GOLDBERG, Pinelopi Koujianou; KNETTER, Michael M. Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned? **Journal of Economic Literature**, 1997, 35, 1243-72.

GOLDFAJN, Ilan; VALDES, Rodrigo O. **The aftermath of appreciations**. National bureau of economic research, nº 650, 1996. Acesso em: julho de 2016. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w5650.pdf>>

GOLDFAJN, Ilan; WERLANG, Sergio R. da Costa. **The *Pass-through* from Depreciation to Inflation: A Panel Study**. Banco Central do Brasil (BCB), Working Paper No. 5, 2000. Acesso em: abril de 2016. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps05.pdf>>

GOMES, Emílio Flávio Guerra. **Regimes cambiais, controles de capitais e autonomia de política monetária**. Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento Econômico) - Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2009.

GRANGER, C. w. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica**, p. 424-438, jul. 1969.

GRANGER, Clive WJ. Some properties of time series data and their use in econometric model specification. **Journal of econometrics**, v. 16, n. 1, p. 121-130, 1981.

GUILLÉN, Osmani Teixeira de Carvalho de; ARAÚJO, Carlos Hamilton Vasconcelos. **O mecanismo de transmissão da taxa de câmbio para índices de preços: uma análise VECM para o Brasil**. In: Encontro Nacional de Economia (ANPEC). Anais da Anpec. Natal: Julho de 2005. Acesso em: março de 2016. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2005/artigos/A05A034.pdf>>

GUJARATI, Damodar. N.; PORTER, Dawn. C. **Econometria básica**. 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 2011. 920 p.

HILL, R. Carter; GRIFFITHS, William E.; LIM, Guay C. **Principles of econometrics**. Hoboken, NJ: Wiley, 2011. 4ed. p.758.

HOLLAND, M. **Taxas de câmbio e regimes cambiais no Brasil**. Tese (Doutorado em Ciências Econômicas) – Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas, Universidade Estadual de Campinas, Instituto de Economia, Campinas, 1998. Acesso em: Junho de 2016. Disponível em: <<http://www.bibliotecadigital.unicamp.br/document/?code=vtls000136463&fd=y>>

HOLLAUER, Gilberto; ISSLER, João Victor; NOTINI, Hilton H. **Prevedo o crescimento da produção industrial usando um número limitado de combinações de previsões**. Econ. Apl.,Ribeirão Preto, v.12, n.2, p.177-198, 2008. Disponível em:<http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1413-80502008000200001&lng=en&nrm=iso> Acesso em: 13 maio 2017

INEGI (2016). Instituto Nacional de Estadística y Geografía. **Índices de Precios**. Disponível em: <<http://www.inegi.org.mx/sistemas/indiceprecios/Estructura.aspx?idEstructura=112000200040&T=Índices%20de%20Precios%20al%20Consumidor&ST=Inflación>> Acesso em: 19 out. 2016.

INTERNATIONAL MONETARY FUND (IMF) (2016a). Data - **World Economic Outlook Databases**. Disponível em:<<http://www.imf.org/external/ns/cs.aspx?id=28>>Acesso em: 9 set. 2016.

INTERNATIONAL MONETARY FUND (IMF) (2016b). Data - **International Financial Statistics**. Disponível em: <<http://data.imf.org>> Acesso em: 9 set. 2016.

INTERNATIONAL MONETARY FUND (IMF) (2016c). Research - **Commodity Prices**. Disponível em: < <http://www.imf.org/external/np/res/commod/index.aspx>> Acesso em: 1 nov. 2016.

ITO, Takatoshi; SATO, Kiyotaka. **Exchange rate pass-through and domestic inflation: A comparison between East Asia and Latin American countries**. Research institute of Economy, Trade and Industry, RIETI Discussion Papers, v. 7040, 2007.

JOHANSEN, Soren. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 1551-1580, 1991.

JOHANSEN, Soren. Identifying restrictions of linear equations with applications to simultaneous equations and cointegration. **Journal of econometrics**, v. 69, n. 1, p. 111-132, 1995.

KRUGMAN, Paul R. **Pricing to market when the exchange rate changes**. National Bureau of Economic Research (NBER), Working Paper, nº1926, 1987.

KRUGMAN, Paul R.; OBSTFELD, Maurice. **Economia Internacional Teoria e Política**. 8. ed. São Paulo: Pearson Prentice Hall, 2010.

