

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO
INSTITUTO DE ECONOMIA
MONOGRAFIA DE BACHARELADO



**O IMPACTO DAS DESVALORIZAÇÕES
CAMBIAIS SOBRE OS ÍNDICES DE PREÇOS NO
BRASIL: UM ESTUDO COMPARATIVO SOBRE OS
EFEITOS DE PASS-THROUGH DE 2002 E DE 2018**

ALESSANDRA BECKER RIEPER

Matrícula nº: 114195410

ORIENTADOR: Prof. Francisco Eduardo Pires de Souza

SETEMBRO 2019

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO
INSTITUTO DE ECONOMIA
MONOGRAFIA DE BACHARELADO



**O IMPACTO DAS DESVALORIZAÇÕES
CAMBIAIS SOBRE OS ÍNDICES DE PREÇOS NO
BRASIL: UM ESTUDO COMPARATIVO SOBRE OS
EFEITOS DE PASS-THROUGH DE 2002 E DE 2018**

ALESSANDRA BECKER RIEPER

Matrícula nº: 114195410

ORIENTADOR: Prof. Francisco Eduardo Pires de Souza

SETEMBRO 2019

As opiniões expressas neste trabalho são da exclusiva responsabilidade do autor

*Às três mulheres da minha vida:
Minha mãe, Beatriz Becker,
Minha irmã, Isadora Becker Rieper,
E minha avó, Bertha K. Becker (com saudades);
E a meu pai, Arnaldo Rieper (com saudades).*

Agradecimentos

À minha mãe, Beatriz Becker, por sua força e seu amor. Obrigada pelos incentivos, conversas e carinho. Obrigada pelo exemplo diário e por me ensinar que o conhecimento é nosso maior tesouro.

Ao meu orientador Francisco Eduardo Pires de Souza, obrigada pelo aprendizado, pela escuta e por me ensinar que economia é uma mistura de arte com ciência. Vou levar isso para a vida.

Aos demais integrantes do Grupo de Conjuntura Econômica do Instituto de Economia, obrigada pelas discussões instigantes e um agradecimento especial à professora Margarida Gutierrez, que, como disse uma vez, me apresentou ao “*filet mignon*” dos estudos de economia; e ao professor Antonio Licha, que em suas aulas despertou meu interesse pela macroeconomia. Muito obrigada por aceitarem fazer parte da minha banca.

À minha irmã, Isadora Becker Rieper, por seu companheirismo, aconchego e torcida. Que sigamos nos acompanhando ao longo da vida.

Ao meu amor, Pablo Magalhães, pela parceria e ternura. Obrigada pelo aninho, solicitude e incentivo de todos os dias.

Aos amigos Amanda Barbosa, Beatriz Campos e Felipe Castro, pela cumplicidade, que se manifesta mesmo quando estamos longe.

A todos vocês, muito obrigada.

Resumo

A desvalorização do real frente ao dólar foi alvo de grande preocupação no segundo semestre de 2018. Ainda assim, a moeda brasileira não chegou nem perto de experimentar em 2018 a magnitude e as consequências das oscilações cambiais do final da década de 1990 e início dos anos 2000, quando a política cambial ainda era vista no Brasil como relevante instrumento de contenção da inflação. Sendo assim, a partir de uma reflexão sobre as duas grandes desvalorizações cambiais dos últimos 25 anos, este trabalho tem como objetivo examinar a razão de o notável movimento de desvalorização da moeda brasileira do segundo semestre de 2018 não ter impactado a inflação doméstica à época de modo parecido ao que ocorrera em 2002. Neste sentido, por meio de um estudo comparativo, serão analisadas as variáveis que determinaram o efeito de *pass-through* do câmbio aos preços tanto em 2002 quanto em 2018 com o auxílio do modelo econométrico desenvolvido por Goldfajn e Werlang (2000), das ideias desenvolvidas por Jašová, Moessner e Takáts (2016) e da análise de conjuntura com base nas contribuições de Savoie-Chabot e Khan (2015). Espera-se que este trabalho contribua para o esclarecimento da questão proposta acima e para o debate da importância do fenômeno de “repasse” para o cenário macroeconômico brasileiro nos últimos anos, elucidando seus efeitos para o desenvolvimento da política monetária nacional.

Palavras-chave: Inflação; Taxa de câmbio; *Pass-through*; Desvalorização cambial.

Lista de gráficos

Gráfico 1. Evolução do risco-país medido pelo Embi+	10
Gráfico 2. Variação acumulada da taxa de câmbio (%; 27/12/2017=100).....	10
Gráfico 3. Evolução do índice Bovespa em 2018	11
Gráfico 4. IPCA: Variação acumulada em 12 meses (%; Jan/98-Dez/02).....	12
Gráfico 5. Variação acumulada em 12 meses da taxa de câmbio e do IPCA (%; Jan17-Dez/18)	13
Gráfico 6. Hiato de produto brasileiro: primeiros trimestres de 2000 a 2018 (PIB efetivo de 2000=100)	14
Gráfico 7. Evolução da inflação (variação acumulada em 12 meses; %).....	34
Gráfico 8. Distribuição de peso dos grupos que compõem o IPCA (dez/2002 e dez/2018)	39
Gráfico 9. IPCA, câmbio e alimentação e bebidas em 2002 (variação acumulada em 12 meses; %).....	39
Gráfico 10. IPCA, câmbio e alimentação e bebidas em 2018 (variação acumulada em 12 meses; %).....	40
Gráfico 11. IPCA, câmbio, transportes e gasolina em 2002 (variação acumulada em 12 meses; %).....	41
Gráfico 12. IPCA, câmbio, transportes e gasolina em 2018 (variação acumulada em 12 meses; %).....	42
Gráfico 13. IPCA, monitorados, habitação e energia elétrica em 2002 (variação acumulada em 12 meses; %)	43
Gráfico 14. IPCA, monitorados, habitação e energia elétrica em 2018 (variação acumulada em 12 meses;%)	43
Gráfico 15. IPCA, câmbio e comercializáveis em 2002 (variação acumulada em 12 meses; %)	44
Gráfico 16. IPCA, câmbio e comercializáveis em 2018 (variação acumulada em 12 meses; %)	44
Gráfico 17. Evolução da taxa de desemprego de 2002 a 2018 (PME e PNAD mensais)	46
Gráfico 18. Indicadores sobre o endividamento das famílias (%).....	46
Gráfico 19. Nível de utilização da capacidade instalada da indústria (2002-2018)	47
Gráfico 20. Evolução da participação brasileira no comércio mundial (2001-2018).....	49

Lista de tabelas

Tabela 1. IPCA: Variação acumulada em 12 meses (%; Jul/17-Dez/18).....	13
Tabela 2. Resultados da regressão para o período de 2002 a 2008	33
Tabela 3. Resultados da regressão para o período de 2009 a 2018	33
Tabela 4. PIB e componentes sob a ótica da demanda (valores correntes, R\$ bilhão)	38
Tabela 5. Participação relativa dos componentes de demanda no PIB (%)	38
Tabela 6. Componentes dos alimentos e bebidas: Peso no IPCA e variação acumulada em 12 meses (%).....	40
Tabela 7. Índices de difusão mensais de 2002 e de 2018.....	45

Lista de figuras

Figura 1. Dinâmica da inflação: preços ao consumidor, variações ano a ano (%).....	24
Figura 2. Efeito pass-through no modelo original (janela de seis anos)	25
Figura 3. Efeito pass-through omitindo termos não-lineares (janela de seis anos).....	25

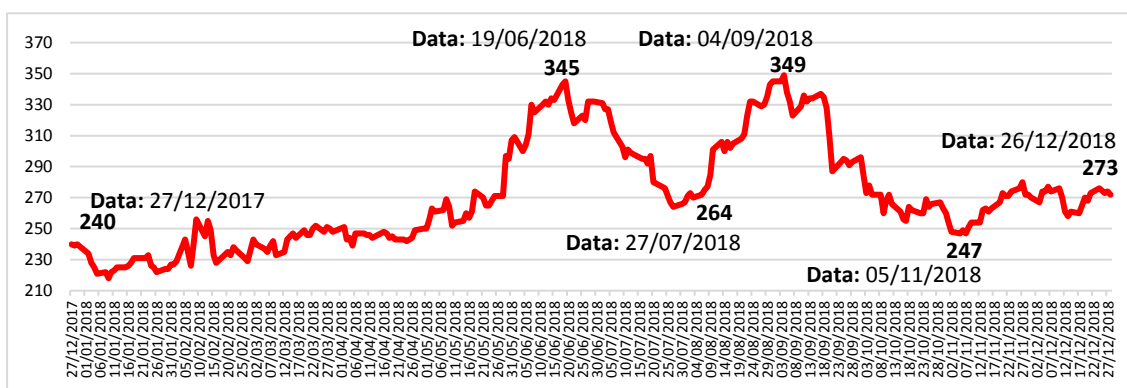
Índice

Introdução	10
Capítulo I - Revisão de Literatura	16
Capítulo II - Metodologia	30
Capítulo III - O efeito de <i>pass-through</i> no Brasil	33
III.1. Um breve <i>overview</i> dos últimos anos	33
III.2. Os anos de 2002 e de 2018 por meio de análise de conjuntura	37
III.2.1. O repasse direto	37
III.2.2. O repasse indireto	48
Conclusão	50
Referências Bibliográficas	52

Introdução

A desvalorização do real frente ao dólar foi alvo de grande preocupação no segundo semestre de 2018. A incerteza em relação ao resultado das eleições somada (1) aos temores trazidos pela grave crise fiscal enfrentada no Brasil, (2) aos resquícios da desconfiança provocada pela greve dos caminhoneiros de maio daquele ano e (3) ao então movimento de alta dos juros norte-americanos, parcialmente responsável por pressionar a taxa de câmbio de países emergentes, não só elevou o risco-país (Gráfico 1) como também proporcionou uma depreciação acumulada do real de cerca de 25% em meados de setembro (Gráfico 2).

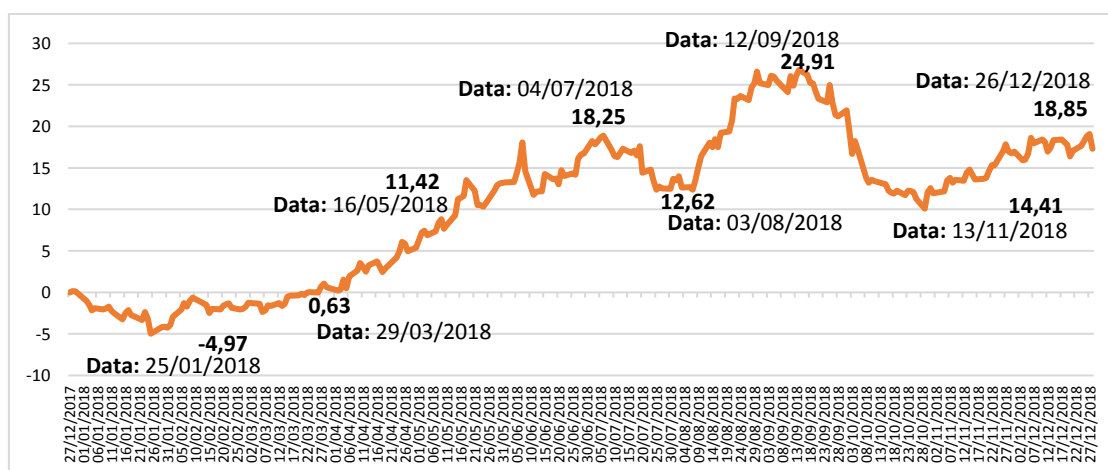
Gráfico 1. Evolução do risco-país medido pelo Embi+



Fonte: Elaboração própria. Dados: IPEADATA.

No entanto, findo o período eleitoral e consumada a vitória de Jair Bolsonaro na disputa pela presidência da república em 29 de outubro de 2018, o apaziguamento dos ânimos do mercado logo foi sentido.

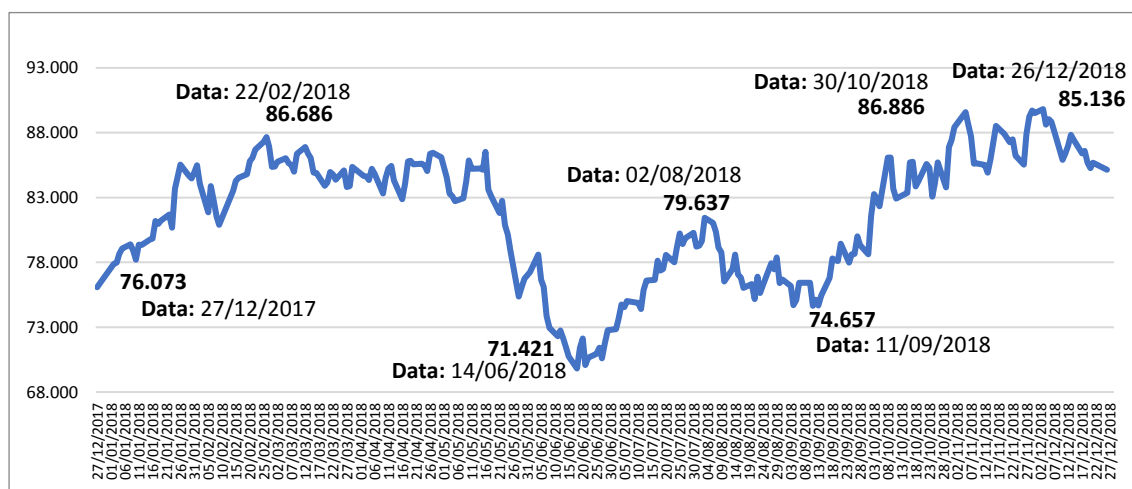
Gráfico 2. Variação acumulada da taxa de câmbio (%; 27/12/2017=100)



Fonte: Elaboração própria. Dados: Banco Central do Brasil.

No curtíssimo prazo, obteve-se uma redução significativa do risco-país (Gráfico 1), a valorização da bolsa de valores (Gráfico 3) e a apreciação da taxa de câmbio, que até então vinha se depreciando dia após dia (Gráfico 2).

Gráfico 3. Evolução do índice Bovespa em 2018



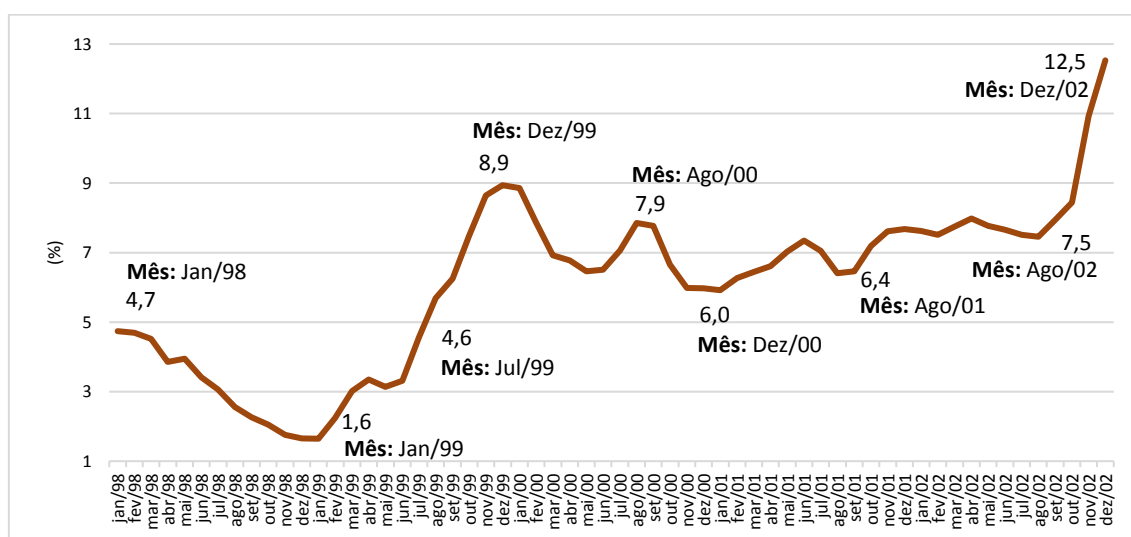
Fonte: Elaboração própria. **Dados:** BM&F Bovespa.

Vale mencionar, porém, que mesmo durante os percalços do segundo semestre de 2018 a moeda brasileira não chegou nem perto de experimentar a magnitude e as consequências das oscilações cambiais do passado, quando o câmbio era visto como relevante instrumento de política econômica. Em 1994, por exemplo, com a instituição do Plano Real no governo de Itamar Franco, a política cambial era um importante instrumento de contenção da inflação, herdada majoritariamente (1) das políticas expansionistas dos governos desenvolvimentistas e dos conflitos distributivos do final da década de 1950, (2) do “ajustamento estrutural” da década de 1970 e (3) dos sucessivos fracassos dos planos de estabilização que tinham como ponto focal o congelamento de preços (GIAMBIAGI, F; et al; 2005).

Segundo Salazar, Cunha e Campos (2010), a estratégia deste plano dividia-se em duas fases. Na primeira, seria estabelecido o regime de câmbio fixo ou âncora cambial. Na segunda, as metas de inflação ganhariam espaço na pauta do governo (SALAZAR, M. B; CUNHA, D. A.; CAMPOS, A. C, 2010). Neste sentido, o primeiro momento do Plano Real trouxe consigo “grande eficácia para eliminar a alta inflação crônica, apreciação real do câmbio tendo por consequência grande aumento dos déficits em conta corrente, forte expansão inicial da demanda, em geral contida mais à frente pelo desequilíbrio externo” (SOUZA, F. E. P., 1998, p. 37), bem como um choque de eficiência na economia brasileira devido à concorrência com produtos importados (SALAZAR, M. B; CUNHA, D. A.; CAMPOS, A. C, 2010).

