

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

PANMELA NUNES VELOSO ALMENDRA

***PASS-THROUGH* DA TAXA DE CÂMBIO PARA A INFLAÇÃO NO BRASIL: UM
ESTUDO ECONOMÉTRICO UTILIZANDO O FILTRO DE KALMAN**

Porto Alegre

2015

PANMELA NUNES VELOSO ALMENDRA

***PASS-THROUGH* DA TAXA DE CÂMBIO PARA A INFLAÇÃO NO BRASIL: UM
ESTUDO ECONOMÉTRICO UTILIZANDO O FILTRO DE KALMAN**

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal.

Porto Alegre

2015

CIP - Catalogação na Publicação

Almeida, Pammela Nunes Veloso

Pass-through da taxa de câmbio para a inflação no Brasil: um estudo econométrico utilizando o filtro de Kaufman / Pammela Nunes Veloso Almeida. -- 2015. 59 f.

Orientador: Marcelo Savino Portugal.

Dissertação (Mestrado) -- Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas, Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre, BR-RS, 2015.

1. Pass-through. 2. Desvalorização cambial. 3. Inflação. I. Portugal, Marcelo Savino, orient. II. Título.

PANMELA NUNES VELOSO ALMENDRA

***PASS-THROUGH* DA TAXA DE CÂMBIO PARA A INFLAÇÃO NO BRASIL: UM ESTUDO ECONÔMETRICO UTILIZANDO O FILTRO DE KALMAN**

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia.

Aprovada em: Porto Alegre, 25 de Agosto de 2015.

BANCA EXAMINADORA:

Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal – Orientador
UFRGS

Prof. Dr. Emerson Fernandes Marçal
FGV EESP

Prof. Dr. Guilherme Ribeiro de Macêdo
UFRGS

Prof. Dr. Sabino da Silva Porto Junior
UFRGS

RESUMO

Esta dissertação teve como objetivo analisar teórica e empiricamente o repasse das oscilações cambiais para os níveis de preços no Brasil, através da estimação do *pass-through*. O período analisado foi de 1994 a 2014, com foco no período de taxa de câmbio flexível. O *pass-through* foi estimado em duas abordagens distintas, através de um OLS em janelas fixas (*rolling windows*) onde os parâmetros são fixos no tempo e através de um modelo com parâmetros variáveis no tempo, pelo Filtro de Kalman. Os resultados apresentaram evidências de uma queda do repasse com a adoção do regime de câmbio flutuante, um repasse cambial menor após apreciações do que após depreciações e que reações do IGP-DI do IPA são mais rápidas e intensas a choques da taxa de câmbio que o IPCA.

Palavras-chave: *Pass-through*. Desvalorização cambial. Inflação.

ABSTRACT

This dissertation analyzed theoretically and empirically the pass-through from exchange rate to inflation in Brazil. The analyzed period extends from 1994 to 2014, focusing on the floating exchange rate regime. Two methodologies were employed: i) an OLS through rolling windows in which the parameters are fixed in time and ii) a Kalman filter, with varying parameters. The results suggested a lower pass-through since the adoption of a floating exchange rate regime and also a lower pass-through after an appreciation than after depreciations. In addition, responses of the IGP-DI and IPA from exchange rate shocks are faster and more intense than those of IPCA.

Keywords: Pass-through. Exchange rate devaluation. Inflation.