LABASTIDA, Andrés Conesa. **Pass-through del tipo de cambio y del salario: Teoría y evidencia para la industria manufacturer en México**. Banco de México, Dirección General de Investigación Económica, nº 9803, 1998.

LÉLIS, Marcos Tadeu Caputi. **Um Modelo de Investimento Aplicado ao Brasil**. 2005. 156 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Instituto de Economia, Curso de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ), Rio de Janeiro, 2005.

LIMA, Daniela Cunha de. **Repasso do câmbio para a inflação se tornou menos intenso nos últimos anos**. Destaque Departamento de Pesquisas e Estudos Econômicos (Depec) – Bradesco. Ano XII - Número 127 - 22 de dezembro de 2015.

MACIEL, L. F. P. **Pass-through cambial: uma estimação para o Caso Brasileiro**. Dissertação (Mestrado em Economia) – Fundação Getúlio Vargas (FGV), Rio de Janeiro, 2006. Acesso em: março de 2016. Disponível em: <http://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/bitstream/handle/10438/1612/043202010_Dissertacao_Luiz_Felipe_Maciel.pdf?sequence=1&isAllowed=y>

MCCARTHY, Jonathan. **Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies**. Research Department. Federal Reserve Bank of New York. Staff Report 11, 2000.

MENEZES, Gabrielito Rauter; FERNANDEZ, Rodrigo Nobre. **Pass-through da taxa de câmbio e índices de preços: uma análise para a economia brasileira (1999-2011)**. **Perspectiva Econômica**, v. 9, n. 1, p. 31-42, 2013.

MENEZES, Gabrielito; FERNANDEZ, R. **Análise do efeito pass-through cambial para a formação dos índices de preços no Brasil (1999-2011)**. XV Encontro de Economia da Região Sul-ANPEC/SUL, Porto Alegre, 2012.

MIHALJEK, Dubravko et al. Exchange rate *pass-through* in emerging market economies: what has changed and why?. **BIS Papers**, v. 35, p. 103-130, 2008.

MISHKIN, Frederic S. **Inflation targeting in emerging market countries**. NBER Working Paper, No. 7618 (Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research, 2000). Acesso em: Junho de 2016. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w7618.pdf>>

MISHKIN, Frederic S. **The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy**, NBER Working Paper, No. 5464 (Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research, 1996). Acesso em: Junho de 2016. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w5464.pdf>>

NOGUEIRA, Veridiana de Andrade; MORI, Rogério; MARÇAL, Emerson. **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**. Escola de Economia de São Paulo, Getulio Vargas Foundation (Brazil), 2013.

OCDE (2016). Organisation for Economic Co-operation and Development. Data - **Industrial production**. Disponível em: <<https://data.oecd.org/industry/industrial-production.htm>> Acesso em: 1 nov. 2016.

PESARAN, H. Hashem; SHIN, Yongcheol. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. **Economics letters**, v. 58, n. 1, p. 17-29, 1998.

PIMENTEL, Débora. **Assimetria no repasse cambial para a Inflação: uma Análise Empírica para o Brasil de 1999 a 2011**. Dissertação (Mestrado em Economia) – Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ), Rio de Janeiro, 2013. Acesso em: março de 2016. Disponível em: <http://www.ie.ufrj.br/images/posgraduacao/ppge/Debora_Pimentel.pdf>

PINTO, A.; VILELA, F. **Câmbio flexível e metas de inflação em países selecionados da América Latina: Volatilidade e Análise VAR**. Anais do X Encontro de Economia da ANPEC Região Sul, 2007. Acesso em: Junho de 2016. Disponível em: <<http://raceadm3.nuca.ie.ufrj.br/buscarace/Docs/acbpinto1.pdf>>

RAMOS, Ramony. **O Plano Real e a necessidade de implantação do Regime de Metas de Inflação**. Perspectivas em Políticas Públicas. Belo Horizonte, Vol. IX, Nº 17, p. 201-219, jan/jun 2016. Disponível em: <<http://revistappp.uemg.br/pdf/ppp17/ponto2.pdf>> Acesso em: 18 nov. 2016.

RODRIGUEZ, Cesar M. **Economic and political determinants of exchange rate regimes: The case of Latin America**. International Economics, 2016.