No entanto, a ameaça de uma crise cambial devida às crises asiática (1997) e russa (1998) unida ao crescimento moderado e ao aumento da dívida pública fizeram com que houvesse grande desvalorização do real em 1999 (SALAZAR, M. B; CUNHA, D. A.; CAMPOS, A. C, 2010; GIAMBIAGI, F., 2005). Isto não só impossibilitou a continuidade da âncora cambial, como também fomentou o temor de que, dada a dependência brasileira de produtos importados e, principalmente, o histórico de espiral inflacionária do país, o Brasil fosse reconduzido à uma trajetória inflacionária preocupante (SALAZAR, M. B; CUNHA, D. A.; CAMPOS, A. C, 2010). Tamanho era o temor do mercado, que a inflação acumulada em 12 meses, atrelada às expectativas, saltou de 1,6% em janeiro de 1999 para 8,9% em dezembro do mesmo ano (Gráfico 4). O episódio culminou no estabelecimento do regime de metas de inflação pelo Banco Central do Brasil.

Gráfico 4. IPCA: Variação acumulada em 12 meses (%; Jan/98-Dez/02)



Fonte: Elaboração própria. **Dados:** Banco Central do Brasil.

Em 2002, a relação entre câmbio e inflação esteve em alta mais uma vez. À época, o quadro formado era o de uma conjuntura internacional avessa ao risco, em que países emergentes sofriam com a desvalorização de suas moedas frente ao dólar. No caso brasileiro havia ainda mais um agravante: os temores de uma mudança nos rumos da política econômica com o resultado das pesquisas eleitorais em favor de Luiz Inácio Lula da Silva, ex-presidente do Brasil. Conforme consta no Relatório da Administração do Banco Central de 2002, a crise de confiança na economia brasileira somada à aversão ao risco dos mercados internacionais, à deterioração das expectativas de inflação e à desvalorização acentuada do real determinou um choque nos preços domésticos. O tamanho do impacto fica evidente quando se tem em mente que, no final de 2002, o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) apresentou variação

acumulada de 12,5% (Gráfico 4), embora a meta estabelecida pelo Banco Central fosse de 3,5% (Banco Central do Brasil, 2002).

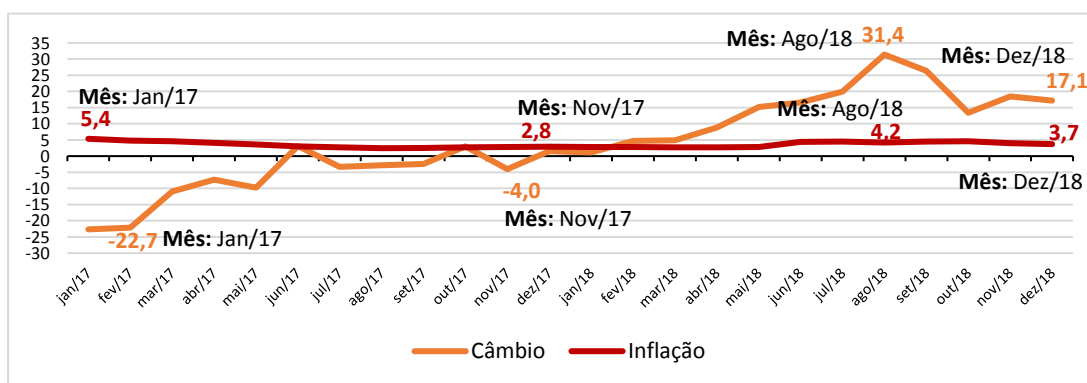
Diante desta reconstituição histórica, este trabalho tem por objetivo compreender a razão de o notável movimento de desvalorização da moeda brasileira do segundo semestre de 2018 não ter impactado a inflação doméstica à época de modo parecido ao que ocorrera em 2002. No intuito de responder ao menos parte desta questão, deve ser lembrado que de julho de 2017 a maio de 2018, o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) havia permanecido abaixo de 3%, passando deste nível apenas nos meses subsequentes (Tabela 1), em grande medida, devido a fatores temporários. Observa-se, portanto, que um ciclo virtuoso de baixa inflação contribuiu para a manutenção das expectativas dos agentes, de modo que o efeito da desvalorização cambial sobre os preços domésticos fora limitado pelo componente expectacional (Gráfico 5).

Tabela 1. IPCA: Variação acumulada em 12 meses (%; Jul/17-Dez/18)

IPCA - Variação em 12 meses (%)					
Jul/17	2,71	Jan/18	2,86	Jul/18	4,48
Ago/17	2,46	Fev/18	2,84	Ago/18	4,19
Set/17	2,54	Mar/18	2,68	Set/18	4,53
Out/17	2,70	Abr/18	2,76	Out/18	4,56
Nov/17	2,80	Mai/18	2,85	Nov/18	4,05
Dez/17	2,95	Jun/18	4,39	Dez/18	3,75

Fonte: Elaboração própria. **Dados:** Banco Central do Brasil.

Gráfico 5. Variação acumulada em 12 meses da taxa de câmbio e do IPCA (%; Jan17-Dez/18)

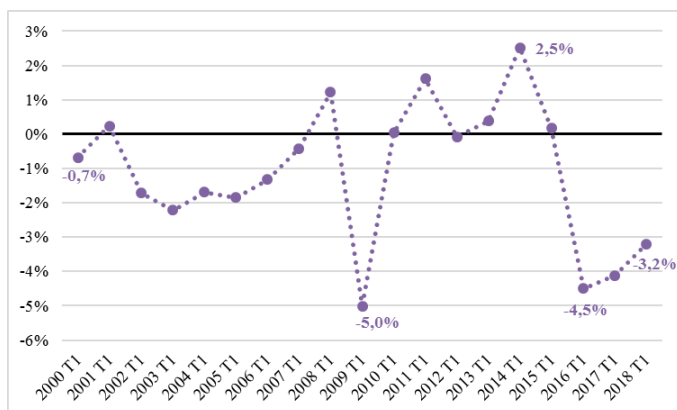


Fonte: Elaboração própria. **Dados:** Banco Central do Brasil.

Há, ainda, outro fator explicativo para a reduzida transferência dos choques de câmbio para os preços: a ociosidade da economia. Embora tenhamos obtido um pequeno crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) no último ano, isto é, um crescimento de 1,1% segundo dados

do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)¹, a capacidade ociosa da economia encontra-se em níveis ainda muito altos.

Gráfico 6. Hiato de produto brasileiro: primeiros trimestres de 2000 a 2018 (PIB efetivo de 2000=100)



Fonte: Elaboração própria. **Dados:** Dimac/Ipea.

No Gráfico 6 é possível observar a trajetória do hiato de produto brasileiro nos primeiros trimestres de cada ano desde 2000. Um olhar atento permite notar uma forte queda principalmente a partir de 2015, quando a economia entrou em recessão. O primeiro trimestre de 2018 apresenta uma pequena melhora em relação ao mesmo período do ano anterior. Ainda assim,

um hiato de produto de -3,2% demonstra uma economia desaquecida, em que a taxa de inflação é pressionada para baixo. Temos, portanto, mais uma razão para que os choques de câmbio não tenham promovido efeitos sobre os preços domésticos desde a recessão, embora deva ser ressaltado que não necessariamente um baixo nível de atividade econômica implica baixa inflação. Afinal, não só a existência de ociosidade na economia não foi suficiente para evitar o choque de preços percebido em 2002 no Brasil, quando o hiato do produto era de cerca de -2%, como também mostram-se exceções à convenção as economias venezuelana e argentina, que, desaquecidas, sofrem atualmente com altíssimos níveis de inflação, tendo a primeira atingido 1.370.000% de inflação anual em 2018 segundo o Fundo Monetário Internacional² e a segunda 47,6%³.

Assim, embora os fatores listados sejam importantes para a elaboração de uma resposta à questão proposta neste trabalho, esta ainda não foi completamente solucionada. Afinal, o efeito de variações da taxa de câmbio sobre os preços domésticos não é um tema trivial, envolvendo até mesmo a questão da importância relativa da política cambial nos dias de hoje e sua influência na elaboração da política monetária dos Bancos Centrais. Sua compreensão é,

¹Dados disponíveis em: <<https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/agencia-sala-de-imprensa/2013-agencia-de-noticias/releases/23886-pib-cresce-1-1-em-2018-e-fecha-ano-em-r-6-8-trilhoes>>. Acesso em 01 de maio de 2019.

² Disponível em: <<https://g1.globo.com/economia/noticia/2019/05/29/venezuela-teve-inflacao-oficial-de-130060percent-em-2018.ghtml>>. Acesso em 01 de junho de 2018.

³ Disponível em: <https://brasil.elpais.com/brasil/2019/01/15/internacional/1547578125_658156.html>. Acesso em 01 de junho de 2019.

neste sentido, essencial para o desenvolvimento de propostas eficientes que não provoquem distorções no nível de atividade da economia.

Com base nisto, diversos estudos foram realizados em todo o mundo para entender o fenômeno, convencionalmente denominado de efeito *pass-through* ou “repassé” do câmbio aos preços. Três deles foram selecionados como embasamento teórico deste trabalho. Assim, a próxima seção terá como objetivo a apresentação da bibliografia escolhida, a qual guiará os argumentos apresentados mais adiante, na busca pela compreensão holística do tema apresentado e pelo esclarecimento de sua importância para o cenário macroeconômico brasileiro dos últimos anos.

Capítulo I - Revisão de Literatura

Conforme explicitado acima, este capítulo terá como objetivo a apresentação das bases teóricas que fundamentam este trabalho. Neste sentido, é importante mencionar que a bibliografia principal selecionada é composta pelas contribuições de Goldfajn e Werlang (2000), Jašová, Moessner e Takáts (2016) e Savoie-Chabot e Khan (2015), escolhidas, sobretudo, por sua complementaridade.

Afinal, se Goldfajn e Werlang (2000) partem de uma análise mais generalista que envolve uma amostra de 71 países para determinar quatro principais condicionantes do efeito de *pass-through*; Jašová, Moessner e Takáts (2016) enriquecem o debate ao identificarem tendências diferenciadas no que tange aos efeitos de repasse do câmbio aos preços para economias avançadas e emergentes no período pré e pós-crise de 2008. O estudo de Savoie-Chabot e Khan (2015), por sua vez, por ter como foco somente um país, apresenta lições importantes sobre os métodos utilizados para investigar a extensão do efeito de *pass-through*, indicando caminhos importantes para a condução e formulação de política econômica em um cenário caracterizado pela perda da importância relativa da política cambial. Dito tudo isso, é possível seguir para a exposição detalhada das contribuições mencionadas.

A primeira obra a ser trabalhada nesta seção é o artigo “*The pass through from Depreciation to Inflation: A Panel Study*” de Ilan Goldfajn e Sergio Werlang (2000). Nele, discute-se a relação entre depreciações da taxa de câmbio e inflação por meio de estudos empíricos baseados em dados mensais retirados da base de dados do Fundo Monetário Internacional (FMI) referentes ao índice de preços sazonalmente ajustado de 71 países no período de 1980 a 1998.

Segundo os autores, historicamente, as crises monetárias e as consequentes depreciações cambiais delas oriundas sempre trazem consigo o receio de uma espiral de inflação-depreciação, embora se perceba que a expectativa de inflação inicial excede a observada em boa parte dos casos (GOLDFAJN; WERLANG, 2000). Neste sentido, o artigo demonstra que a extensão do efeito de *pass-through* tem sido menor que a esperada em grande parte do período analisado, algo refletido no coeficiente de *pass-through* contra intuitivamente pequeno obtido no exercício econométrico desenvolvido pelos autores. Para chegar neste coeficiente, primeiramente, Goldfajn e Werlang (2000) apresentam seus condicionantes, a serem explicitados nos parágrafos que se seguem.

Em primeiro lugar, dada a ideia de que, com o aumento da demanda, as empresas conseguem transmitir os incrementos em seus custos de produção aos preços mais facilmente, os autores consideraram o componente cíclico como o primeiro determinante do coeficiente de *pass-through* (GOLDFAJN; WERLANG, 2000). Contudo, Goldfajn e Werlang (2000) reconhecem que “... depreciações consideráveis às vezes não implicam grandes aumentos nos preços porque a economia está em recessão e as firmas não ajustam os preços proporcionalmente aos aumentos nos custos” (GOLDFAJN; WERLANG, 2000, p. 7, tradução nossa).

O segundo condicionante, por sua vez, seria o hiato da taxa de câmbio real. Para os autores, se há sobrevalorização real do câmbio, uma desvalorização do câmbio corrige um desequilíbrio prévio e, portanto, não tende a ser tão inflacionária quanto seria se houvesse uma situação prévia de moeda já depreciada em termos reais (GOLDFAJN; WERLANG, 2000). Isto pode ser explicado até mesmo por meio da ideia de Paridade de Poder de Compra Relativa ou PPC Relativa.

De acordo com esta teoria, uma vez sabido que a Lei do Preço Único⁴ não se verifica na realidade devido às barreiras ao comércio internacional e aos diferentes níveis de tecnologia verificados entre os países, embora o preço de uma cesta de bens e serviços de dois países possa não ser igual, há uma proporção estável entre elas (k). Esta proporção k corresponde, portanto, à relação entre o preço de uma cesta de bens no exterior e no país em questão na mesma moeda ou à taxa de câmbio real.

Uma vez que $k = Ep^*/p$, se $k = 1$, verifica-se a PPC Absoluta. Já se $k > 1$, a cesta do país em questão é “barata” e a moeda encontra-se depreciada. Nesta situação, partindo-se de um p^* dado, k tenderá a voltar ao equilíbrio seja pela apreciação da taxa de câmbio nominal seja pelo aumento do nível de preços doméstico. Por outro lado, se $k < 1$, a cesta do país em questão está “cara” e a moeda apreciada. Neste caso, partindo-se de um p^* dado, a taxa de câmbio real voltará ao equilíbrio seja por meio de uma depreciação do câmbio nominal seja por meio de uma redução do nível de preços doméstico. Isto implica, portanto, que uma taxa de câmbio real sobrevalorizada cria condições para a depreciação (não inflacionária) da moeda de um país.

⁴ Ideia segundo a qual bens semelhantes teriam preços p e p^* iguais, de modo que $EPPC = p/p^* = 1$. De acordo com esta noção, uma camiseta vendida nos Estados Unidos (EUA) deveria ter o mesmo preço que uma camiseta vendida no Brasil na mesma moeda, já que, dado o livre comércio e a ausência de tarifas, um preço menor no Brasil faria com que os americanos deixassem de comprar camisetas nos EUA, o que, no longo prazo, faria com que o preço da camiseta no Brasil aumentasse e com que o preço da camiseta nos EUA diminuísse, o que reequilibraria o mercado, de modo que a EPPC voltasse a ser igual a 1. No mundo real, dada a existência de tarifas, custos de transporte e diferentes níveis de tecnologia entre os países, isto não ocorre.

Assim, a taxa de câmbio real, doravante TCR, passa a ser um elemento importante para o estudo do fenômeno de *pass-through*.

Analisando a questão por outro ângulo, vale mencionar que a proporção k também pode ser descrita como a relação entre o preço dos bens comercializáveis (C) e o dos não comercializáveis (NC) de uma economia ($k = C/NC$). Assim, quando a taxa de câmbio real está apreciada, pode-se dizer que os não comercializáveis estão caros relativamente aos comercializáveis. Neste caso, uma depreciação cambial pode ter dois efeitos, dependendo de sua magnitude: (1) apenas ajustar os preços relativos entre C e NC , sem causar grandes pressões sobre os preços de não transacionáveis ou (2) pressionar os preços de NC e, como consequência, provocar inflação generalizada. Isto significa que, para que a depreciação não resulte em um aumento generalizado do nível de preços da economia, é necessário ajustar os preços relativos de C e NC , de modo que a proporção k permaneça constante (GOLDFAJN; WERLANG, 2000).

Destaca-se, no entanto, que se os preços dos não comercializáveis estiverem baixos relativamente aos comercializáveis, será muito difícil haver uma redução adicional (como resultado da depreciação) e, portanto, maiores serão as chances de um reajuste daqueles preços (dos NC), pressionando a inflação. Em contrapartida, parece ser plausível supor que quando os preços dos não comercializáveis encontram-se num nível elevado relativamente aos comercializáveis (por exemplo, quando o câmbio está apreciado), a alta dos preços relativos destes últimos é mais facilmente assimilável sem repasse aos preços dos não comercializáveis.

O terceiro determinante do coeficiente de *pass-through* elencado foi o nível da inflação, que, por sua vez, afeta as expectativas de inflação. Afinal, conforme destacam Goldfajn e Werlang (2000):

“... o ambiente de inflação pode determinar a inclinação das firmas a aumentar os preços na presença de custos crescentes. O *pass through* é determinado pela percepção de uma mudança recorrente nos custos, a qual é largamente influenciada pela persistência da inflação. Uma vez que a inflação tende a estar positivamente correlacionada à persistência da inflação, esta, por sua vez, pode estar positivamente relacionada com o *pass through*, conforme argumentado por Taylor (1999).” (GOLDFAJN; WERLANG, 2000, p.8, grifo nosso, tradução nossa).

Por fim, o quarto condicionante do coeficiente de *pass-through* destacado pelos autores foi o nível de abertura da economia. Para eles, “em uma economia mais aberta, com grande presença de importações e exportações, uma depreciação terá efeitos maiores sobre os preços” (GOLDFAJN; WERLANG, 2000, p.8, tradução nossa), o que indica que, na visão de Goldfajn

e Werlang (2000), a força do efeito *pass-through* tende a aumentar conforme o grau de abertura do país em questão ao comércio internacional.