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	6
2	PASS-THROUGH DA TAXA DE CÂMBIO PARA A INFLAÇÃO	8
2.1	CONTEXTO HISTÓRICO	8
2.2.1	Câmbio fixo	9
2.2.2	Câmbio flutuante	10
2.2	REPASSE CAMBIAL PARA A INFLAÇÃO	18
2.3	EVIDÊNCIAS NA LITERATURA EMPÍRICA SOBRE O REPASSE CAMBIAL	22
3	METODOLOGIA	28
3.1	MODELOS DE ESTADO DE ESPAÇO.....	28
3.2	FILTRO DE KALMAN.....	31
3.2.1	Decomposição da Função de Verossimilhança	32
3.2.2	Previsão	33
3.2.3	Suavização (<i>smoothing</i>)	34
3.2.3.1	<i>Fixed-interval smoothing</i>	34
3.3	MODELO TEÓRICO	35
4	ANÁLISE EMPÍRICA	39
4.1	BASE DE DADOS	39
4.2	ESTACIONARIEDADE	39
4.3	ANÁLISE POR OLS	41
4.4	ANÁLISE PELO FILTRO DE KALMAN.....	44
4.4.1	IPCA	45
4.4.2	IGP-DI	49
4.4.3	IPA	51
5	CONCLUSÃO	54
	REFERÊNCIAS	56

1 INTRODUÇÃO

Devido ao grande debate acerca da variação cambial no Brasil desde a mudança no regime da taxa de câmbio em 1999 até os dias atuais e ao novo rumo que a moeda brasileira está tomando, de desvalorização em relação ao dólar, este trabalho tem como objetivo analisar teórica e empiricamente a relação entre as taxas de câmbio e a inflação no Brasil, através da estimação do *pass-through*, isto é, o repasse das mudanças cambiais para os níveis de preços.

A necessidade de estudar o assunto surge com relação à apreciação que ocorreu na taxa de câmbio brasileira frente ao dólar de 2002 a 2011 e a mudança dessa tendência desde 2012, e seus potenciais impactos no crescimento econômico do Brasil e, principalmente na inflação do país. O tema está sendo bastante discutido atualmente no país, devido às tentativas do governo de:

- a) controlar o real, com destaque para a política de intervenção do BC (*swaps* cambiais);
- b) atuar no controle de preços dos produtos administrados, como parte da política anti-inflacionária; e
- c) de manter a inflação dentro da meta.

A motivação do estudo vem da importância de conhecer e entender a relação câmbio/inflação para a direção da política monetária, principalmente em um sistema de metas de inflação, onde é fundamental que a autoridade monetária tome medidas de modo a obter uma inflação dentro da meta. Portanto é importante conhecer as variáveis que a influenciam. Além disso, conforme afirma Albuquerque (2005), a credibilidade do Banco Central é essencial na resposta dos agentes, e previsões apuradas ajudam a aumentar tal credibilidade, principalmente em economias emergentes.

Existem diversos estudos sobre a mudança do repasse cambial quando o regime cambial se altera de fixo para flutuante. Episódios de baixa correlação entre oscilações cambiais e elevação dos preços durante as últimas décadas levaram economistas a questionar se o repasse teria diminuído ao longo dos anos. Além disso, analisar a existência de assimetria na magnitude em que apreciações e depreciações são transmitidas aos preços ao consumidor é relevante para uma condução adequada da política monetária para o cumprimento das metas de inflação estabelecidas e para a adoção de medidas que limitem a volatilidade do mercado cambial.

Correa e Minella (2005) estudaram a presença de mecanismos não lineares de repasse cambial para a inflação no Brasil no curto prazo com dados trimestrais, através da estimação de uma curva de Phillips com limiar (*threshold*). Foram testadas três variáveis como *threshold*: hiato do produto, variação da taxa de câmbio e volatilidade da taxa de câmbio.

Os resultados evidenciaram que o repasse de curto prazo é maior quando a economia está aquecida, quando a volatilidade da taxa de câmbio é menor e quando as depreciações cambiais são de magnitude maior ou igual a 2%. Esses resultados são importantes principalmente para países que adotam regime de metas de inflação, para qual direção seguirá a política monetária do país.

Carneiro et al. (2002) trabalham com uma especificação não linear do repasse cambial para os preços para o Brasil no período entre 1994 e 2001, utilizando uma Curva de Phillips *backwardlooking*. Eles decompõem os preços entre livres e administrados e os resultados evidenciam um *pass-through* trimestral de 6,4% após a mudança da taxa de câmbio de fixa para flexível.