SCHETTINI, Bernardo Patta; GOUVEA, Raphael Rocha; SACHSIDA, Adolfo. **Inflação, desemprego e choques cambiais: Estimativas VAR para a economia brasileira**. IPEA, Texto para Discussão, nº 1694, 2012. Acesso em: julho de 2016. Disponível em: <<http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/1017>>

SHINTANI, Mototsugu; TERADA-HAGIWARA, Akiko; YABU, Tomoyoshi. Exchange rate *pass-through* and inflation: A nonlinear time series analysis. **Journal of International Money and Finance**, v. 32, p. 512-527, 2013.

SHIOJI, Etsuro. **A Pass-Through Revival**. Asian Economic Policy Review, v. 9, n. 1, p. 120-138, 2014.

SILVEIRA, Eduarda Martins Correa da. **Crescimento econômico e restrição externa no Brasil**: uma análise a partir da hipótese de Thirlwall. 2015. 145 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade do Vale do Rio dos Sinos (UNISINOS), São Leopoldo, 2015. Disponível em: <<http://www.repositorio.jesuita.org.br/handle/UNISINOS/3882>> Acesso em: 12 nov. 2015.

SIMS, Christopher A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**: Journal of the Econometric Society, p. 1-48, 1980.

SOIHET, Elena. **Política Monetária e Cambial, regime de Metas de Inflação em um contexto de um Sistema Monetário Internacional sem coordenação**. Anais do XV Encontro regional de Historia da ANPUH, Rio de Janeiro, 2012. Acesso em: Junho de 2016. Disponível em: <http://www.encontro2012.rj.anpuh.org/resources/anais/15/1333126394_ARQUIVO_artigoSMI.pdf>

SOUZA, Rodrigo Gustavo de; ALVES, Alexandre Florindo. **Relação entre câmbio e preços no Brasil**: aspectos teóricos e evidências empíricas. Anais do XXXVIII Encontro Nacional de Economia, 2011. Acesso em: junho de 2016. Disponível em: <<https://core.ac.uk/download/files/153/6338623.pdf>>

SQUEFF, G. **Repasse cambial reverso**: uma avaliação sobre a relação entre taxa de câmbio e IPCA no Brasil (1999-2007). II congresso da Associação Keynesiana Brasileira, Porto Alegre, 2009.

TANDRAYEN-RAGOOBUR, Verena; CHICOOREE, Anjulee. Exchange Rate Pass Through to Domestic Prices: Evidence from Mauritius. **Journal of Economic Research**, v. 18, n. 1, p. 1-33, 2013.

TAYLOR, John B. **Discretion versus policy rules in practice**. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 39, p.195-214. North-Holland, 1993.

TAYLOR, John B. **Low Inflation, Pass-through and the Pricing Power of Firms**. European Economic Review 44, 1389-1408, 2000. Acesso em: março de 2016. Disponível em: <[http://web.stanford.edu/~johntayl/Papers/ISOM+revised+\(EER\).pdf](http://web.stanford.edu/~johntayl/Papers/ISOM+revised+(EER).pdf)>

TRICHES, Divanildo. **Economia política do Mercosul e aspectos monetários, cambiais e o Euro em perspectiva**. Educus, 2003.

TRICHES, Divanildo; SANTAROSSA, Eduardo Trapp. **Os efeitos dos mecanismos de transmissão da política monetária**: uma análise dos países selecionados da América Latina. IPES Texto para Discussão, Abril de 2013, Texto nº 049, UCS, 2013.

TRICHES, Divanildo; SILVA, Carlos E. Schönerwald da. **O efeito pass-through e as regras de política monetária no Brasil**: uma análise bayesiana. IPES Texto para Discussão, agosto de 2009, Texto nº 035, UCS, 2009.

UNCOMTRADE (2016). United Nations Comtrade. Database - **International Trade Statistics** - Import/Export Data. Disponível em: <<https://comtrade.un.org/>> Acesso em: 7 nov. 2016.

VARTANIAN, Pedro Raffy. 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, mai/ago 2010. Disponível em:< http://www.anpec.org.br/revista/vol11/vol11n2p435_464.pdf> Acesso em: 28 abr. 2016.