Explicados os determinantes do coeficiente, os autores estabelecem que:

“O coeficiente de *pass through* é definido pela relação entre a inflação acumulada em j períodos, $\pi[t, t+j]$, e a depreciação da taxa de câmbio também acumulada em i períodos $\hat{\epsilon}[t-1, t+j-1]$, permitindo o atraso de pelo menos um mês na resposta da inflação a uma mudança na taxa de câmbio. Um coeficiente de *pass through* próximo de 1 é equivalente a um *pass through* total da depreciação da taxa de câmbio para a inflação, enquanto um coeficiente próximo a zero representa a total inelasticidade dos preços da economia à uma mudança na taxa de câmbio nominal.” (GOLDFAJN; WERLANG, 2000, p.9, grifo nosso, tradução nossa)

Sendo assim, na construção da equação utilizada para estabelecer a relação entre inflação, desvalorização cambial e demais variáveis macroeconômicas, Goldfajn e Werlang (2000) afirmam que (1) a inflação acumulada foi tratada como a diferença entre o índice de preços (CPI *index*) no tempo $t+12$ e no tempo t , que (2) a depreciação foi calculada como mudanças no índice da taxa de câmbio efetiva nominal, que (3) como *proxy* do nível de abertura da economia utilizou-se a somatória das importações com as exportações (ou o fluxo de comércio) como percentual do PIB e, por fim, mas não menos importante, que (4) o desvio da taxa de câmbio real adveio de dados mensais da taxa de câmbio real multilateral, em que o desalinhamento da TCR foi compreendido como a diferença entre a TCR observada e a TCR filtrada pela técnica de Hodrick-Prescott (HP), uma ferramenta matemática bastante utilizada por macroeconomistas para remover flutuações de curto prazo associadas ao ciclo econômico dos dados coletados (MILHOMENS; GADELHA, 2014).

Vale destacar que a utilização do filtro HP foi bastante relevante porque, conforme afirmam os autores:

“Utilizando a técnica de Hodrick-Prescott, o modelo calculou o percentual de variação do PIB em torno de uma tendência estimada. Neste sentido, uma variação positiva indica que o país esteve crescendo mais rápido que a tendência, enquanto uma variação negativa implica o oposto. O mesmo procedimento foi aplicado para a taxa de câmbio real efetiva. Assim, a taxa de câmbio de equilíbrio é estimada pela tendência ao invés de se assumir uma taxa de câmbio de equilíbrio que estivesse de acordo com a teoria da Paridade do Poder de Compra (ver GOLDFAJN e VALDES, 1999)”. (GOLDFAJN; WERLANG, 2000, p.9-10, tradução nossa)

Abaixo segue a equação mencionada, em que (1) i indica o país e t o tempo, (2) a taxa de inflação e a depreciação da taxa de câmbio nominal estão acumuladas em um período de tempo e (3) o efeito *pass-through* é captado no coeficiente β_1 e é uma função linear das outras variáveis em questão (GOLDFAJN; WERLANG, 2000):

$$\pi_{i,[t,t+j]} = \alpha + \beta_1 \hat{\epsilon}_{i,[t-1,t+j-1]} + \beta_2 \text{TCR}_{i,t(-1)} + \beta_3 \text{HiatoPIB}_{i,t} + \beta_4 \pi_{i,t(-1)} + \beta_5 \text{ABERT}_{i,t} + u$$

Assim, se para os autores β_1 corresponde à equação abaixo, entende-se que sua equação de regressão capta os efeitos cruzados do câmbio com as demais variáveis macroeconômicas.

$$\beta_1 = \beta_6 + \beta_7 \text{TCR}_{i,t(-1)} + \beta_8 \text{HiatoPIB}_{i,t} + \beta_9 \pi_{i,t(-1)} + \beta_{10} \text{ABERT}_{i,t}$$

A equação de regressão fica, portanto, conforme descrita abaixo:

$$\pi_{i,[t,t+j]} = \alpha + \beta_6 \hat{\epsilon}_{i,[t-1,t+j-1]} + \beta_7 \hat{\epsilon}_{i,[t-1,t+j-1]} * \text{TCR}_{i,t(-1)} + \beta_8 \hat{\epsilon}_{i,[t-1,t+j-1]} * \text{HiatoPIB}_{i,t} +$$

$$\beta_9 \hat{\epsilon}_{i,[t-1,t+j-1]} * \pi_{i,t(-1)} + \beta_{10} \hat{\epsilon}_{i,[t-1,t+j-1]} * \text{ABERT}_{i,t} + \beta_2 \text{TCR}_{i,t(-1)} + \beta_3 \text{HiatoPIB}_{i,t} + \beta_4 \pi_{i,t(-1)} +$$

$$\beta_5 \text{ABERT}_{i,t} + u$$

Dentre as conclusões trazidas pelos autores após os exercícios empíricos, tem-se, portanto, a consolidação da listagem dos principais determinantes da extensão do efeito de *pass-through*, sendo eles (de forma não ordenada): (1) o componente cíclico, (2) o quanto o câmbio real encontra-se sobrevalorizado no instante t_0 , (3) a taxa de inflação observada também neste ponto e (4) o nível de abertura da economia. Para os autores, o coeficiente de *pass-through* se eleva quanto maior o intervalo de tempo observado, atingindo seu “pico” em 12 meses (GOLDFAJN; WERLANG, 2000).

O artigo também evidencia que diferentes regiões geográficas apresentam distintos coeficientes de *pass-through*, ao menos a partir de três meses de observação (GOLDFAJN; WERLANG, 2000). No cenário construído, as Américas e a Ásia apresentaram as maiores constantes, ainda que no caso do continente americano este resultado tenha sido altamente influenciado pelas condições inflacionárias dos países da América do Sul (GOLDFAJN; WERLANG, 2000).

Goldfajn e Werlang (2000) apresentam ainda que, após agruparem os 71 países da amostra em três categorias, a saber, desenvolvidos, emergentes e em desenvolvimento, o segundo grupo apresentou um coeficiente de *pass-through* bem maior que os demais no período de um ano - 0,912 contra 0,605 e 0,506 do primeiro e do terceiro grupos, respectivamente, sendo 0 o nível mínimo de *pass-through* e 1 o *pass-through* total. Para os países emergentes, a sobrevalorização da taxa de câmbio real é o principal determinante da extensão do fenômeno (GOLDFAJN; WERLANG, 2000). Já para os países desenvolvidos, foi o patamar inicial da

inflação que se mostrou como condicionante mais forte do efeito *pass-through* (GOLDFAJN; WERLANG, 2000).

Diante disso, entende-se que o processamento do *pass-through* é influenciado de maneiras distintas pelos coeficientes da equação de regressão elaborada pelos autores, para quem:

“A influência da taxa de câmbio real aumenta quanto maior o horizonte estudado, enquanto a influência do patamar inicial da inflação é limitada aos primeiros seis meses de observação. A variação do PIB e o nível de abertura da economia são mais sensíveis ao horizonte e à amostra escolhida. O hiato do PIB tem um efeito importante em um período de seis meses. No entanto, o sinal se altera quando o horizonte é de 12 meses. A provável razão é o fato de que o nível de atividade no momento t tem poucos efeitos sobre o fenômeno de *pass through* observado para o período próximo a $t+12$. Na essência, é possível que desvalorizações sejam anticíclicas, de forma que o hiato inicial do PIB esteja negativamente correlacionado à possibilidade de *pass through*.” (GOLDFAJN; WERLANG, 2000, p.19, grifo nosso, tradução nossa)

Por fim, outra importante conclusão do artigo é a percepção de que os modelos de predição de inflação mais antigos tendem a prever patamares de inflação mais elevados do que os efetivamente observados em casos de severa depreciação cambial (GOLDFAJN; WERLANG, 2000). Isto leva a crer, na visão dos autores, que a política monetária deve ser elaborada com mais cautela, especialmente quando são utilizados modelos antigos de predição de inflação (GOLDFAJN; WERLANG, 2000).

Esta faceta da importância do estudo do efeito *pass-through* mostra sua persistência até os dias atuais, estimulando pesquisas apoiadas pelo *Bank for International Settlement* (BIS) com o objetivo de determinar como o fenômeno evoluiu nas economias desenvolvidas e emergentes ao longo do tempo, sobretudo após a devastadora crise de 2008. Dentre estas iniciativas encontra-se a publicação “*Exchange rate pass-through: what has changed since the crisis?*”, desenvolvida por Martina Jašová, Richhild Moessner e Előd Takáts, levada a público em 2016 e, assim como a contribuição de Goldfajn e Werlang (2000), altamente importante para a presente pesquisa.

Nesta obra, assim como nos trabalhos da dupla brasileira, fica expresso que os resultados da pesquisa realizada têm relevância, sobretudo, por apontarem mudanças nas condições elementares de elaboração da política econômica (JAŠOVÁ; MOESSNER; TAKÁTS, 2016). Jašová, Moessner e Takáts (2016) também se aproximam de Goldfajn e Werlang (2000) ao apontarem que a inflação *per se* colabora para a efetivação do efeito de *pass-through*. Afinal, para os autores, “quando a inflação está alta, mudanças na taxa de câmbio são passadas adiante

mais rapidamente e de forma mais intensa porque as firmas tem que reajustar seus preços frequentemente” (JAŠOVÁ; MOESSNER; TAKÁTS, 2016, p.2, tradução nossa) e é justamente com isto em mente que Jašová, Moessner e Takáts (2016) argumentam que os baixos níveis de *pass-through* observados atualmente poderiam implicar não só a redução do temor dos Bancos Centrais em relação a flutuações no câmbio, mas também a concretização da ideia de que a taxa de câmbio pode já não ser o canal mais efetivo para a elaboração de políticas monetárias, ao menos não da maneira que se percebia antes da crise de 2008 (JAŠOVÁ; MOESSNER; TAKÁTS, 2016).

No entanto, embora as exposições a cima apontem que a redução do *pass-through* possa levar a uma futura estabilidade dos preços, os autores fazem questão de deixar claro que “seus resultados se aplicam a grupos de países, e não a um estudo de caso individual” (JAŠOVÁ; MOESSNER; TAKÁTS, 2016, p.3, tradução nossa). Sua pesquisa foi realizada com uma amostra de dados trimestrais de 22 países emergentes e 11 economias avançadas entre os anos de 1994 e 2015 retirada da plataforma do BIS e, para alcançar os resultados desejados, os autores estimaram a equação de regressão abaixo:

$$\Pi_{it} = \alpha_i + \beta_t + \delta \pi_{it-1} - \sum_{j=0}^3 y_j \Delta TCNE_{it-j} - \sum_{k=0}^3 \mu_k \Delta TCNE^2_{it-k} - \sum_{l=0}^3 \nu_l \Delta TCNE^3_{it-l} + \phi y_{it} + \epsilon_{it}$$

Em que (1) Π_{it} equivale às diferenças no log dos índices de preços ao consumidor trimestrais ajustados sazonalmente no país i e no trimestre t , (2) y_{it} é o hiato do produto do país i no trimestre t , (3) $\Delta TCNE_{it}$ é a mudança no log da taxa de câmbio nominal efetiva (TCNE), (4) α_i representa os efeitos fixos do país i e (5) β_t simboliza os efeitos fixos do tempo t (JAŠOVÁ; MOESSNER; TAKÁTS, 2016). Segundo os autores, as não linearidades são captadas pelo modelo nas mudanças quadráticas e cúbicas da taxa de câmbio e os termos da taxa de câmbio são apresentados com sinal negativo porque na série original a depreciação da taxa de câmbio do país é refletida como uma diminuição da TCNE (JAŠOVÁ; MOESSNER; TAKÁTS, 2016). Sendo assim, tendo por base a equação de regressão acima, é possível estimar o *pass-through* linear contemporâneo de curto e de longo prazo (JAŠOVÁ; MOESSNER; TAKÁTS, 2016), já que:

“O *pass-through* da taxa de câmbio linear contemporânea é definido como o coeficiente de mudança logarítmica da TCNE que consta na regressão a cima, ou seja, y_1 . O *pass-through* linear anual, por sua vez, é a soma dos coeficientes de quatro trimestres, ou seja, $y_1 + y_2 + y_3 + y_4$, e o *pass-through* linear de longo prazo é definido como o *pass-through* anual dividido por um menos o coeficiente de inflação

defasada, ou seja $y_1 + y_2 + y_3 + y_4/(1-\delta)$.” (JAŠOVÁ; MOESSNER; TAKÁTS, 2016, p. 5, grifo nosso, tradução nossa)

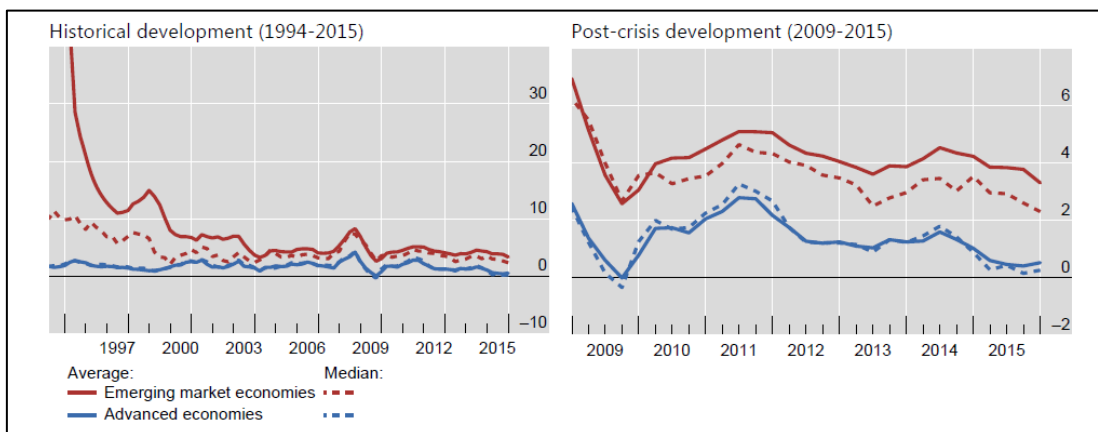
No entanto, o modelo não estava pronto. Para estudar a evolução do efeito *pass-through* após a crise de 2008, os autores inseriram uma variável *dummy* D_t que assumiria o valor 0 no período pré-crise (1º Tri 1994 – 2º Tri 2008) e o valor 1 no período pós-crise (3º Tri 2009 - 4º Tri 2015). O período de crise em si foi omitido e foi elaborada uma nova equação de regressão (JAŠOVÁ; MOESSNER; TAKÁTS, 2016):

$$\begin{aligned} \Pi_{it} = & \alpha_i + \beta_t + \delta\pi_{it-1} - \sum_{j=0}^3 y_j \Delta TCNE_{it-j} - \sum_{k=0}^3 \mu_k \Delta TCNE^2_{it-k} - \sum_{l=0}^3 \nu_l \Delta TCNE^3_{it-l} + \phi y_{it} \\ & + \delta DD_t \pi_{it-1} - \sum_{j=0}^3 y_j DD_t \Delta TCNE_{it-j} - \sum_{k=0}^3 \mu_k DD_t \Delta TCNE^2_{it-k} - \sum_{l=0}^3 \nu_l DD_t \Delta TCNE^3_{it-l} + \\ & \phi DD_t y_{it} + \epsilon_{it} \end{aligned}$$

Foi então utilizando o modelo a cima e realizando o exercício em separado para países emergentes e para economias avançadas que os autores chegaram à conclusão de que a incidência do efeito *pass-through* nas economias emergentes reduziu-se de forma acentuada após a crise de 2008, enquanto nas economias avançadas o fenômeno manteve sua tendência de baixa e estável ocorrência, tanto para o efeito contemporâneo quanto para o anual e o de longo-prazo - o que demonstra que os resultados do modelo não se alteram com o alargamento do horizonte temporal (JAŠOVÁ; MOESSNER; TAKÁTS, 2016). Deve-se destacar, no entanto, que, “embora tenha ocorrido um grande declínio da incidência deste fenômeno sobre as economias emergentes, as estimativas de *pass-through* ainda são menores nos países desenvolvidos” (JAŠOVÁ; MOESSNER; TAKÁTS, 2016, p.2, grifo nosso, tradução nossa).

Segundo os autores, a redução da incidência do fenômeno nos países emergentes se deu devido ao drástico declínio dos índices de preços dessas economias nos anos que precederam a crise de 2008, efeito demonstrado na Figura 1 abaixo (JAŠOVÁ; MOESSNER; TAKÁTS, 2016).

Figura 1. Dinâmica da inflação: preços ao consumidor, variações ano a ano (%)



Fonte: JAŠOVÁ; MOESSNER; TAKÁTS. **Exchange rate pass-through:** what has changed since the crisis? BIS Working Papers, 2016, p.8.