Albuquerque e Portugal (2005) analisaram a relação entre as taxas de câmbio e a inflação no Brasil no período de 1980 a 2002 utilizando o Filtro de Kalman. Os resultados evidenciaram que o ambiente inflacionário e o regime cambial percebido pelos agentes afetam o grau de *pass-through* do câmbio para os preços ao consumidor. Observou-se uma redução no *pass-through* após a implementação do Real para o IPCA e uma redução ainda maior após a adoção do regime de taxa de câmbio flutuante em 1999.

Adotamos como base o artigo de Albuquerque e Portugal (2005), mas diferentemente desses autores, o objetivo desse trabalho é investigar o *pass-through* para o período de câmbio flexível com destaque para análise da crise política eleitoral de 2002, a crise imobiliária de 2008 e o governo Dilma. Além de entender porque o *pass-through* se reduziu com a introdução do regime de taxa de câmbio flexível, busca-se examinar porque o repasse cambial é menor em períodos de valorização. O período analisado se inicia em 1994 com a implementação do Plano Real a fim de controlar a inflação vai até 2014.

O *pass-through* é estimado em duas abordagens distintas. Primeiramente foram estimados modelos de OLS em janelas fixas (*rolling windows*) onde os parâmetros são fixos no tempo e posteriormente, utilizou-se um modelo com parâmetros variáveis no tempo, através da forma de estado espaço. Para a estimação, aplicou-se o Filtro de Kalman que gera duas séries de estimativas dos coeficientes variáveis no tempo. A primeira (denominada de filtrada) se dá através da estimação recursiva do modelo utilizando dados que estão disponíveis somente até o período corrente; em cada período, o filtro usa a nova informação

para revisar suas estimativas dos parâmetros do modelo e as estimativas dos coeficientes variáveis no tempo. A segunda (nomeada de suavizada) usa os dados da amostra completa para estimar a série temporal dos coeficientes variáveis no tempo, o que permite avaliar de forma retrospectiva se as estimativas recursivas (filtradas) produzem uma trajetória diferente dos coeficientes variáveis no tempo quando se utiliza a amostra completa, isto é, toda a informação.

Este trabalho está dividido em quatro partes, além desta introdução. No segundo capítulo, é apresentado o ambiente macroeconômico brasileiro, destacando-se as variáveis taxa de câmbio e inflação. Em seguida exibimos uma revisão da abordagem teórica da relação de repasse cambial para a inflação. Ainda neste capítulo, apresenta-se a uma breve revisão da literatura existente sobre o tema. Discorre-se sobre os argumentos literários que justificam diferentes níveis de repasse entre países desenvolvidos e emergentes. O terceiro capítulo introduz a variação dos parâmetros dos modelos no tempo via modelos estado espaço e filtro de Kalman e aborda o modelo teórico utilizado. No quarto capítulo apresenta-se a base de dados, as estimações e discorre-se sobre os resultados obtidos e suas respectivas análises. Por fim, é feita a conclusão do trabalho.

2 PASS-THROUGH DA TAXA DE CÂMBIO PARA A INFLAÇÃO

Neste capítulo primeiramente apresentaremos um breve histórico das trajetórias da taxa de câmbio e da inflação brasileira no período compreendido entre 1990 e 2014. A análise será dividida entre o período de taxa de câmbio fixa e taxa de câmbio flutuante. Em seguida, será apresentada a relação teórica de repasse cambial e seus principais determinantes. Existem duas abordagens distintas a respeito do repasse cambial, uma microeconômica e outra macroeconômica. Por fim, é feita uma revisão da literatura, com evidências empíricas e teóricas sobre o grau de *pass-through*, tanto para o Brasil, quanto para outros países desenvolvidos e emergentes.

2.1 CONTEXTO HISTÓRICO

A análise do breve histórico apresentado a seguir será dividida entre o período de taxa de câmbio fixa e taxa de câmbio flutuante.