VONDEBUN, Christian. **Reservas Internacionais Revisitadas**: Novas estimativas de patamares ótimos. Texto para discussão, nº 1885. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.- Brasília: Ipea, out. 2013. Disponível em: < http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/2000/1/TD_1885.pdf> Acesso em: 18 nov. 2016.

WIENER, N. **The theory of prediction**. In: BECKENBACK, E. F. (Ed.). *Modern mathematics for engineers*. Nova york: McGraw-hill, 1956. p. 165–190.

WINKELRIED, Diego. Exchange rate *pass-through* and inflation targeting in Peru. **Empirical Economics**, v. 46, n. 4, p. 1181-1196, 2013.

WORLD TRADE ORGANIZATION (WTO) (2016). Trade Topics- **Trade monitoring** - Trade policy reviews. Disponível em: <https://www.wto.org/english/tratop_e/tpr_e/tp_rep_e.htm#bycountry> Acesso em: 4 set. 2016.

APÊNDICE A- RESUMO DE ESTUDOS EMPÍRICOS

Quadro 3 - Resumo dos estudos empíricos que utilizaram o Modelo de Vetores Autoregressivos (VAR), Modelo de Correção de Erros Vetorial (VEC) ou Modelo de Vetores Autoregressivos Estruturais (SVAR), a partir de 2011

Autor	Período	Objetivos	Modelo	Resultado
Lima (2015)	Jan. 2002 Out. 2015	Estimar a intensidade do repasse do <i>pass-through</i> do câmbio para a inflação no Brasil	VEC	O <i>pass-through</i> se tornou menos intenso no Brasil, como reflexo da maior estabilidade macroeconômica e do alargamento no horizonte de previsibilidade. Desde 2007, o <i>pass-through</i> médio foi de 3,4% no IPCA e 18,3% no IGP-M, ante 13,5% e 43,5% na ordem, observados no período de 2002 a 2007.
Couto e Fraga (2014)	1999 a 2012	Analisar a relação entre a taxa de câmbio e preços no Brasil, no longo prazo.	VEC	A relação entre o <i>pass-through</i> da taxa câmbio e os índices de preços no longo prazo é estatisticamente significativa ou o repasse é quase completo.
Arslaner et al (2014)	Jan. 1986 Ago. 2013.	Explorar a dinâmica do <i>pass-through</i> da taxa de câmbio para a avaliação de normas de política monetária. Sendo a Turquia um laboratório para investigar a relação entre metas de inflação e <i>pass-through</i> .	Regressões de equação simples, VAR e métodos de regressão de comutação de Markov	Apesar da inflação ter se desviado da meta, na última década, não é credível para fazer uma mudança de políticas macroeconômicas na Turquia, nesta fase. Após a adoção do regime de metas de inflação houve um proporcional período de estabilidade. O quadro de metas de inflação altamente flexível parece ser compatível com a dinâmica macroeconômica do país, incluindo os efeitos <i>pass-through</i> .
Shioji (2014)	(i) Jan. 1971 Dez. 1989 (ii) Jan.1990 Dez. 2005 (iii) Jan.2000 Jun. 2013	Discutir a evidência mais recente sobre <i>pass-through</i> no Japão.	VAR e VAR variável no tempo (TVP-VAR)	Há um amplo consenso na literatura de que o <i>pass-through</i> no Japão tenha diminuído ao longo das últimas décadas. No entanto, a pesquisa mais recente sugere que ele tem feito um retorno recentemente. Este aparente renascimento do <i>pass-through</i> provavelmente significa que o banco central tenha recuperado um importante mecanismo de transmissão da sua política para o setor privado.
Espada (2013)	Jun. 2001 Ago. 2012	Quantificar a magnitude do grau de repasse de câmbio sobre os preços ao consumidor no México.	VAR	Os resultados mostram que o coeficiente de repasse do câmbio sobre o nível geral de preços ao consumidor, no México, é baixo e estatisticamente não significativo. O repasse é positivo para os preços de produtos alimentícios.
Menezes e Fernandes (2013)	Jan. 1999 Dez. 2011	Entender o efeito do <i>pass-through</i> cambial para a formação do índice de preços para o Brasil.	VAR	O <i>pass-through</i> cambial afeta de forma mais contundente os preços no atacado do que os preços domésticos, sendo que os primeiros possuem uma maior sensibilidade no curto e longo prazo em relação às variações cambiais.
Pimentel (2013)	1999 a 2011	Analisar o repasse cambial para os preços do consumidor (IPCA), no Brasil.	VAR	Há assimetria no repasse cambial para a inflação no Brasil. Os impactos de depreciações são transmitidos em maior magnitude aos preços do que as apreciações, a volatilidade da taxa de câmbio tem um impacto positivo sobre os preços ao consumidor.