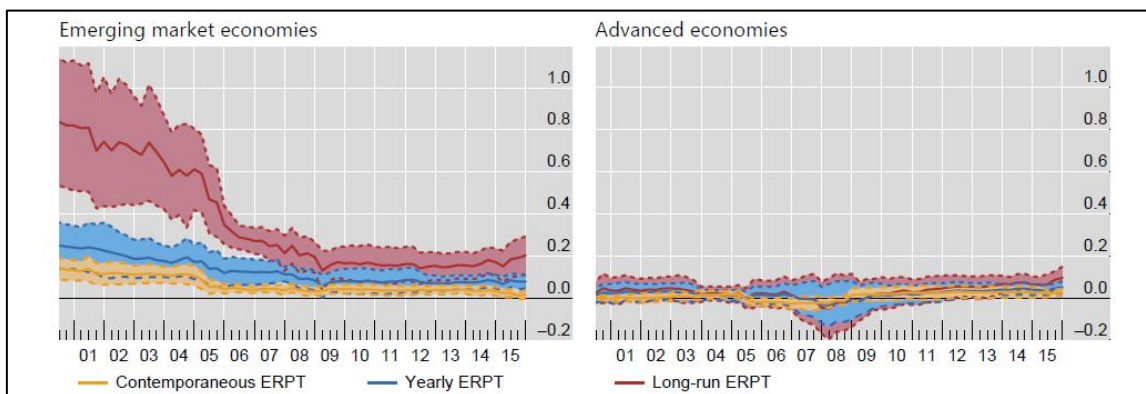
Para testar esta hipótese, foi feita mais uma alteração na equação de regressão originalmente elaborada. A ela foi adicionado um termo de interação⁵ entre os movimentos da taxa de câmbio e a inflação de quatro trimestres anteriores (JAŠOVÁ; MOESSNER; TAKÁTS, 2016). Isto fez com que os autores chegassem a uma nova equação (abaixo), que os permitiu confirmar a tese de que uma inflação menor leva a um efeito *pass-through* reduzido:

$$\begin{aligned} \Pi_{it} = & \alpha_i + \beta t + \delta \pi_{it-1} - \sum_{j=0}^3 \gamma_j \Delta TCNE_{it-j} - \sum_{k=0}^3 \mu_k \Delta TCNE^2_{it-k} - \sum_{l=0}^3 \nu_l \Delta TCNE^3_{it-l} + \phi \gamma_{it} \\ & - \sum_{j=0}^3 \gamma_j \pi_{it-4} \Delta TCNE_{it-j} - \sum_{k=0}^3 \mu_k \pi_{it-4} \Delta TCNE^2_{it-k} - \sum_{l=0}^3 \nu_l \pi_{it-4} \Delta TCNE^3_{it-l} \end{aligned}$$

Jašová, Moessner e Takáts (2016) argumentam, por fim, que é importante controlar não linearidades ao estimar o *pass-through*. Afinal, conforme destacam os autores, as estimativas de *pass-through* linear não demonstram queda e sim um aumento constante do fenômeno nos países emergentes após 2013, “acompanhando a redução das compras de ativos pelo Federal Reserve e o aumento da volatilidade da taxa de câmbio nos mercados emergentes” (JAŠOVÁ; MOESSNER; TAKÁTS, 2016, p. 10, tradução nossa). Assim, para os autores, o controle dos termos não-lineares é de extrema importância para a eficiência do modelo (JAŠOVÁ; MOESSNER; TAKÁTS, 2016). Nas figuras 2 e 3 abaixo é possível perceber a diferença de resultados aos quais o modelo chega ao controlar e não controlar as não linearidades.

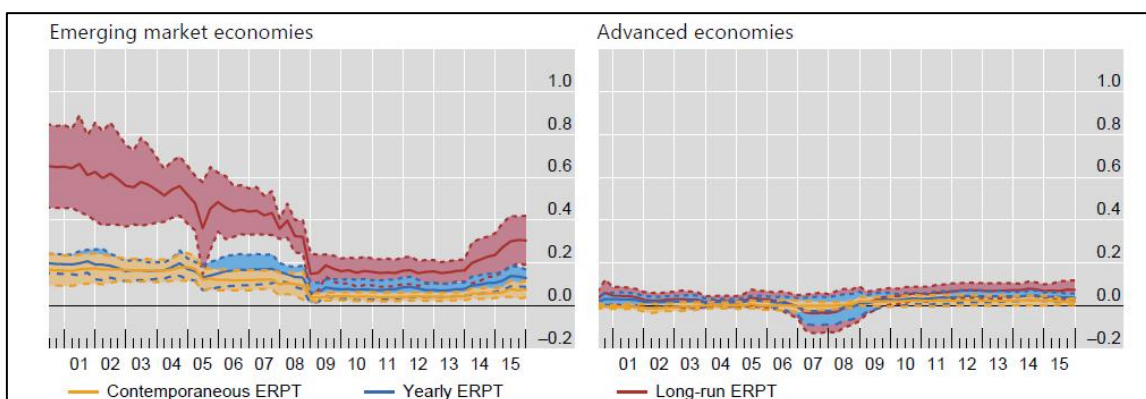
⁵ Em exercícios econométricos, quando o efeito de uma variável independente em uma variável dependente varia de acordo com o nível/grau de outra variável independente, existe um efeito de interação entre elas. Em uma equação de regressão, o efeito de interação é representado pela multiplicação das variáveis independentes.

Figura 2. Efeito *pass-through* no modelo original (janela de seis anos)



Fonte: JAŠOVÁ; MOESSNER; TAKÁTS. **Exchange rate pass-through: what has changed since the crisis?** BIS Working Papers, 2016, p.6.

Figura 3. Efeito *pass-through* omitindo termos não-lineares (janela de seis anos)



Fonte: JAŠOVÁ; MOESSNER; TAKÁTS. **Exchange rate pass-through: what has changed since the crisis?** BIS Working Papers, 2016, p.10.

Estas descobertas de Jašová, Moessner e Takáts (2016) são muito importantes, pois ajudam a compreender mudanças na forma com que alterações nas taxas de câmbio são transmitidas aos preços dos consumidores na economia global. Sendo assim, mesmo que suas estimativas se refiram apenas para grupos de países e não a casos particulares, elas permitem contextualizar os *policy-makers* em um cenário em que a taxa de câmbio pode já não ser o canal mais efetivo para a elaboração de políticas monetárias (JAŠOVÁ; MOESSNER; TAKÁTS, 2016).

Dentre os países que tem se preocupado com esta questão está o Canadá. Em 2015, o Banco Central Canadense publicou um texto para discussão intitulado “*Exchange Rate Pass-Through to Consumer Prices: Theory and Recent Evidence*” cujo tema era justamente o entendimento do efeito de *pass-through* da taxa de câmbio aos preços – uma das razões pelas quais este foi escolhido como elemento norteador desta pesquisa. Nele, os autores Laurence Savoie-Chabot e Mikael Khan (2015) não só apontam que “em uma economia aberta como a canadense, os movimentos das taxas de câmbio podem ter efeitos significativos sobre os

preços” (SAVOIE-CHABOT; KHAN, 2015, p.1, tradução nossa), como também apresentam alguns dos mecanismos pelos quais variações da taxa de câmbio impactam o nível de preços e as implicações disso para a política monetária.

Segundo os autores, mudanças na taxa de câmbio podem afetar os preços de forma direta e indireta (SAVOIE-CHABOT; KHAN, 2015). Sendo assim, dada uma depreciação da taxa de câmbio nominal, os efeitos diretos são transmitidos por dois canais:

“Em primeiro lugar, os preços de bens finais que são importados pelo Canadá se tornam mais caros, como resultado da redução do poder de compra da moeda canadense. Em segundo lugar, os preços dos produtos importados que são utilizados na produção doméstica se tornam mais caros. Isto aumenta os custos de produção dos produtores domésticos, os quais podem consequentemente repassar este aumento nos custos para os consumidores por meio dos preços.” (SAVOIE-CHABOT; KHAN, 2015, p.2, tradução nossa)

Deve-se destacar, no entanto, que, conforme destacam os autores, a transmissão por meio da via direta dependerá de diversos fatores como “a taxa de *pass-through* para os preços de importados, o percentual de produtos importados na cesta de consumo básica, condições de demanda e o custo de ajuste dos preços” (SAVOIE-CHABOT; KHAN, 2015, p.1, grifo nosso, tradução nossa).

A transmissão indireta, por sua vez, “ocorre quando as variações da taxa de câmbio provocam mudanças na composição da demanda e nos níveis de demanda agregada e de salários” (SAVOIE-CHABOT; KHAN, 2015, p.1, tradução nossa). Neste caso, quando uma depreciação acontece, a demanda por bens canadenses aumenta tanto doméstica quanto internacionalmente, o que pressiona os preços domésticos por levar a uma eventual necessidade de maiores contratações, possíveis aumentos de salário e prováveis repasses dos aumentos de custo das firmas para os preços (SAVOIE-CHABOT; KHAN, 2015).

No entanto, segundo Savoie-Chabot e Khan (2015), embora uma depreciação do dólar canadense seja capaz de aumentar a inflação, no longo prazo a inflação depende em última instância da política monetária. Neste sentido “se a política monetária tiver sucesso em manter as expectativas de longo prazo da inflação perto da meta, o efeito *pass-through* sobre a taxa de inflação será somente transitório” (SAVOIE-CHABOT; KHAN, 2015, p.3, grifo nosso, tradução nossa).

Isto significa que, na visão dos autores, os Bancos Centrais devem ir além dos efeitos diretos e focar no que seria o grande alvo das políticas monetárias, isto é, nas questões de oferta

e de demanda da economia e nas estimativas de hiato do produto (SAVOIE-CHABOT; KHAN, 2015). Fica claro, portanto, que para Savoie-Chabot e Khan (2015), “uma vez que a política monetária leva tempo para ter efeito, reagir a choques de curto prazo é desnecessário e pode vir a ser contra produtivo”, (SAVOIE-CHABOT; KHAN, 2015, p.3, tradução nossa), embora se reconheça que depreciações contínuas devam ser monitoradas.

Outro importante ponto destacado pelos autores é a questão da influência dos preços de *commodities*. Afinal:

“... movimentos na taxa de câmbio no Canadá são frequentemente causados, em parte, por mudanças nos preços das *commodities*. O impacto líquido na inflação dependerá, portanto, da magnitude relativa dessas duas forças. Por exemplo, um dólar canadense desvalorizado tenderá a elevar o patamar de inflação conforme o exemplo dado a cima, mas se a depreciação está sendo causada por uma baixa nos preços de *commodities*, então isto fará com que a inflação se reduza por meio do impacto direto que os baixos preços das *commodities* terão sobre os preços de produtos nelas intensivos como a gasolina. Adicionalmente, baixos preços de *commodities* normalmente tem impacto indireto negativo sobre a inflação por meio de seus efeitos redutores na demanda agregada.” (SAVOIE-CHABOT; KHAN, 2015, p.3, grifo nosso, tradução nossa)

Sendo assim, os formuladores de políticas de países como o Canadá e o Brasil, grandes exportadores de *commodities*, devem tomar cuidado ao elaborar políticas monetárias com base na depreciação cambial, sendo necessário entender as causas e a temporalidade deste fenômeno antes de tomar quaisquer medidas que se julgarem necessárias (SAVOIE-CHABOT; KHAN, 2015).

Dentre as ferramentas utilizadas pelo Banco Central Canadense para quantificar o efeito *pass-through* estão modelos estruturais referentes à economia deste país como o ToTEM, em inglês *Terms of Trade Economic Model*, isto é, Modelo Econômico de Termos de Troca, e o LENS, em inglês *Large Empirical Semi-Structural Model*, isto é, Modelo Empírico Semi-Estrutural (SAVOIE-CHABOT; KHAN, 2015). Segundo Savoie-Chabot e Khan (2015), estes modelos apresentam *links* entre inflação, política monetária e taxa de câmbio, e são combinados a outros arquétipos mais simples - que possibilitam quantificar o impacto direto do efeito *pass-through* - para que seja possível identificar como as diferentes categorias que compõem os índices de preços do consumidor estão sendo afetadas pelas mudanças na taxa de câmbio.

Como exemplo, os autores citam um modelo que utiliza dados trimestrais historicamente observados para estimar o efeito de *pass-through* do câmbio para cada um dos componentes do Índice de Preços do Consumidor individualmente, os agregando em seguida

para formar estimativas globais (SAVOIE-CHABOT; KHAN, 2015). A equação de regressão elaborada segue abaixo:

$$\Delta p_t^i = \alpha + \sum_{j=0}^4 \beta_j \Delta e_{t-j} + \sum_{j=0}^4 \gamma_j \Delta \text{ppi}_{t-j}^i + \theta y_t + \varepsilon_t$$

Em que (1) Δp_t^i é a diferença logarítmica do nível de preços doméstico para o componente i, (2) ppi_{t-j}^i é a diferença logarítmica do nível de preços externo para o componente i, (3) Δe_t é a diferença no log da taxa de câmbio nominal \$EUA/\$Canadá e (4) y_t é a medida convencional do hiato do produto (SAVOIE-CHABOT; KHAN, 2015). Para Savoie-Chabot e Khan (2015):

“Controlar mudanças nos preços externos é importante, já que custos com importação são uma função da taxa de câmbio bem como preços do produtor na moeda local do país de origem. A inclusão do hiato do produto como uma variável de controle adicional garante que os coeficientes estimados da taxa de câmbio capturem os efeitos diretos do *pass-through*, em vez dos efeitos indiretos que operam por meio de mudanças na demanda agregada. A estimativa do repasse de curto prazo é dada por β_0 , enquanto a estimativa de longo prazo é simplesmente a soma dos coeficientes da taxa de câmbio, $\sum_{j=0}^4 \beta_j$.” (SAVOIE-CHABOT; KHAN, 2015, p.3, grifo nosso, tradução nossa)

Isto significa que o modelo acima é capaz de estimar o impacto direto das variações da taxa de câmbio para cada um dos componentes do Índice de Preços do Consumidor, como por exemplo energia, comida, transportes etc., tanto para o curto quanto para o longo prazo (SAVOIE-CHABOT; KHAN, 2015). Sendo assim, com o auxílio de estudos sobre a composição dos custos de produção do país e de modelos mais complexos, seus resultados tornam possível a elaboração de uma visão holística sobre o efeito de *pass-through* e sua relação com o futuro nível de atividade da economia, algo bastante importante para a elaboração de políticas públicas. Afinal, conforme concluem os autores, é dever do Banco Central desenvolver políticas que sejam eficazes e produtivas e que tenham como foco questões efetivamente relevantes para a política econômica (SAVOIE-CHABOT; KHAN, 2015). Neste contexto, uma interpretação realística das variáveis e do cenário macroeconômico é altamente importante.

Os parágrafos anteriores expõem com detalhes as contribuições teóricas que orientam este trabalho. Neles, foi possível compreender não só os argumentos que levaram Goldfajn e Werlang (2000) a estabelecer (a) o componente cíclico, (b) o quanto o câmbio real encontra-se sobrevalorizado no instante t_0 , (c) a taxa de inflação observada em t_0 e (d) o nível de abertura de economia como importantes condicionantes do efeito de *pass-through*, como também a ideia de que a inflação colabora para a própria evolução deste fenômeno.

Esta ideia, por sua vez, compartilhada tanto pela dupla brasileira quanto por Jašová, Moessner e Takáts (2016), foi estudada pelos últimos com grande interesse. A partir desses estudos, identificou-se, por exemplo, que os efeitos de repasse do câmbio para a inflação tem sido pouco sentidos pelos países desenvolvidos e que, surpreendentemente, o ano de 2008 foi um divisor de águas na natureza do efeito de *pass-through* incidente sobre os países emergentes, com dramática redução de sua ocorrência, sobretudo, pela diminuição dos níveis de inflação nestes países. Os autores destacaram ainda a importância do controle de não linearidades para a obtenção de resultados de mais qualidade nos modelos desenvolvidos, no intuito de que se faça possível compreender as mudanças na forma com que as variações da taxa de câmbio têm sido sentidas globalmente. Por fim, Savoie-Chabot e Khan (2015) complementaram o quadro teórico por meio da apresentação de métodos para identificação da extensão do efeito de *pass-through*, o que é bastante útil para a formulação de política econômica.

Assim, tendo sido compreendidos os determinantes do fenômeno por meio da obra de Goldfajn e Werlang (2000), identificadas as tendências mundiais do efeito de *pass-through* a partir dos estudos de Jašová, Moessner e Takáts (2016) e estabelecidos os métodos de verificação do estado de natureza deste fenômeno em meio a uma economia por meio das contribuições de Savoie-Chabot e Khan (2015), parte-se para a seção seguinte deste trabalho, em que será explicitado como que estes conhecimentos são necessários para compreender a razão de as desvalorizações cambiais que ocorreram em 2018 não terem sido sentidas nos preços domésticos da forma como ocorrera em 2002.

Capítulo II - Metodologia

Conforme exposto acima, este capítulo tem como objetivo descrever a metodologia a ser utilizada nas próximas sessões deste trabalho. Sendo assim, nos parágrafos a seguir serão explicitados os passo-a-passos dos exercícios econométricos e das demais análises desenvolvidas adiante, para que seja possível discutir as diferenças nos efeitos de *pass-through* do câmbio aos preços da economia brasileira entre os anos de 2002 e 2018.

Assim, tendo por base o modelo proposto por Goldfajn e Werlang (2000) e assumindo que (1) i indica o país - neste caso o Brasil - e t o tempo, (2) a taxa de inflação e a depreciação da taxa de câmbio nominal estão acumuladas em um período de tempo e (3) o efeito *pass-through* é captado no coeficiente β_1 e é uma função linear das outras variáveis em questão (GOLDFAJN; WERLANG, 2000), parte-se da seguinte equação de regressão:

$$\pi_{i,[t,t+j]} = \alpha + \beta_1 \hat{\epsilon}_{i,[t-1,t+j-1]} + \beta_2 TCR_{i,t(-1)} + \beta_3 \text{HiatoPIB}_{i,t} + \beta_4 \pi_{i,t(-1)} + \beta_5 ABERT_{i,t} + u$$

Em que (1) a inflação acumulada na variável explicada ou em β_4 será tratada, respectivamente, como a variação do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) em 12 meses partindo do tempo t ou $(t-1)$ e chegando em $t+12$ ou $(t-1)+12$; (2) a depreciação da taxa de câmbio nominal, cujo efeito sobre a inflação é representado por β_1 , será calculada por meio da variação acumulada em 12 meses do índice da taxa de câmbio efetiva nominal; (3) o desvio da taxa de câmbio real (TCR), cujo efeito sobre a inflação é representado por β_2 , será calculado com base em dados mensais do índice da taxa de câmbio real efetiva; (4) o hiato de produto, cujo efeito sobre a inflação é representado por β_3 , considera dados elaborados pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) e, por fim, mas não menos importante, (5) como *proxy* do nível de abertura da economia, cujo efeito sobre a inflação é representado por β_5 , será utilizada a soma de importações mais exportações como percentual do PIB em dólares.