2.2.1 Câmbio fixo

Desde a década de 1980, o Brasil apresentou uma significativa aceleração inflacionária que só foi controlada em 1994 com o Plano Real. O ano de 1990 foi marcado pela tentativa de combate à inflação por parte do governo Collor através de um ajuste fiscal, reduzindo o déficit público com contração monetária como meio de reduzir a liquidez da economia. Entretanto, devido à falta de uma política monetária rígida, o governo não conseguiu manter o controle da inflação, causando uma recessão econômica.

Em março de 1990, o governo anunciou um programa de estabilização destinado a estancar a hiperinflação e a controlar, definitivamente, a inflação no país. Diversas mudanças na economia brasileira foram propostas, assim como uma maior inserção do país no comércio internacional. O programa buscava, a curto prazo, reduzir a inflação a qualquer preço, por meio do ajuste fiscal, desindexação e contração monetária, através do congelamento dos depósitos bancários, inclusive das cadernetas de poupança e ficou conhecido como Plano Collor.

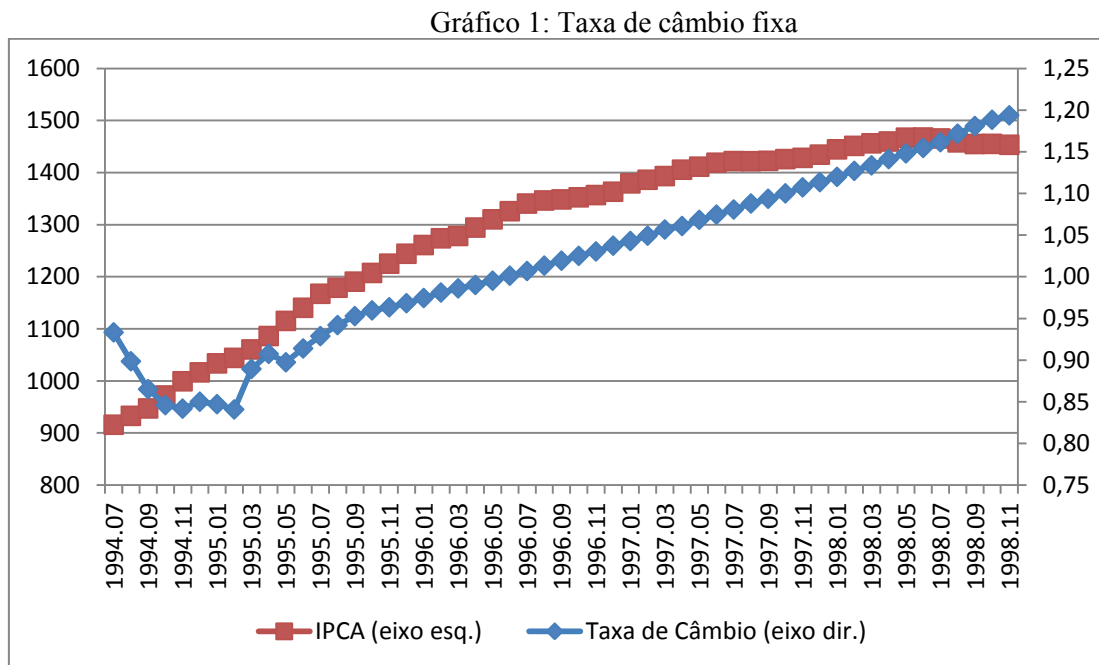
Houve um grande desequilíbrio do sistema produtivo com queda da produção, demissões, redução dos salários, atraso nos pagamentos de dívidas, deflação, entre outros. Inicialmente a taxa da inflação medida pelo IGP-DI caiu do nível hiperinflacionário, porém logo em seguida a inflação voltou a subir devido às pressões dos agentes econômicos. Segundo Lanzana (2002), o fracasso do Plano Collor I levou o governo a adotar novo congelamento de preços e salários em fevereiro de 1991. Dessa vez, o congelamento veio combinado com forte elevação de tarifas públicas e uma nova tentativa de desindexação, com a criação da TR (taxa referencial).