(Continua)

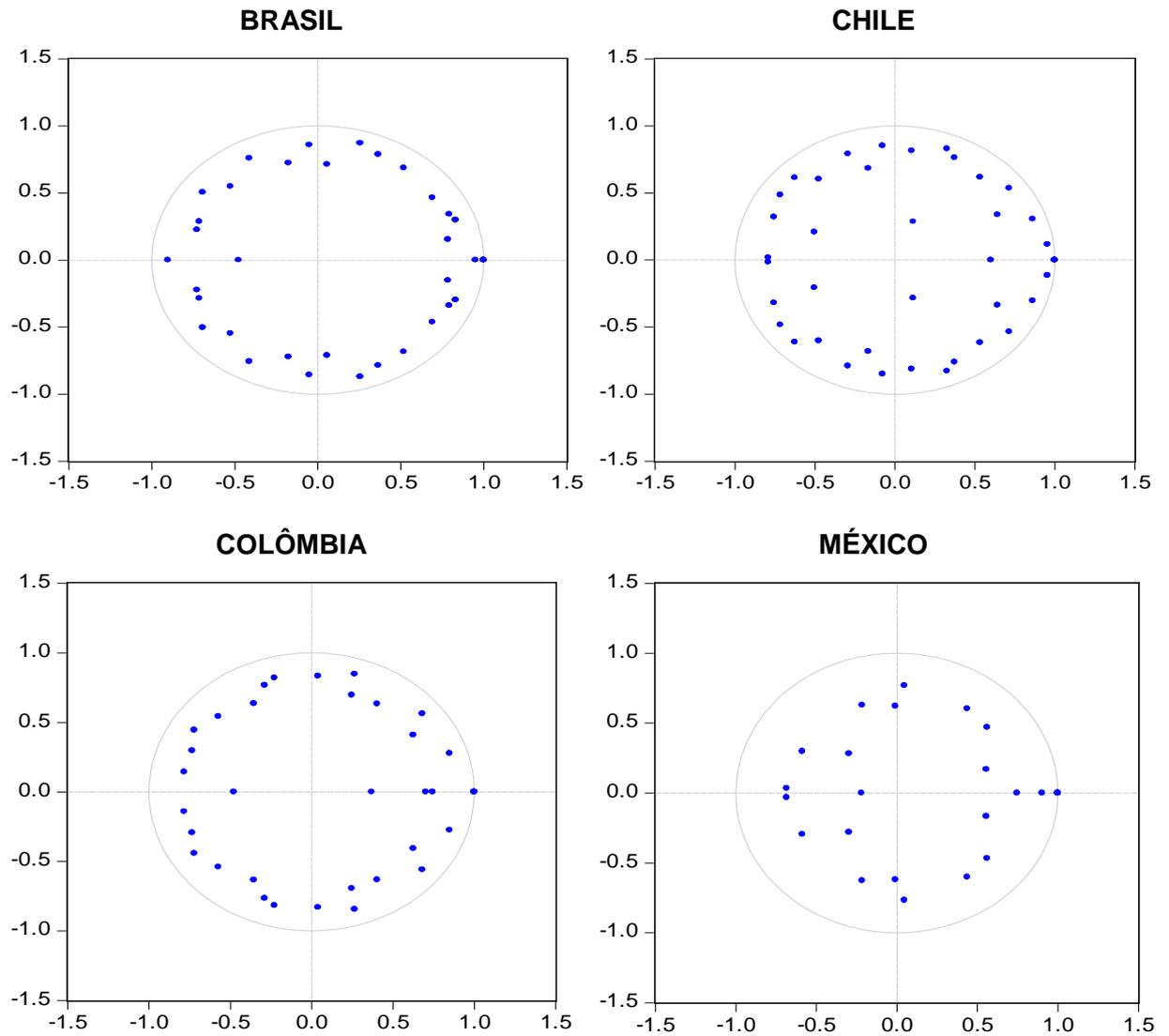
(Conclusão)