Para elaboração das variáveis consideradas na regressão, serão utilizados dados do IPEADATA, do ComexStat e do Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) do Banco Central do Brasil. As séries retiradas do SGS são as de código 433 (Índice nacional de preços ao consumidor-amplo (IPCA) - Var. % mensal), 11752 (Índice da taxa de câmbio real efetiva (IPCA) - Jun/1994=100 - Índice), 20360 (Índice da taxa de câmbio efetiva nominal - Jun/1994=100 - Índice) e 4385 (PIB mensal - Em US\$ milhões - US\$ milhões). O ano base escolhido foi 2000 devido à restrição dos dados de hiato de produto, retirados do IPEADATA. Já os dados referentes à importação e exportação foram extraídos da base de dados ComexStat.

Uma vez gerados e extraídos os dados necessários para o exercício econométrico, estes serão imputados no programa R. Espera-se observar, a partir dos resultados da regressão, que a evolução do coeficiente de *pass-through* de 2002 a 2018 se deu de acordo com as tendências constatadas por Jašová, Moessner e Takáts (2016) para os períodos pré e pós-crise de 2008. Se esta hipótese for constatada, poder-se-á dizer que a tese de que os baixos níveis de *pass-through* observados atualmente implicam que a taxa de câmbio pode já não ser o canal mais efetivo para a elaboração de políticas monetárias (JAŠOVÁ; MOESSNER; TAKÁTS, 2016) poderá ser aplicada ao caso brasileiro.

Especificamente no que tange às diferenças entre os efeitos de *pass-through* de 2002 e de 2018, será feito um estudo dos fatores que provocam o repasse de forma direta e indireta por meio da análise de conjuntura para que seja possível entendê-las.

Para isso, serão importantes as contribuições de Savoie-Chabot e Khan (2015), que atribuem “(ˆ) a taxa de *pass-through* para os preços de importados, (a) o percentual de produtos importados na cesta de consumo básica, (ˆs) condições de demanda e (a) o custo de ajuste dos preços” (SAVOIE-CHABOT; KHAN, 2015, p.1, grifo nosso, tradução nossa) grande responsabilidade no que tange à transmissão de variações na taxa de câmbio aos preços de forma direta. Assim, para a análise do efeito de *pass-through* direto, indicadores que permitam analisar (1) a participação de produtos importados na demanda agregada da economia, (2) a evolução dos componentes do IPCA, (3) a taxa de desemprego da economia, (4) a evolução do endividamento das famílias e (5) o nível de utilização da capacidade instalada da indústria serão de suma importância. Neste sentido, as séries 433, 4447, 4449, 3696, 4453, 4458, 1635, 1636, 1639, 21379, 1344, 19881 e 19882 do SGS do Banco Central do Brasil assim como as tabelas de números 656, 1419, 6381, 2040, 2050 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) serão de grande auxílio neste trabalho.

Deve-se destacar, ainda, que o efeito de *pass-through* indireto ocorre quando a depreciação da taxa de câmbio é tamanha que a demanda internacional por bens domésticos se expande e, ao provocar uma eventual necessidade de maiores contratações, possíveis aumentos de salário e prováveis repasses dos aumentos de custo das firmas para os preços (SAVOIE-CHABOT; KHAN, 2015), pressiona ainda mais os preços domésticos. Assim, acredita-se que os níveis de ociosidade da economia e a evolução da participação brasileira no comércio internacional serão de grande ajuda para avaliar a existência, ou não, deste tipo de repasse em 2002 e 2018, sendo os dados de comércio internacional retirados da base de dados TradeMap.

Uma vez explicitada a metodologia deste trabalho, a próxima seção terá como objetivo a análise da evolução do efeito de *pass-through* nos últimos anos.

Capítulo III - O efeito de *pass-through* no Brasil

III.1. Um breve *overview* dos últimos anos

Tomando por base a equação de regressão de Goldfajn e Werlang (2000), observou-se que, de fato, os coeficientes de *pass-through* para os períodos 2002 a 2008 e 2009 a 2018 são diferenciados, sendo o β_1 correspondente à regressão dos anos que antecederam a crise de 2008 (0,030283) maior que o do período compreendido entre 2009 e 2018 (0,009281), conforme demonstram as tabelas-resumo 2 e 3.

Tabela 2. Resultados da regressão para o período de 2002 a 2008

Coeficientes	Estimador	Erro Padrão	T-valor	Pr(> t)
α	-0,162475	1,106001	-0,147000	0,883600
$\hat{\epsilon}$ (t-1)	0,030283	0,004998	6,059000	0,000000 ***
TCR (t-1)	0,007903	0,004036	1,958000	0,053800 .
HiatoPIB (t)	-0,230814	0,053085	-4,348000	0,000041 ***
π (t-1)	0,917019	0,023226	39,482000	< 2e-16 ***
Abert (t)	0,592382	5,724791	0,103000	0,917900
Cod. Signif.: 0 '***' 0,001 '**' 0,01 '*' 0,05 '.' 0,1 ' ' 1				
Erro Padrão Residual: 0,5079 em 78 graus de liberdade				
R ² Múltiplo: 0,9822 R ² Ajustado: 0,9810				
Estatística F: 858,8 em 5 e 78 DF, p-valor: < 2,2e-16				

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 3. Resultados da regressão para o período de 2009 a 2018

Coeficientes	Estimador	Erro Padrão	T-valor	Pr(> t)
α	1,039636	0,694429	1,497000	0,137129
$\hat{\epsilon}$ (t-1)	0,009281	0,003103	2,991000	0,003409 **
TCR (t-1)	0,007475	0,004405	1,697000	0,092412 .
HiatoPIB (t)	-0,063600	0,017578	-3,618000	0,000444 ***
π (t-1)	0,957787	0,016856	56,822000	< 2e-16 ***
Abert (t)	-7,817304	3,576023	-2,186000	0,030857 *
Cod. Signif.: 0 '***' 0,001 '**' 0,01 '*' 0,05 '.' 0,1 ' ' 1				
Erro Padrão Residual: 0,3128 em 114 graus de liberdade				
R ² Múltiplo: 0,9748 R ² Ajustado: 0,9737				
Estatística F: 881,2 em 5 e 114 DF, p-valor: < 2,2e-16				

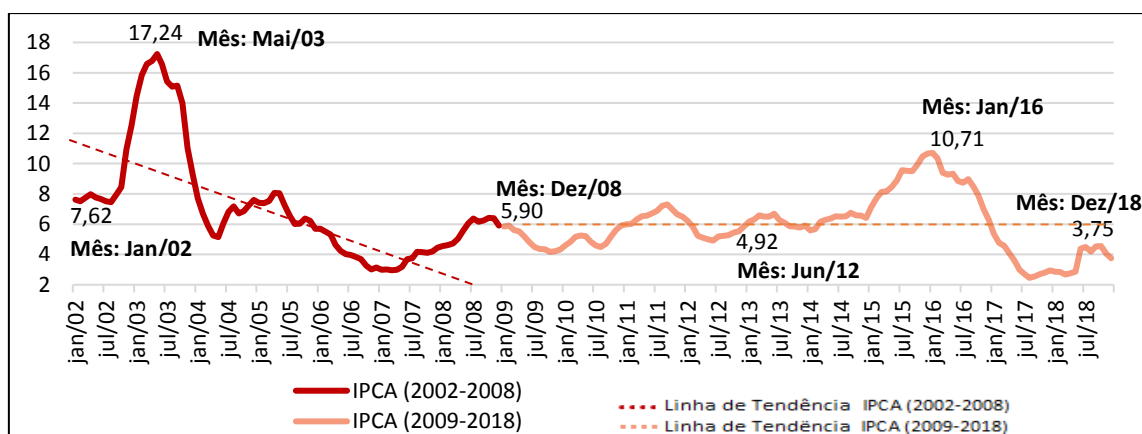
Fonte: Elaboração própria.

A análise dos coeficientes encontrados implica a percepção de que no período anterior à crise a variação acumulada da taxa de câmbio nominal em t-1 era uma variável que possuía efeitos quase três vezes maiores sobre a inflação do que possui no período mais recente. Além disso, observa-se que o coeficiente de *pass-through* é estatisticamente mais significativo na regressão rodada para os anos pré-crise do que na regressão referente aos anos pós-crise de 2008. Assim, tendo em vista que a variação percentual nos preços domésticos devido a uma variação de 1% na taxa de câmbio nominal parece não surtir efeitos tão significativos quanto no passado (JAŠOVÁ; MOESSNER; TAKÁTS, 2016), sugere-se que o peso da taxa de câmbio nos contornos da política monetária brasileira tem se reduzido no tempo.

Quando Jašová, Moessner e Takáts (2016) notaram que a incidência do efeito *pass-through* nas economias emergentes reduziu-se de forma acentuada após a crise de 2008, atrelaram este fato ao drástico declínio da inflação dessas economias nos anos que precederam a crise. De fato, no que se refere ao caso brasileiro, a análise da evolução da variação acumulada em 12 meses do IPCA demonstra que houve grande desaceleração do crescimento dos índices de preços nos anos que antecederam a crise de 2008, ao passo que não se percebeu aceleração inflacionária como a de 2002 no período pós-crise (Gráfico 7).

A evidência empírica sugere, portanto, que o efeito de repasse da desvalorização cambial aos preços domésticos esteja diminuindo no decorrer do tempo, sobretudo, devido ao declínio da inflação observada no país. Neste contexto, vale destacar que o coeficiente correspondente à inflação do período anterior (t-1) é positivo e altamente significativo no modelo. Assim, uma vez que a inflação passada foi menor no período recente, o efeito de *pass-through* dos últimos anos foi reduzido.

Gráfico 7. Evolução da inflação (variação acumulada em 12 meses; %)



Fonte: Elaboração própria. **Dados:** Banco Central do Brasil.

Sugere-se, assim, que a importância relativa do câmbio no que tange à política monetária brasileira vem se reduzindo no decorrer dos anos. Isto representa uma grande mudança em relação ao que era percebido no final da década de 1990 e início dos anos 2000, momento em que o câmbio foi considerado importante instrumento de contenção da inflação, além de se relacionar com o fato de a desvalorização cambial de 2018 não ter sido sentida nos preços domésticos da mesma forma que ocorrera em 2002.

No que tange aos demais coeficientes da equação de regressão, torna-se interessante destacar que, nos dois períodos analisados, conforme esperado: (1) o β referente à taxa de câmbio real apresenta sinal positivo, já que uma moeda depreciada em termos reais tende a sofrer maiores pressões inflacionárias; e (2) o β referente ao hiato de produto possui sinal

negativo, demonstrando que quanto mais a economia se afasta de seu PIB potencial, menores são as chances de pressões inflacionárias ocorrerem. Chama atenção o fato de que o coeficiente referente à abertura da economia é não-significativo para os anos pré-crise de 2008 e significativo para os anos posteriores com sinal negativo, o que leva a crer que, neste caso, a competição externa tende a reduzir a capacidade de repasse de desvalorizações cambiais aos preços.

Por fim, mas não menos importante, cabe destacar nesta seção que, ao discorrerem sobre seu modelo, Goldfajn e Werlang (2000) apontam que a equação de regressão por eles elaborada pode ser expandida. A equação abaixo apresenta aquela utilizada no modelo dos autores e neste trabalho, cujos resultados foram apresentados acima:

$$\pi_{i,[t,t+j]} = \alpha + \beta_1 \hat{\epsilon}_{i,[t-1,t+j-1]} + \beta_2 \text{TCR}_{i,t(-1)} + \beta_3 \text{HiatoPIB}_{i,t} + \beta_4 \pi_{i,t(-1)} + \beta_5 \text{ABERT}_{i,t} + u$$

Segundo a dupla brasileira, nesta equação, o coeficiente β_1 corresponde ao efeito de repasse do câmbio aos preços e pode ser “quebrado”, por sua vez, na equação que segue, cujas variáveis independentes são as mesmas que determinam a inflação⁶ (GOLDFAJN; WERLANG, 2000):

$$\beta_1 = \beta_6 + \beta_7 \text{TCR}_{i,t(-1)} + \beta_8 \text{HiatoPIB}_{i,t} + \beta_9 \pi_{i,t(-1)} + \beta_{10} \text{ABERT}_{i,t}$$

Substituindo-se β_1 na primeira equação, torna-se possível expandi-la, de modo que os efeitos cruzados do câmbio sobre as demais variáveis que determinam a inflação ficam aparentes. Sendo assim, além dos efeitos das variáveis independentes *per se* sobre a inflação, ter-se-ão também os coeficientes correspondentes às variações percentuais nos preços domésticos devidas à interação entre a depreciação do câmbio e (1) o desvio da taxa de câmbio real em relação à taxa de câmbio real de equilíbrio em t-1, (2) o percentual de hiato de produto verificado no período analisado, (3) a inflação acumulada no período imediatamente anterior ao analisado (t-1) e (4) o grau de abertura da economia no período t. A equação expandida segue abaixo (GOLDFAJN, WERLANG, 2000):

$$\begin{aligned} \pi_{i,[t,t+j]} = & \alpha + \beta_6 \hat{\epsilon}_{i,[t-1,t+j-1]} + \beta_7 \hat{\epsilon}_{i,[t-1,t+j-1]} * \text{TCR}_{i,t(-1)} + \beta_8 \hat{\epsilon}_{i,[t-1,t+j-1]} * \text{HiatoPIB}_{i,t} + \\ & \beta_9 \hat{\epsilon}_{i,[t-1,t+j-1]} * \pi_{i,t(-1)} + \beta_{10} \hat{\epsilon}_{i,[t-1,t+j-1]} * \text{ABERT}_{i,t} + \beta_2 \text{TCR}_{i,t(-1)} + \beta_3 \text{HiatoPIB}_{i,t} + \beta_4 \pi_{i,t(-1)} + \\ & \beta_5 \text{ABERT}_{i,t} + u \end{aligned}$$

⁶ Ver explicação no Capítulo I.

Uma vez apresentada a equação expandida, deve-se mencionar que, durante a elaboração deste trabalho, buscou-se realizar a análise dos efeitos cruzados do câmbio com as demais variáveis macroeconômicas do modelo para cada um dos anos escolhidos por meio do método sugerido acima. No entanto, tendo em vista a pequena quantidade de observações devido à frequência mensal dos dados tanto para 2002 quanto para 2018, o exercício tornou-se frágil, com pouca ou nenhuma significância estatística. Nota-se, portanto, que não é possível utilizar o método de Goldfajn e Werlang (2000) em anos isolados para fins de comparação a fim de observar os efeitos cruzados do câmbio com as demais variáveis do modelo.

Sendo assim, a comparação dos dois anos por meio da análise dos fatores que provocam o repasse do câmbio aos preços de maneira direta e indireta com base nas contribuições de Savoie-Chabot e Khan (2015) torna-se mais que necessária para compreender a razão de o movimento de depreciação do câmbio em 2018 não ter apresentado efeitos inflacionários como em 2002. Segue-se, portanto, para a próxima seção, em que serão analisados fatores conjunturais com o auxílio de indicadores econômicos.

III.2. Os anos de 2002 e de 2018 por meio de análise de conjuntura

Nesta seção serão estudados os fatores que provocam o efeito *pass-through* de forma direta e indireta com o auxílio de indicadores econômicos. De acordo com Savoie-Chabot e Khan (2015), a transmissão por meio da via direta dependerá “(d)a taxa de *pass-through* para os preços de importados, (d)o percentual de produtos importados na cesta de consumo básica, (das) condições de demanda e (d)o custo de ajuste dos preços” (SAVOIE-CHABOT; KHAN, 2015, p.1, grifo nosso, tradução nossa). Sendo assim, para a análise destes fatores serão considerados os seguintes indicadores econômicos: (1) a participação de produtos importados na demanda agregada da economia; (2) a evolução dos componentes do IPCA; (3) a taxa de desemprego da economia, (4) a evolução do endividamento das famílias e (5) o nível de utilização da capacidade instalada da indústria.

A transmissão indireta, por sua vez, “ocorre quando as variações da taxa de câmbio provocam mudanças na composição da demanda e nos níveis de demanda agregada e de salários” (SAVOIE-CHABOT; KHAN, 2015, p.1, tradução nossa). Neste caso, a depreciação provoca um efeito a mais de inflação de demanda a partir do aumento da demanda internacional por produtos domésticos, que pressiona a utilização dos fatores capital e trabalho da economia e os encarece. Para identificar, portanto, a existência de efeito indireto, será observada a evolução da participação do Brasil no comércio mundial como *proxy* do aumento da demanda estrangeira por bens domésticos.