Houve um estouro das expectativas de inflação, dada a falta de adoção de medidas antiinflacionárias rigorosas por parte do governo, o que gerou uma crise no mercado de câmbio com forte especulação em relação ao cruzeiro. O fracasso da política macroeconômica resultou na perda de credibilidade do governo e comprometeu sua capacidade de ação. A instabilidade econômica culminou no *impeachment* do presidente.

A implementação do Plano Real no governo de Itamar Franco, em julho de 1994 foi marcada pelo seu sucesso no controle da inflação. O plano era dividido em três etapas: a primeira foi o ajuste fiscal na qual o Congresso aprovou diversas providências para conter despesas, e com isso, liberar uma parte das receitas; a segunda etapa foi a indexação completa da economia (Unidade de Referência de Valor); e por fim, a última etapa foi a reforma monetária, onde todos os preços em URV foram convertidos para Real (R\$).

De acordo com Nogueira (2012, p. 16), “O programa de estabilização monetária tinha como um dos pilares a âncora cambial, estabelecida inicialmente pela fixação da taxa de câmbio na paridade com o dólar dos Estados Unidos e depois pela manutenção de um regime de câmbio administrado.”.

Segundo Sachs e Zini Júnior (1995), o Banco Central tinha como meta evitar a apreciação da moeda brasileira e, para isso atuava na economia com pequenas desvalorizações anuais na taxa de câmbio, as chamadas bandas cambiais. Assim, apesar das sucessivas crises financeiras ocorridas no cenário global, o Brasil manteve o câmbio controlado e a inflação bem comportada durante quase cinco anos.



Fonte: Elaborado pela autora com base em dados do Banco Central do Brasil - BCB (2015) e Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística-IBGE (2015).

2.2.2 Câmbio flutuante

Em janeiro de 1999, houve uma grande mudança no regime cambial brasileiro: o câmbio deixou de ser fixo e passou a ser flutuante. O resultado instantâneo de tamanha mudança foi uma significativa depreciação da moeda brasileira com a credibilidade do Banco Central do Brasil abalada frente aos agentes econômicos. Segundo Nogueira (2012, p.16), “Destituída a âncora cambial, a política macroeconômica foi conduzida a um novo arranjo institucional que permitisse a manutenção da estabilidade monetária”. Em março, Armínio Fraga assumiu a presidência do BCB, posto até então ocupado por Gustavo Franco e instituiu

no país um sistema de metas de inflação com o objetivo de retomar a credibilidade das autoridades monetárias.

O Regime de Metas de Inflação (RMI), segundo Mishkin (2000) possui cinco elementos básicos:

- a) anúncio público das metas explícitas para a inflação a médio prazo;
- b) comprometimento institucional à estabilidade dos preços como objetivo principal da política monetária e à realização da meta de inflação;
- c) utilização de diversas variáveis e não somente agregados monetários ou a taxa de câmbio para decidir o ajuste dos instrumentos de política monetária;
- d) elevada transparência da estratégia de política monetária através da comunicação com o público e os mercados sobre os planos, objetivos e as decisões da autoridade monetária; e
- e) maior responsabilidade e elevada prestação de contas por parte do Banco Central em relação ao cumprimento da meta de inflação.

Tabela 1: Metas de inflação

Ano	Meta (%)	Banda (p.p.)	IPCA (% a.a.)
1999	8	2	8,94
2000	6	2	5,97
2001	4	2	7,67
2002	3,5	2	12,53
2003	4	2	9,30
2004	5,5	2,5	7,56
2005	4,5	2,5	5,69
2006	4,5	2	3,14
2007	4,5	2	4,46
2008	4,5	2	5,90
2009	4,5	2	4,31
2010	4,5	2	5,91
2011	4,5	2	6,50
2012	4,5	2	5,84
2013	4,5	2	5,91
2014	4,5	2	6,41

Fonte: Elaboração pela autora com base em dados doBCB (2015).