Autor	Período	Objetivos	Modelo	Resultado
Triches e Santarossa (2013)	1995 a 2010 (trimestre)	Investigar os efeitos e os canais de transmissão de política monetária nos países selecionados da América Latina	VEC	A política monetária seguida pelos bancos centrais com regime de meta de inflação como Brasil, Chile, México e Peru apresentou, em geral, efeitos de transmissão sobre as variáveis macroeconômicas. Onde mudanças da taxa de câmbio têm efeito sobre o nível de preços, revelando, por sua vez, o <i>pass-through</i> .
Tandrayen-Ragoobur e Chicooree (2013)	1999 a 2010 (trimestre)	Investigar a extensão e o grau de <i>pass-through</i> da taxa de câmbio para os preços em níveis diferentes de distribuição, para a pequena economia de ilhas Maurício	SVAR	O <i>pass-through</i> da taxa de câmbio para os preços ao consumidor é o mais alto; seguido pelos preços ao produtor, enquanto o repasse aos preços de importação é o mais baixo. Os resultados da decomposição de variância indicam que a variação dos preços de importação e ao produtor são explicados pelos choques do preço do petróleo, enquanto a variação de preços no consumidor é justificada por choques de preços de importação.
Winkelried (2013)	Jan. 1992 Abr. 2011	Avaliar os efeitos da adoção de um regime de metas de inflação para o <i>pass-through</i> da taxa de câmbio no Peru.	VAR	Apresentou evidências de um declínio no grau de <i>pass-through</i> da taxa de câmbio no Peru, após a adoção do regime de metas de inflação, em 2002. O estabelecimento desse regime foi fundamental para a redução da inflação e do <i>pass-through</i> cambial.
Menezes e Fernandes (2012)	Jan. 1999 Dez. 2011	Conhecer a relação entre as variações nos índices de preços e as variações na taxa de câmbio, analisando o efeito <i>pass-through</i> cambial, no Brasil.	VAR	A transmissão das mudanças cambiais não é inteiramente repassada para índices de preços. Constatou-se que as reações do IGP-M e do IPA-M são mais intensas a choques da taxa de câmbio que o IPCA. O câmbio afeta os preços domésticos, comprometendo de forma mais contundente os preços por atacado. Houve redução do nível <i>pass-through</i> nos últimos anos, paralelamente a uma maior velocidade do repasse. O <i>pass-through</i> depende diretamente da credibilidade da política econômica e estabilidade macroeconômica.
Nogueira et al (2012)	Jun. 1999 Set. 2011	Estimar o repasse cambial em diferentes níveis e agregações de preços.	VAR	
Schettini et al (2012)	2003 a 2011	Estimar um modelo VAR que represente uma curva de Phillips, com choques cambiais, para a economia brasileira.	VAR da curva de Phillips	i) <i>pass-through</i> cambial é de aproximadamente 0,04 ponto percentual (p.p.) na inflação do mês seguinte ao choque (ou 0,48 p.p. na inflação anualizada); ii) um choque médio na taxa de desemprego demora ao redor de 18 meses para desaparecer; iii) uma inovação de 0,058 p.p. na expectativa de inflação é carregada para a inflação, que atinge um máximo de 0,049 p.p. no mês seguinte ao choque (o que corresponde a um acréscimo na inflação anualizada de 0,58 p.p.); e iv) mais inflação não reduz a taxa de desemprego.
Souza e Alves (2011)	1999 a 2009	Analisar teórica e empiricamente os impactos da variação da taxa de câmbio sobre a inflação no Brasil.	VAR, VEC e SVAR	Os resultados indicaram que o coeficiente de repasse (<i>pass-through</i>) no período de 1999 a 2002 é significativamente superior ao coeficiente do período de 2003 a 2009.

Fonte: Elaborado pela autora.

APÊNDICE B - TESTE ESTATÍSTICO DA RAIZ INVERSA DO MODELO VAR/VEC

Figura 2 - Raízes inversas do modelo VAR/VEC nos países selecionados da América Latina



Fonte: Software Eviews 9.0. (2016).

Nota: Para o modelo do Brasil, oito defasagens; Chile, nove defasagens; Colômbia, sete defasagens e México, cinco defasagens.