III.2.1. O repasse direto

A análise dos fatores que permitem o repasse direto de variações na taxa de câmbio para os índices de preços no Brasil para os anos selecionados se iniciará, conforme exposto acima, pela identificação do percentual de participação das importações na demanda agregada para os anos selecionados. O objetivo desta análise é observar se a economia aumentou ou diminuiu sua dependência em relação à produtos importados quando se compara os anos de 2002 e de 2018, já que a compra de produtos fabricados no exterior, seja para consumo intermediário, seja para consumo final, funciona como fonte primária do efeito de *pass-through* quando ocorrem depreciações cambiais. Se o percentual de 2002 se mostrar maior que o de 2018, ter-se-á um passo ante a explicação das diferenças no que tange ao efeito de repasse desses dois anos.

Tabela 4. PIB e componentes sob a ótica da demanda (valores correntes, R\$ bilhão)

Período	PIB	Consumo das Famílias (C)	Consumo do Governo (G)	Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF)	Variação de Estoques (VE)	Exportação (X)	Importação (M)
2002	1.489	922	295	267	-7	212	199
2018	6.828	4.392	1.346	1.081	-28	1.011	975

Fonte: Elaboração própria. **Dados:** Sistema de Contas Nacionais Trimestrais – IBGE.

Tabela 5. Participação relativa dos componentes de demanda no PIB (%)

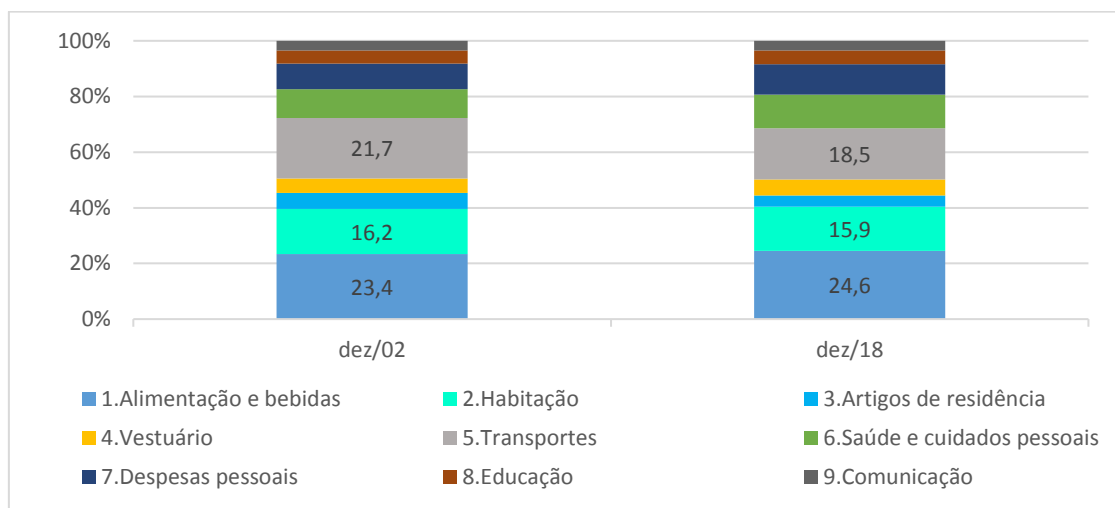
Período	C/PIB	G/PIB	FBCF/PIB	VE/PIB	X/PIB	M/PIB
2002	61,90	19,81	17,93	-0,48	14,23	13,39
2018	64,33	19,72	15,83	-0,40	14,81	14,28

Fonte: Elaboração própria. **Dados:** Sistema de Contas Nacionais Trimestrais - IBGE.

A tabela 5 acima apresenta o percentual de participação dos componentes do PIB pela ótica da demanda para 2002 e 2018. Observa-se que as importações aumentaram sua participação relativa no PIB em pouco mais de um ponto percentual. Isto significa que a dependência brasileira em relação às importações não apresentou mudanças significativas quando estes dois períodos são comparados. Assim, não se pode afirmar que este canal de repasse de depreciações cambiais para os preços tenha se alterado de forma significativa no decorrer do tempo. Neste sentido, a hipótese de que o efeito de *pass-through* tenha sido significativo em 2002 em decorrência de uma maior dependência de produtos importados ante 2018, isto é, da existência de um canal de repasse maior, mostra-se errônea. Disto isto, parte-se para a análise dos índices de preços, em que serão analisadas as relações entre os componentes do IPCA e a taxa de câmbio acumulada em 12 meses para os dois anos, no intuito de identificar diferenças que expliquem a amplitude do fenômeno no passado em contraposição ao que ocorrera no período mais recente.

Para a realização da análise comparativa dos componentes do IPCA entre os anos de 2002 e de 2018, em primeiro lugar, identificou-se que a distribuição dos pesos dos principais grupos que compõem o IPCA, isto é, alimentação e bebidas, transportes e habitação, permaneceu razoavelmente estável nos dois anos analisados (Gráfico 8).

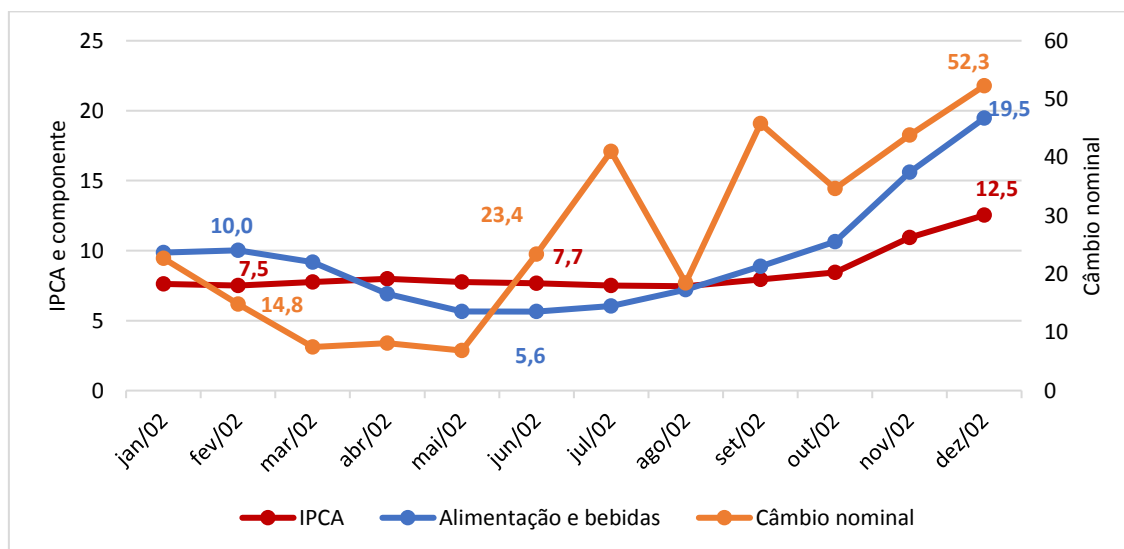
Gráfico 8. Distribuição de peso dos grupos que compõem o IPCA (dez/2002 e dez/2018)



Fonte: Elaboração própria. **Dados:** IBGE.

Isto significa que alterações significativas nestes componentes afetariam o IPCA dos dois anos de forma comparável. No gráfico 9, observa-se que, em 2002, os preços dos alimentos e bebidas foram bastante afetados pela alta do dólar no segundo semestre do ano, sendo responsáveis por 36,5% da variação do IPCA ou por 4,56% - 19,5% (componente acumulado em 12 meses no mês de dezembro) multiplicado por 23,4% (Peso do componente no IPCA de dezembro) - dos 12,5% do IPCA acumulado em 12 meses de dezembro de 2002.

Gráfico 9. IPCA, câmbio e alimentação e bebidas em 2002 (variação acumulada em 12 meses; %)

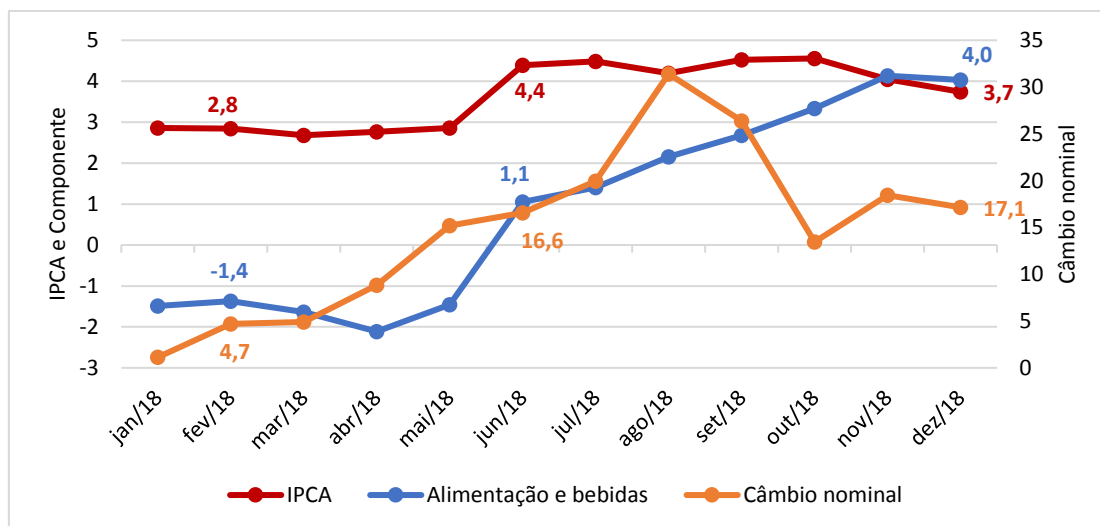


Fonte: Elaboração própria. **Dados:** Banco Central do Brasil.

Já em 2018, os alimentos e bebidas tiveram um impacto relativamente menor no IPCA. Afinal, embora tenham sido impactados pela depreciação cambial (Gráfico 10) e pelo efeito do

fim da supersafra de 2017⁷, alguns de seus subgrupos vinham apresentando inflação bem-comportada (Tabela 6). Neste sentido, o grupo contribuiu em 26,6% para a alta do IPCA, 10 pontos percentuais a menos que em 2002.

Gráfico 10. IPCA, câmbio e alimentação e bebidas em 2018 (variação acumulada em 12 meses; %)



Fonte: Elaboração própria. **Dados:** Banco Central do Brasil.

Tabela 6. Componentes dos alimentos e bebidas: Peso no IPCA e variação acumulada em 12 meses (%)

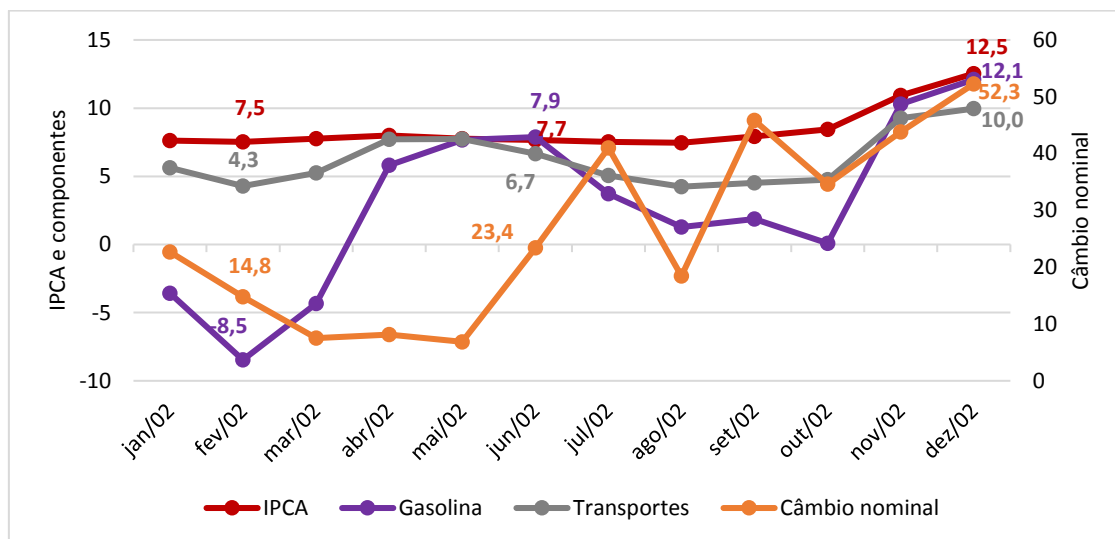
Código	Subgrupo/Item Descrição	Peso no IPCA (%)		Var. Acum. em 12 meses (%)		
		dez/18	dez/17	out/17	nov/17	dez/18
11	Alimentação no domicílio	15,7313	-4,85	3,34	4,44	4,53
1101	Cereais, leguminosas e oleaginosas	0,8485	-24,55	-2,22	0,6	3,47
1102	Farinhas, féculas e massas	0,6723	-4,11	0,46	3,81	3,36
1103	Tubérculos, raízes e legumes	0,6875	-4,43	7,88	26,96	39,68
1104	Açúcares e derivados	0,7781	-12,79	-4,51	-3,22	-3,39
1105	Hortaliças e verduras	0,2208	0,88	5,66	8,55	10,79
1106	Frutas	0,9935	-16,52	9,84	12,14	14,1
1107	Carnes	2,6018	-2,5	1,61	1,88	2,25
1108	Pescados	0,3409	2,67	3,15	3,41	2,94
1109	Carnes e peixes industrializados	0,7538	-0,53	-0,07	0,78	0,35
1110	Aves e ovos	1,0153	-5,08	0,98	3,23	3,08
1111	Leites e derivados	2,0009	-5,85	14,02	9,55	6,22
1112	Panificados	1,9601	1,92	5,54	6,31	4,37
1113	Óleos e gorduras	0,4341	-2,4	2,68	2,57	1,45
1114	Bebidas e infusões	1,8572	3,3	-0,81	-0,32	-0,32
1115	Enlatados e conservas	0,1611	2,98	2,83	3,69	3,43
1116	Sal e condimentos	0,4054	-4,25	-0,89	-0,98	-0,34

Fonte: Elaboração própria. **Dados:** IBGE.

⁷ Disponível em: < <https://economia.estadao.com.br/noticias/geral,depois-de-supersafra-em-2017-campo-deve-registrar-queda-de-producao-de-6-neste-ano,70002183218>>. Acesso em 15 de agosto de 2019.

No que se refere aos transportes, observou-se que a participação do grupo na variação acumulada em 12 meses do IPCA de dezembro de 2002 e de 2018 foi de, respectivamente, 17,4% e 21%. O câmbio foi um fator muito significativo para este grupo nos dois anos analisados, tendo em vista que um de seus componentes, a gasolina, altamente atrelada ao dólar e ao preço internacional do barril de petróleo, compôs 4,4% e 4,6% do IPCA, respectivamente, em dezembro de 2002 e de 2018, e sofreu grande alta nestes períodos.

Gráfico 11. IPCA, câmbio, transportes e gasolina em 2002 (variação acumulada em 12 meses; %)

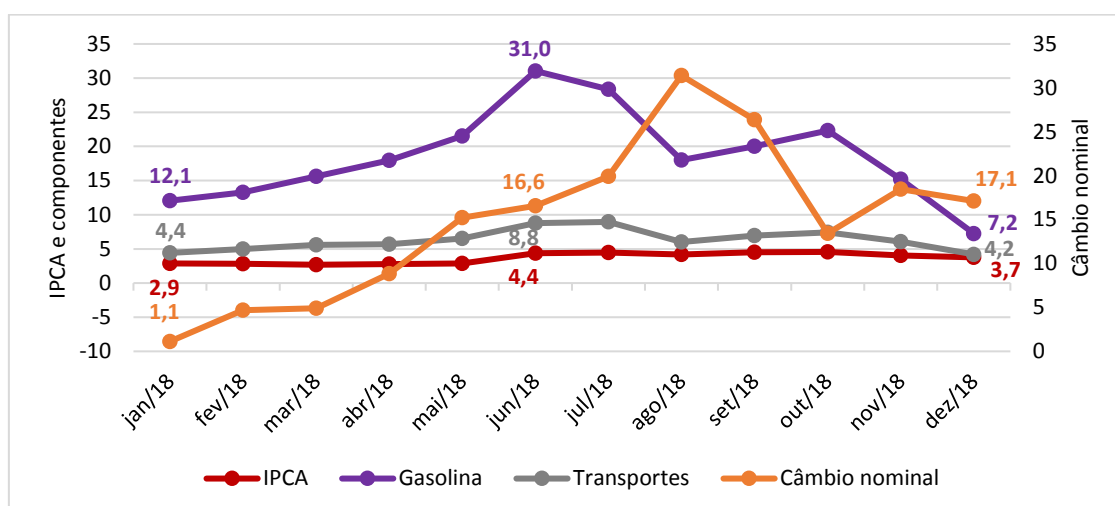


Fonte: Elaboração própria. **Dados:** Banco Central do Brasil.

Em 2002, a variação positiva de 12,1% (Gráfico 11) se deu, principalmente, por fatores políticos e econômicos externos, embora o resultado das eleições presidenciais e a consequente alta do dólar do período tenham influenciado este resultado. No final do ano, a greve do setor petrolífero na Venezuela e os riscos de uma guerra no Iraque impuseram forte aumento nos preços do barril de petróleo⁸, algo que, somado à desvalorização cambial, determinou a elevação dos preços da gasolina nacional. Isto teve grande impacto no IPCA de 2002, que voltou a subir após o choque cambial promovido pelos temores do mercado em relação ao resultado das eleições de outubro.

⁸Disponível em: <<https://noticias.uol.com.br/inter/reuters/2002/12/23/ult27u29809.jhtm>> e <http://g1.globo.com/Noticias/Economia_Negocios/0,,MUL599285-9356,00-TERCEIRO+CHOQUE+DO+PETROLEO+MAIS+COMPLEXO+QUE+OS+PRECEDENTES.html>. Acesso: em 15 de agosto de 2019.