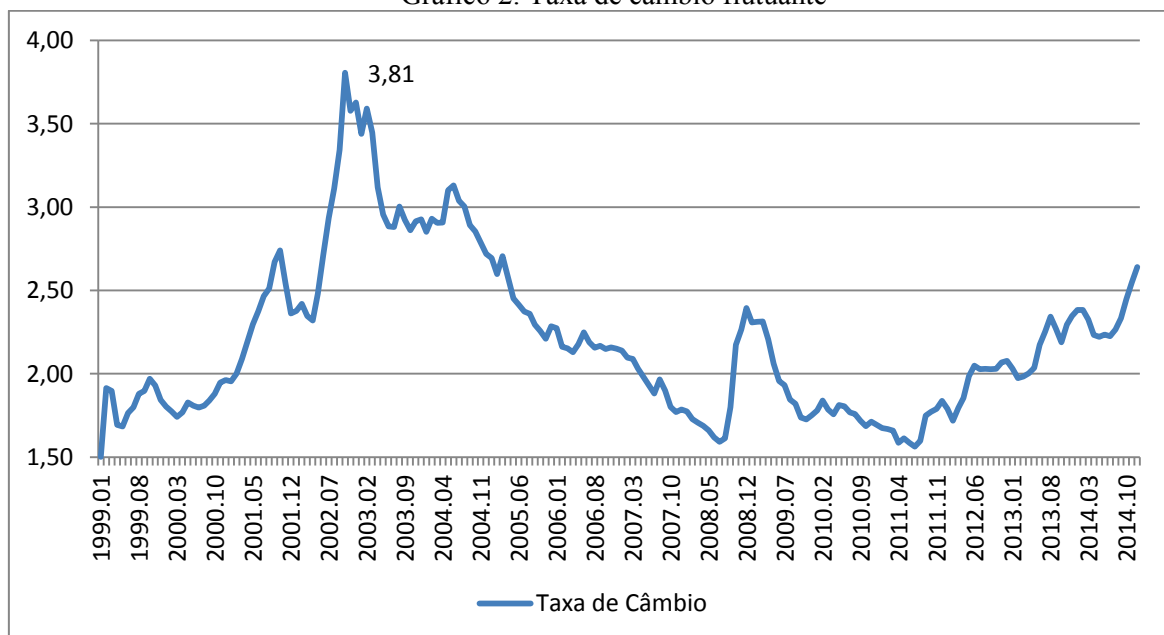
No primeiro ano do RMI a inflação, cuja meta era de 8% (podendo variar 2 pontos percentuais para cima ou para baixo) ficou em 8,94%, ou seja, dentro da meta. Apesar da desvalorização cambial ocorrida no ano, o *pass-through* não foi alto devido às altas taxas de juros reais e ao aperto fiscal exercidos pelo governo.

No início do ano 2000 a taxa de câmbio apresentou uma leve tendência de valorização que rapidamente se reverteu para uma contínua desvalorização até o restante o ano. A inflação, cuja meta havia sido reduzida para 6% ficou em 5,97%.

Em 2001 a meta não foi cumprida. A justificativa dada pelo Banco Central foi que a crise energética no Brasil, a crise argentina e a recessão norte americana produziram forte pressão de depreciação do real, que pressionou significativamente os preços internos. A inflação fechou o ano em 7,7% (cuja a meta era de 4%), sendo o repasse cambial responsável por 38% da inflação segundo o BCB (2002).

A partir de abril de 2002 registrou-se novamente uma elevada depreciação da taxa de câmbio devido a condições político eleitorais. Em outubro, com as eleições presidenciais e a possibilidade de Luiz Inácio Lula da Silva se eleger, o mercado, baseado no histórico do candidato, tomou medidas preventivas devido à incerteza de uma alteração na política econômica. Houve uma crise de confiança, o que levou a uma fuga de capitais e com isso, o câmbio atingiu o valor de R\$3,81/US\$. Nesse ano, no qual o teto da meta de inflação era 5,5%, a inflação atingiu 12,53% e, portanto, a meta não foi cumprida, sendo o câmbio responsável por 46% do IPCA de acordo com o BCB (2003). Porém, após alguns meses do governo Lula, ao se manter o tripé da política econômica baseado em alto superávit primário, metas de inflação e câmbio flutuante, o governo reconquistou a confiança do mercado financeiro.