Gráfico 12. IPCA, câmbio, transportes e gasolina em 2018 (variação acumulada em 12 meses; %)



Fonte: Elaboração própria. **Dados:** Banco Central do Brasil.

Já em 2018, boa parte da alta nos preços da gasolina (Gráfico 12) esteve atrelada à valorização do dólar e a questões internas relacionadas aos impasses trazidos pela greve dos caminhoneiros de maio daquele ano, cujos questionamentos sobre o preço do diesel e as políticas de reajustes levaram, inclusive, à renúncia do então presidente da Petrobrás, Pedro Parente⁹. A alta foi controlada, dentre outros motivos, pela valorização do real com as expectativas sobre os resultados das eleições de outubro de 2018, bem como pelo pacote de medidas sancionado pelo governo na negociação com os caminhoneiros¹⁰.

No que tange à análise dos preços relacionados à habitação, nota-se que em 2002 este componente foi responsável por 16,9% da variação acumulada do IPCA, enquanto em 2018 ele foi responsável por 20,2% da alta do índice. Isto se explica, sobretudo, pelo componente de energia elétrica, cujo peso na composição do IPCA em dezembro de 2002 e de 2018 foi de, respectivamente, 4,2% e 3,7%.

Em 2002, ainda se vivia resquícios do racionamento de energia que vigorou entre junho de 2001 e fevereiro de 2002¹¹, causado, sobretudo, pela ausência de chuvas e insuficiência dos reservatórios das hidrelétricas que abasteciam o país. Neste sentido, os preços da energia

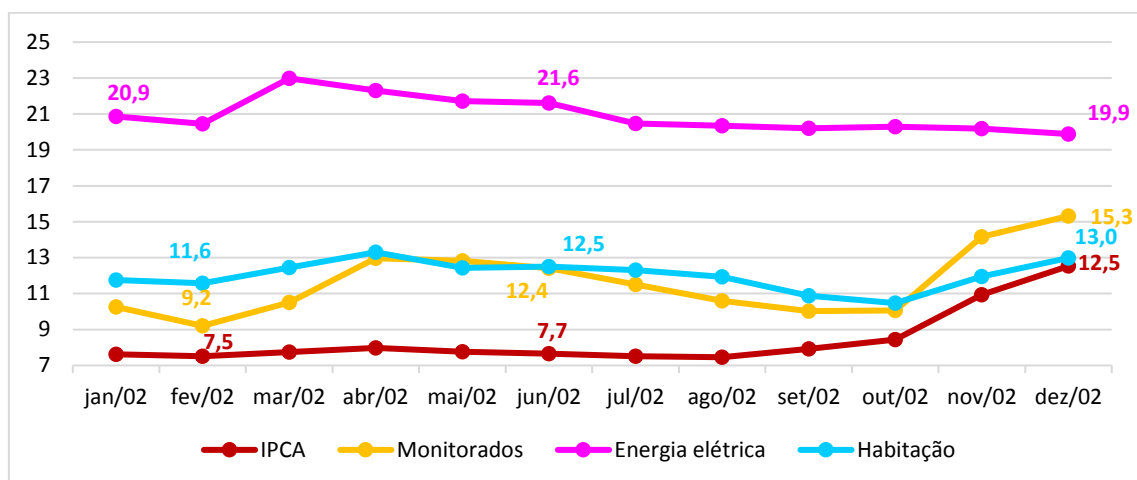
⁹Disponível em: <<https://g1.globo.com/economia/noticia/2019/01/11/gasolina-subiu-quase-o-dobro-da-inflacao-em-2018.ghtml>>. Acesso em 15 de agosto de 2019.

¹⁰Disponível em: <<https://www.infomoney.com.br/mercados/noticia/8210371/governo-anuncia-pacote-de-medidas-para-atender-os-caminhoneiros-acompanhe>> e <<https://oglobo.globo.com/economia/para-evitar-greve-de-caminhoneiros-governo-anuncia-2-bi-em-obras-credito-de-500-milhoes-23603102>>. Acesso em 15 de agosto de 2019.

¹¹Disponível em: <<https://www1.folha.uol.com.br/fsp/dinheiro/fi1904200530.htm>>. Acesso em: 15 de agosto de 2019.

elétrica dispararam (Gráfico 13), fazendo com que 6,7% da alta do IPCA daquele ano se devesse à variação positiva do componente de energia elétrica.

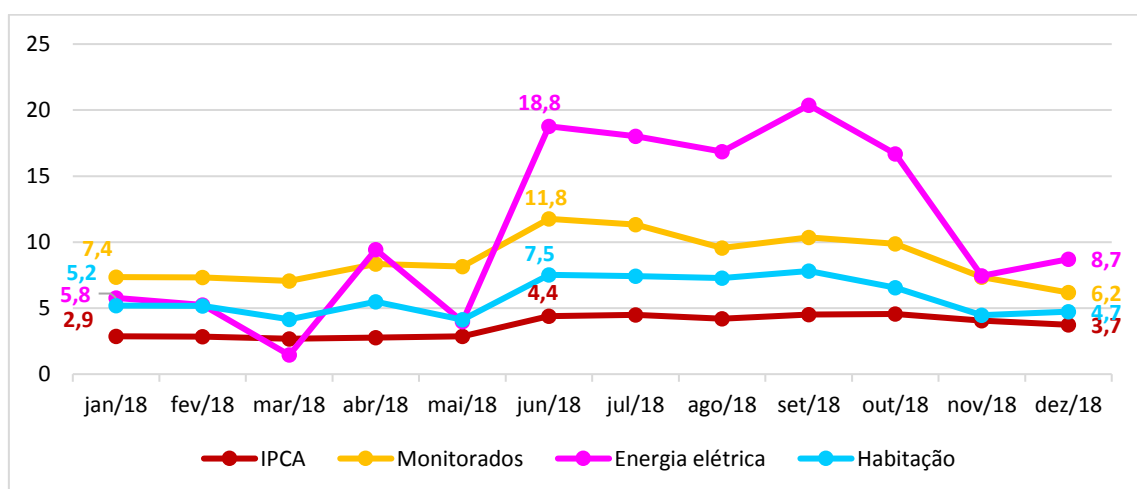
Gráfico 13. IPCA, monitorados, habitação e energia elétrica em 2002 (variação acumulada em 12 meses; %)



Fonte: Elaboração própria. **Dados:** Banco Central do Brasil

Em 2018, a falta de chuvas impossibilitou novamente que as hidrelétricas funcionassem em plena capacidade. Isto acarretou o aumento da tarifa de energia elétrica, que permaneceu alguns meses sob a bandeira vermelha. Além disso, os fortes reajustes de distribuidoras importantes como a Eletropaulo pressionaram ainda mais o preço da energia elétrica, parte integrante dos preços monitorados, os maiores responsáveis pela variação do IPCA em 2018. Ainda assim, ao contrário do que ocorrera em 2002, após o choque nos preços, os custos com habitação e energia elétrica se normalizaram no final do ano (Gráfico 14).

Gráfico 14. IPCA, monitorados, habitação e energia elétrica em 2018 (variação acumulada em 12 meses;%)

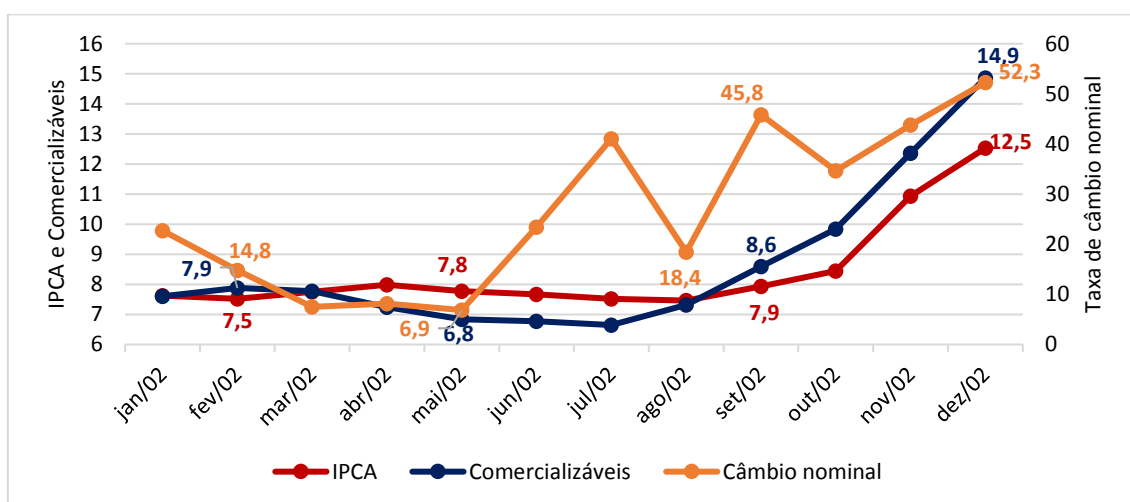


Fonte: Elaboração própria. **Dados:** Banco Central do Brasil.

A análise dos componentes do IPCA realizada até aqui permite observar, portanto, que, se em 2002 os choques nos preços tiveram efeito perene, em 2018 os fatores que impulsionaram

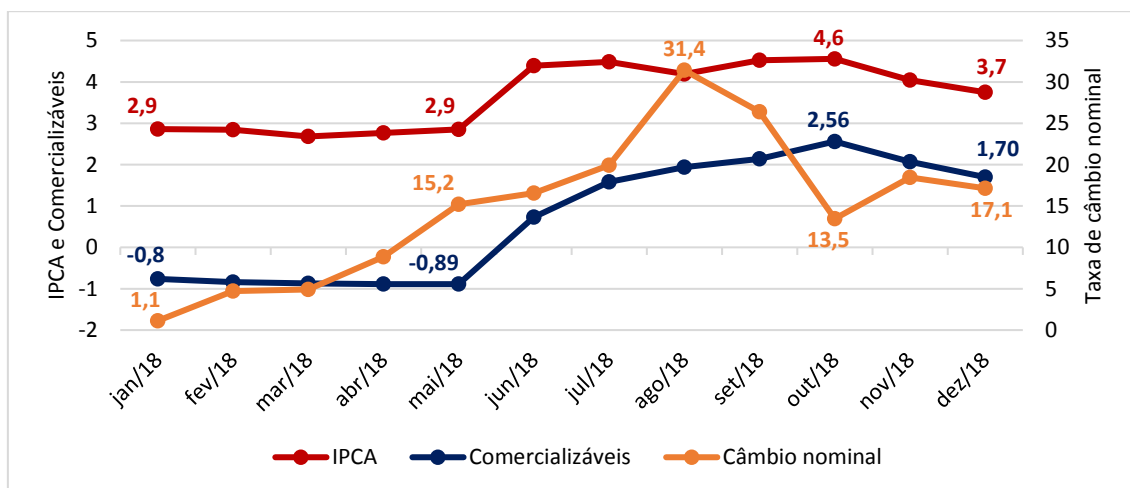
o IPCA não manifestaram efeitos duradouros sobre a economia. Sendo assim, conforme apontam os gráficos 15 e 16, o choque nos preços domésticos provocado pela desvalorização cambial foi muito mais acompanhado pelos preços de comercializáveis em 2002 do que em 2018. Isto leva a crer que a desvalorização cambial de 2002 contribuiu para uma inflação de custo que não ocorreu em 2018.

Gráfico 15. IPCA, câmbio e comercializáveis em 2002 (variação acumulada em 12 meses; %)



Fonte: Elaboração própria. **Dados:** Banco Central do Brasil.

Gráfico 16. IPCA, câmbio e comercializáveis em 2018 (variação acumulada em 12 meses; %)



Fonte: Elaboração própria. **Dados:** Banco Central do Brasil.

Neste sentido, conforme demonstra a tabela abaixo, os índices de difusão de 2002 apontam que a disseminação da inflação pela economia ocorre no segundo choque de câmbio do ano, isto é, em setembro de 2002, enquanto em 2018, com exceção de junho devido aos impactos da greve dos caminhoneiros, nenhum dos meses apontou inflação generalizada.

Tabela 7. Índices de difusão mensais de 2002 e de 2018

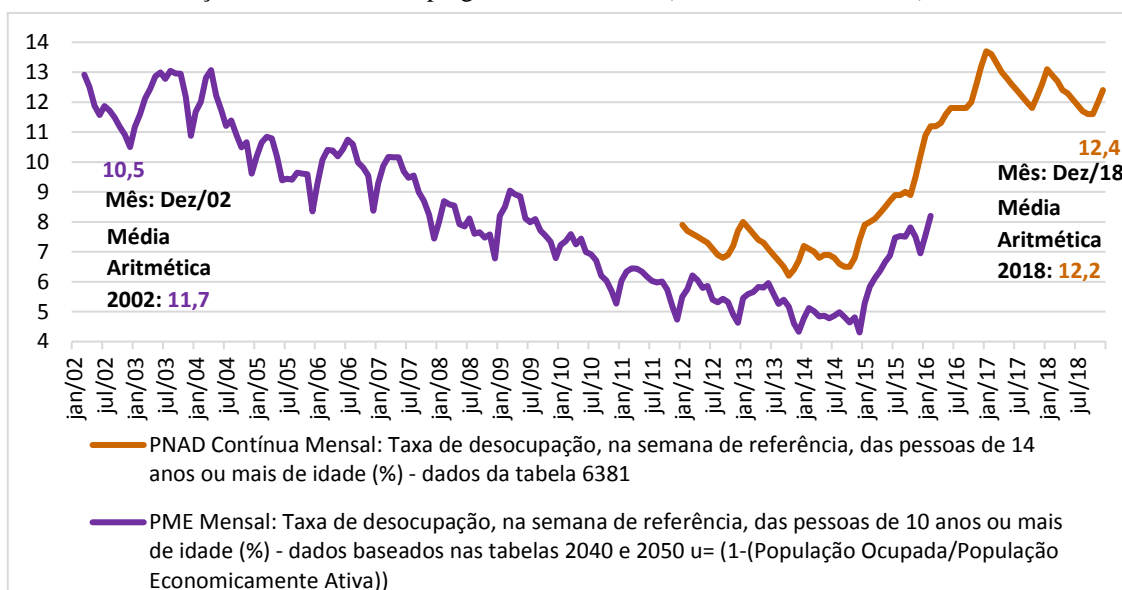
Índice de difusão mensal (%)		
Mês	2002	2018
Janeiro	73,83	57,91
Fevereiro	62,11	48,53
Março	62,11	50,40
Abril	57,81	53,89
Mai	56,84	55,35
Junho	59,38	65,54
Julho	61,33	49,61
Agosto	63,87	51,70
Setembro	70,90	62,14
Outubro	70,90	60,31
Novembro	83,20	54,57
Dezembro	83,59	61,10

Fonte: Elaboração própria. **Dados:** Banco Central do Brasil.

Assim, a análise dos componentes do IPCA leva a crer que em 2002 a economia brasileira sofreu um choque de custos que não ocorreu em 2018. A hipótese levantada é a de que teria sido mais fácil para as empresas repassar o aumento de seus custos atrelado à desvalorização cambial para o consumidor em 2002 que em 2018 devido à melhor situação do mercado de trabalho e da economia naquele ano. Para analisar esta hipótese, serão observadas as seguintes variáveis: a taxa de desemprego da economia, a evolução do endividamento das famílias, o nível de utilização da capacidade instalada da indústria e, por fim, mas não menos importante, os índices de confiança da economia.

No que tange à análise da desocupação, conforme se observa no gráfico 17, embora as taxas de desemprego de ambos os anos em questão sejam altas, a de 2018 se sobressai frente a de 2002. Afinal, em dezembro de 2002, a taxa de desocupação chegava a 10,5% enquanto no mesmo período de 2018, a taxa era de 12,4%. Isto significa que o mercado de trabalho esteve mais desaquecido em 2018 que em 2002. Assim, se (1) maiores taxas de desemprego estão normalmente associadas a menores níveis de atividade econômica e à inflação mais baixa, e se (2) conforme notado na primeira seção deste capítulo os efeitos de depreciações cambiais nos preços da economia são menores quando há quedas nos níveis de preços, 2018 passa a ser um ano menos suscetível a efeitos de repasse de desvalorizações cambiais sobre os preços domésticos que 2002.

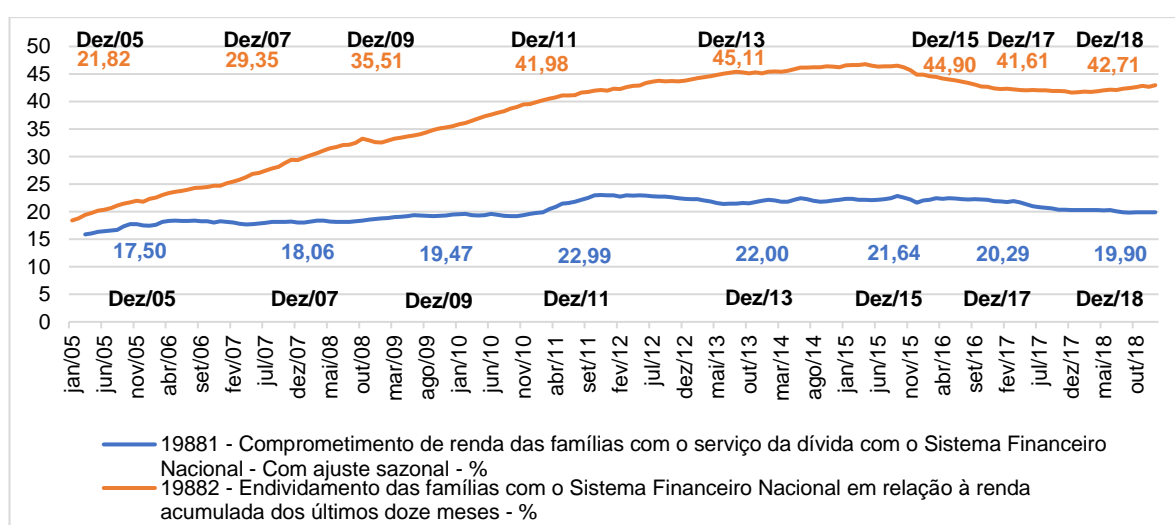
Gráfico 17. Evolução da taxa de desemprego de 2002 a 2018 (PME e PNAD mensais)



Fonte: Elaboração própria. **Dados:** IBGE.

Além disso, o gráfico abaixo permite notar que o endividamento das famílias em relação à sua renda acumulada em 12 meses aumentou significativamente no contexto das políticas de expansão de crédito do governo Lula e das políticas anticíclicas do governo de Dilma Rousseff, bem como o comprometimento de sua renda com o serviço da dívida. Isto somado ao alto nível de desemprego diminuiu ainda mais a capacidade de consumo das famílias brasileiras, o que afetou amargamente os parques industriais do país e conseqüentemente os níveis de atividade da economia, imunizando-a ainda mais ante choques nos preços advindos de desvalorizações cambiais.

Gráfico 18. Indicadores sobre o endividamento das famílias (%)¹²



Fonte: Elaboração própria. **Dados:** Banco Central do Brasil.

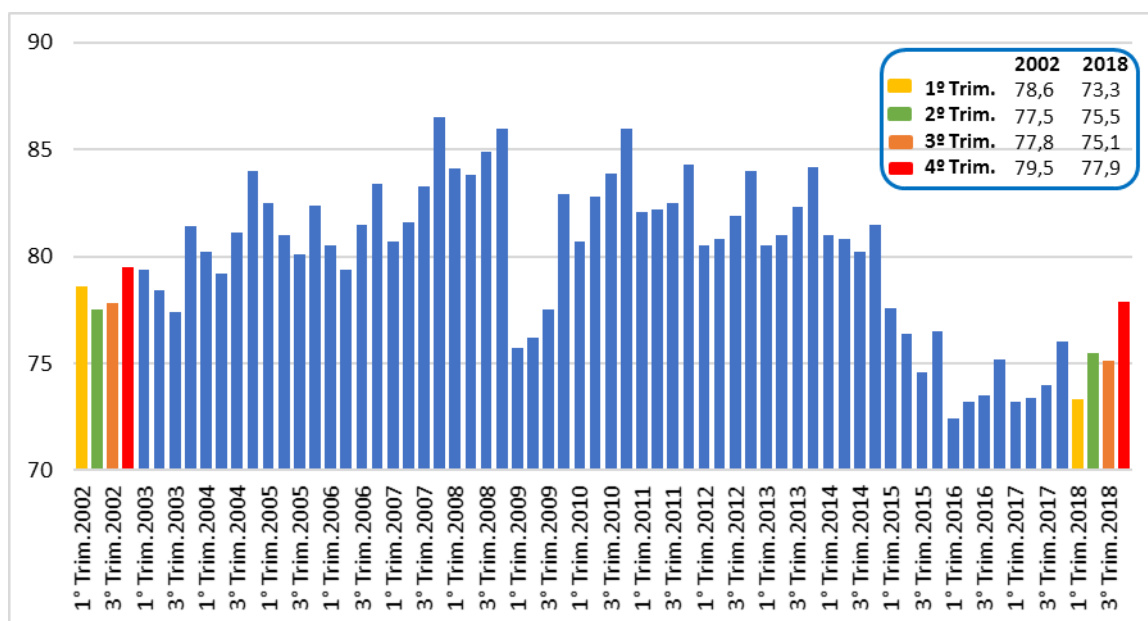
¹²Estas séries de dados se iniciam em 2005 na base do Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil. É por este motivo que não há dados desde 2002 no gráfico elaborado.

Ainda, quando se comparam os níveis de utilização da capacidade instalada da indústria trimestre a trimestre de cada um dos anos analisados (Gráfico 19), observa-se que o nível de ociosidade da economia esteve muito maior em 2018 que em 2002. Isto se explica, dentre outros motivos, pela grave recessão vivenciada no país desde o final de 2014, fruto, em grande medida, da extensão da “nova matriz macroeconômica” - elaborada pelo governo à época - para muito além do período de crise econômica e financeira internacional. Conforme destaca Oreiro (2017):

“A assim chamada "nova matriz macroeconômica" foi uma tentativa do governo da presidente Dilma Rousseff de impulsionar o crescimento econômico através de uma combinação de desonerações tributárias, depreciação da taxa nominal de câmbio e redução da taxa básica de juros. A equipe econômica do governo partia do diagnóstico de que a desaceleração do crescimento econômico brasileiro era um problema de demanda agregada que tinha sua origem no recrudescimento da crise econômica internacional, em função dos problemas de endividamento soberano dos países da área do euro. (OREIRO, J.L., 2017, p. 76)”

Segundo o autor, a política teve sucesso em melhorar o ritmo de crescimento econômico de forma temporária (OREIRO, 2017). No entanto, no longo prazo, tendo em vista sua longa extensão, terminou promovendo a deterioração dos fundamentos macroeconômicos e uma crise de confiança sobre a economia que impactou seriamente os níveis de atividade econômica, levantando questionamentos sobre a necessidade de reformas no país.

Gráfico 19. Nível de utilização da capacidade instalada da indústria (2002-2018)



Fonte: Elaboração própria. **Dados:** Banco Central do Brasil

Uma vez citada a questão da confiança, torna-se importante destacar também a importância das expectativas dos agentes, já que estas foram altamente significativas tanto em 2002 quanto em 2018. Afinal, se em 2002 a memória recente do período de espiral inflacionária

foi em grande parte responsável pela própria difusão da inflação naquele ano, em 2018, a memória de uma inflação bem-comportada conforme dados apresentados na tabela 1 foi importante para a manutenção do *status quo*.

Neste sentido, segundo Savoie-Chabot e Khan (2015), embora uma depreciação seja capaz de aumentar a inflação, no longo prazo, essa depende em última instância da política monetária, pois “se a política monetária tiver sucesso em manter as expectativas de longo prazo da inflação perto da meta, o efeito *pass-through* sobre a taxa de inflação será somente transitório” (SAVOIE-CHABOT; KHAN, 2015, p.3, grifo nosso, tradução nossa). Foi exatamente isto que aconteceu em 2018. Em setembro, quando a taxa de câmbio atingiu seu pico, com cerca de 25% de depreciação acumulada, as expectativas de inflação publicadas pelo Boletim Focus referentes à semana do dia 14 de setembro¹³ estimavam uma inflação de 4,09% para o final de 2019, abaixo da meta de 4,50% estabelecida pelo Banco Central.

Assim, a análise dos fatores responsáveis pelo repasse direto permitiu notar que as chances de haver efeitos de *pass-through* do câmbio aos preços domésticos aumenta quando (1) a economia está aquecida e (2) quando há expectativa de alta na inflação. Entende-se, portanto, a razão de o notável movimento de desvalorização cambial do segundo semestre de 2018 não ter afetado a inflação doméstica da mesma forma que ocorrera em 2002. Afinal, além de a economia estar mais suscetível a choques de preços devido à melhor situação do mercado de trabalho e do nível de atividade da economia em 2002, neste ano, as expectativas dos agentes estavam muito voltadas à alta da inflação tendo em vista a memória da espiral inflacionária, o que não ocorreu em 2018.

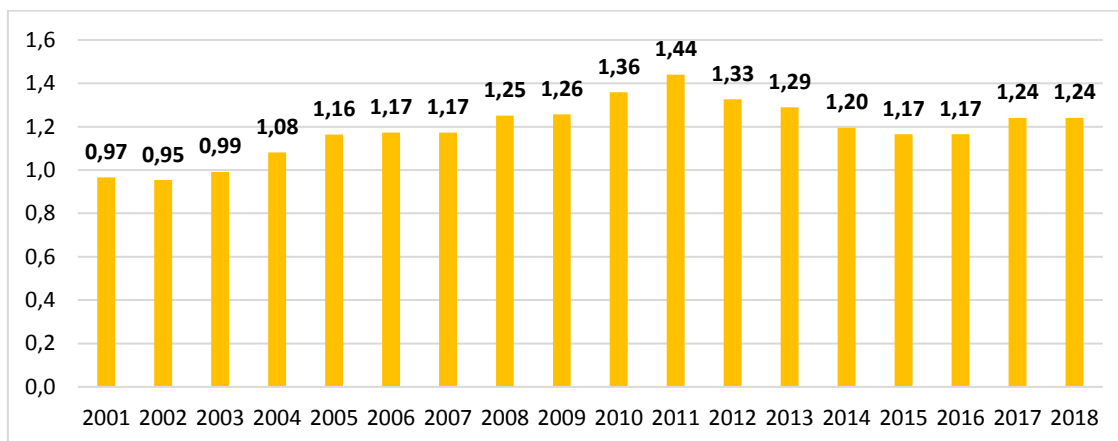
III.2.2. O repasse indireto

Na seção anterior, foi possível obter uma explicação para as diferenças na relação entre o câmbio e a inflação dos períodos de 2002 e de 2018. Entretanto, uma vez que Savoie-Chabot e Khan (2015) apontam para a existência de repasses não só por meio de efeitos diretos, mas também por meio de indiretos, cabe a este trabalho esclarecer que devido aos níveis de ociosidade da economia brasileira observados em 2002 e em 2018 (Gráficos 6 e 19), sugere-se que não houve efeito indireto que impulsionasse o repasse das desvalorizações cambiais aos preços domésticos em nenhum dos anos analisados.

¹³Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/content/focus/focus/R20180914.pdf>>. Acesso em 19 de agosto de 2019.

Além disso, conforme se observa no gráfico 20, não houve grandes ganhos de participação no comércio mundial no período observado, o que significa que a hipótese de que a depreciação cambial provocou um aumento exorbitante na demanda internacional por bens domésticos de tal forma que esta pressionou a inflação brasileira por requerer altos níveis de utilização dos fatores capital e trabalho do país torna-se inválida tanto para 2002 quanto para 2018.

Gráfico 20. Evolução da participação brasileira no comércio mundial (2001-2018)



Fonte: Elaboração própria. **Dados:** Trademap.

Assim, permanecem as considerações da seção anterior sem adendos no que tange ao repasse indireto.

Conclusão

Por meio das sessões anteriores, este trabalho voltou-se ao estudo dos efeitos de variações da taxa de câmbio sobre os preços domésticos, em especial, à compreensão da razão de o notável movimento de desvalorização da moeda brasileira do segundo semestre de 2018 não ter impactado a inflação doméstica à época de modo parecido ao que ocorrera em 2002.

Assim, com o auxílio do modelo econométrico desenvolvido por Goldfajn e Werlang (2000) para determinar a inflação e o próprio coeficiente de *pass-through*, das ideias de Jašová, Moessner e Takáts (2016), das contribuições de Savoie-Chabot e Khan (2015) e da análise de conjuntura, este trabalho verificou que a importância relativa do câmbio no que tange à política monetária brasileira vem se reduzindo no decorrer dos anos, sobretudo, devido à diminuição da incidência do fenômeno de *pass-through*, altamente relacionada à redução da inflação corrente no país. Tão grande é a mudança comportamental do fenômeno que nos anos anteriores à crise de 2008 a variação acumulada da taxa de câmbio nominal em $t-1$ era uma variável que possuía efeitos aproximadamente três vezes maiores sobre a inflação do que possui no período mais recente. Uma diferença notável.

Observou-se, ainda, que o modelo de Goldfajn e Werlang (2000) apresenta-se altamente aplicável para o acompanhamento das mudanças ocorridas no processo de determinação da inflação da economia brasileira no período recente, embora sua utilização para a análise de anos isolados com variáveis de interação não seja factível, pois, neste caso, a equação de regressão passa a apresentar muitas variáveis ante as observações coletadas. Assim, na busca pelo preenchimento desta lacuna deixada pelo modelo no processo de construção deste trabalho, a análise de conjuntura provou-se uma aliada na compreensão do fenômeno teórico abordado. Afinal, a comparação dos dois anos em questão por meio da análise dos fatores que provocam o repasse do câmbio aos preços de maneira direta e indireta com base nas contribuições de Savoie-Chabot e Khan (2015) tornou-se mais que necessária para compreender a razão de o movimento de depreciação do câmbio em 2018 não ter apresentado efeitos inflacionários como em 2002.

Neste sentido, embora a análise dos fatores responsáveis pelos repasses indiretos das variações da taxa de câmbio aos preços tenha demonstrado que não houve crescimento da inflação por aumento da demanda externa por bens domésticos dada a depreciação cambial, a análise dos fatores responsáveis pelo repasse direto permitiu notar que as chances de haver efeitos de *pass-through* do câmbio aos preços domésticos aumenta quando (1) a economia está

aquecida e (2) quando há expectativa de alta na inflação. Entende-se, portanto, a razão de o notável movimento de desvalorização cambial do segundo semestre de 2018 não ter afetado a inflação doméstica da mesma forma que ocorrera em 2002, já que, neste ano, a economia esteve muito mais suscetível a choques de preços devido à melhor situação do mercado de trabalho e do nível de atividade e às expectativas dos agentes, ainda muito voltadas à alta da inflação tendo em vista a memória da espiral inflacionária das décadas de 1980 e 1990, algo que não ocorreu em 2018. Afinal, o componente expectacional mudou e, em grande parte, devido à credibilidade da política monetária elaborada nos últimos anos.

Assim, chama-se atenção para o papel do Banco Central do Brasil na manutenção das expectativas de longo prazo da inflação perto da meta (SAVOIE-CHABOT; KHAN, 2015). Afinal, conforme apontam Savoie-Chabot e Khan (2015), embora uma depreciação seja capaz de aumentar a inflação, no longo prazo, essa depende em última instância da política monetária, tendo em vista que “se a política monetária tiver sucesso em manter as expectativas de longo prazo da inflação perto da meta, o efeito *pass-through* sobre a taxa de inflação será somente transitório” (SAVOIE-CHABOT; KHAN, 2015, p.3, grifo nosso, tradução nossa).

Destaca-se, portanto, a importância da política monetária na ancoragem das expectativas dos agentes e nos rumos da economia, e nota-se que em um cenário em que os níveis de *pass-through* estão cada vez menores, a política cambial perde espaço nos debates que envolvem a elaboração da política monetária dos Bancos Centrais, cujas metas passam a ser estabelecidas sobre as expectativas dos agentes.

Tendo isto em mente, espera-se que este trabalho tenha contribuído para o esclarecimento da questão nele proposta, bem como para o debate da importância do fenômeno de “repasse” para o cenário macroeconômico brasileiro nos últimos anos, tendo em vista seus efeitos no desenvolvimento da política monetária nacional.

Referências Bibliográficas

- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Relatório da Administração 2002**; 2002. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/htms/reladmbc2002/RelatorioAdmBC2002.pdf>>. Acesso em 02 de junho de 2019.
- FRANCO, G. **Auge e Declínio do Inflacionismo no Brasil**. In: **Economia Brasileira Contemporânea: 1945-2004**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2005, Cap. 10.
- GIAMBIAGI, F.; et al. **Economia Brasileira Contemporânea: 1945-2004**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2005, Cap. 2-4.
- JÁŠOVÁ, M.; MOESSNER, R.; TAKÁTS, E. **Exchange rate pass-through: What has changed since the crisis?**. BIS Working Papers, N. 583, Set. 2016. Disponível em: <<https://www.bis.org/publ/work583.htm>>. Acesso em 27 de dezembro de 2018.
- MILHOMENS, T. B; GADELHA, S. R. B. **Choques monetários e os ciclos econômicos na economia brasileira de 1996-2012**. Revista Faz Ciência: Universidade Estadual do Oeste do Paraná. V. 16, N. 23, 2014. Disponível em: <<http://saber.unioeste.br/index.php/fazciencia/article/view/10911/9686>>. Acesso em 14 de jun. de 2019.
- OREIRO, J. L. **A grande recessão brasileira: diagnóstico e uma agenda de política econômica**. Estudos Avançados, São Paulo, v. 31, n. 89, p. 75-88, Abr. 2017. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0103-40142017000100075&lng=en&nrm=iso>. Acesso em 18 de Agosto de 2019.
- SALAZAR, M. B; CUNHA, D. A; CAMPOS, A. C. **Efeitos das políticas brasileiras de estabilização sobre os preços de bens comercializáveis e não comercializáveis: 1994 – 2007**. Revista de Economia. Universidade Federal do Paraná. V. 36, N. 1, 2010. Disponível em: <<https://revistas.ufpr.br/economia/issue/view/1121>>. Acesso em 14 jul. de 2019.
- SAVOIE-CHABOT, L.; KHAN, M. **Exchange Rate Pass-Through to Consumer Prices: Theory and Recent Evidence**. Discussion Paper, Bank of Canada, Set. 2015.
- SOUZA, F. E. P. **A política de câmbio do Plano Real (1994-1998): especificidades da âncora brasileira**. Revista de Economia Contemporânea. V, 3. N, 1. Jan.-jul. 1999. Disponível em: <<https://revistas.ufrj.br/index.php/rec/article/view/19593>>. Acesso em: 14 jul. 2019.
- GOLDFAJN, I.; WERLANG, S. **The Pass-through from Depreciation to Inflation: A Panel Study**. Working Paper Series, Banco Central do Brasil, Set. 2000.