Gráfico 2: Taxa de câmbio flutuante



Fonte: Elaboração pela autora com base em dados do BCB (2015).

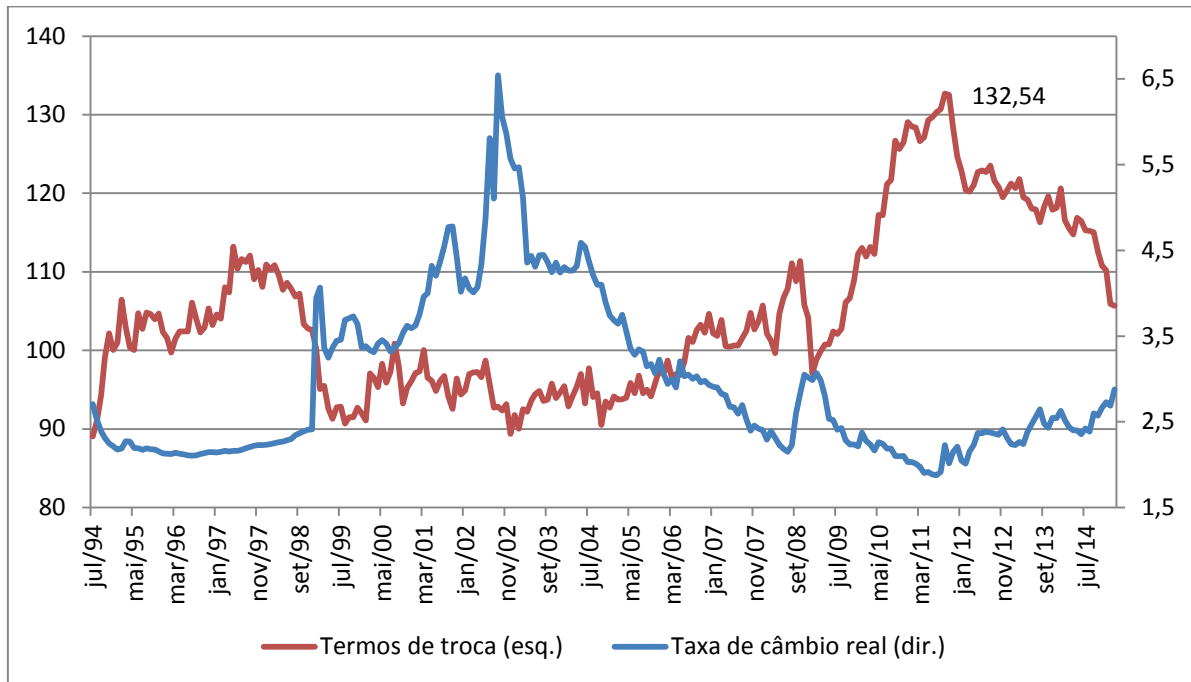
Desde a recuperação da confiança, houve significativa valorização da taxa de câmbio. Em 2003, de acordo com o BCB o repasse cambial foi responsável por uma redução de 11,9% do IPCA. O maior responsável pelo não cumprimento da meta (inflação de 9,3%) foi a inércia inflacionária, que foi responsável por 63,7% do total da inflação. “A inflação sofreu os efeitos da depreciação ocorrida em 2002, em virtude de defasagens existentes no mecanismo de repasse cambial, mais acentuadas para os preços administrados.” (BCB, 2004, p.5)

De 2004 a 2007, houve uma redução na inflação e as metas foram cumpridas. Foi um período em que a economia global experimentou um longo ciclo de crescimento, impulsionado pelos países emergentes, o que beneficiou a econômica brasileira. Os principais responsáveis pela apreciação do real foram:

- a) a alta dos preços internacionais das commodities e
- b) a elevada liquidez internacional.

O Brasil, por ser um país no qual a exportação de commodities tem um peso significativo na sua exportação total, possui, de acordo com Chen e Rogoff (2002), uma *commodity currency*, ou seja, suas taxas reais de câmbio são fortemente influenciadas pelo comportamento dos preços internacionais das principais commodities que exportam. Portanto, quando os preços internacionais das commodities se elevam, o valor das exportações aumenta, o que faz com que haja uma maior oferta de divisa estrangeira (ou de dólar) e, sendo assim, a taxa de câmbio cai. Já a elevada liquidez internacional acentua o crescimento dos preços das commodities, levando o país a ter ganhos elevados nas relações de troca. Choques positivos sobre os termos de troca provocam um aumento de recursos externos disponíveis no país, através de uma melhora na balança de pagamentos, o que empurra ainda mais o real na direção da valorização. O gráfico a seguir mostra a relação negativa entre os termos de troca e a taxa de câmbio real. O índice de relações de troca chegou a atingir em 2011 seu maior valor desde o começo dos anos 80. Os anos 2006 e 2007 encerraram com inflação de 3,14% e 4,46%, respectivamente.

Gráfico 3: Termos de troca x Taxa de câmbio real



Fonte: Elaboração pela autora com base em dados do BCB (2015), Funcex (2015) e Federal Reserve of St. Louis (2015).

No ano de 2008 eclodiu a grande crise econômica mundial, que culminou com a crise financeira internacional, agravada pela falência do tradicional banco de investimento Lehman Brothers. A falha regulatória no mercado imobiliário acabou ocasionando o estouro dos financiamentos *subprime*. Houve uma disseminação do risco através de títulos securitizados e tais títulos perderam valor e dilapidaram capital dos bancos. No último trimestre de 2008, segundo Muinhos (2010), o expressivo aumento da aversão ao risco global somado ao declínio dos preços das *commodities* produziu uma depreciação da taxa de câmbio. Portanto, nesse período houve uma reversão do movimento de valorização da moeda brasileira que vinha ocorrendo desde o final do ano de 2002. Ainda segundo Muinhos (2010):

[...] juntando ou a isso as posições no mercado de derivativos de variadas empresas, a preocupação no mercado cambial só pôde ser sancionada devido à ação imediata do Banco Central, que utilizou parte das reservas internacionais para aumentar a liquidez evitando assim, distorções de preço. Análogo a isso, a depreciação da taxa de câmbio permitiu um ajustamento da conta corrente (de US\$ 28 bilhões em 2008 atingindo um mínimo de US\$ 17 bilhões em setembro de 2009), graças ao regime de câmbio flutuante e também à contração da demanda doméstica no primeiro trimestre de 2009. Tal ajustamento permitiu a rápida absorção dos efeitos da crise, levando ao fortalecimento do real. (2010, p. A10).

Desde 2009 até o final de 2011, a taxa de câmbio se apreciou. A valorização da moeda brasileira nesse período ocorreu devido a diversos fatores, dentre eles vale destacar os principais responsáveis internos e externos:

- a) o *quantitative easing* do Federal Reserve, em que o Banco Central norte americano comprava títulos a fim de estimular o crescimento econômico do país;
- b) o baixo risco do país e o aumento das reservas internacionais;
- c) a alta taxa de juros real brasileira (Selic), que chegou a atingir 12,5% em julho de 2011 e
- d) o aumento dos preços das *commodities*.

O *quantitative easing* do Federal Reserve foi um instrumento monetário que fez com que o dólar se depreciasse em relação a todas as demais moedas. O Fed manteve a taxa de juros em 0,25%, valor que vinha desde 2008, incentivando desse modo o consumo da população favorecendo assim a recuperação da economia norte americana, ajudando-a a sair da recessão de 2008 e, por outro lado acarretando uma acentuação do fortalecimento de todas as demais moedas, inclusive do real com o aumento da liquidez internacional. De acordo com Pastore (2010), o Reino Unido, a Europa e alguns países como a China e o Japão, por exemplo, reagiram ao *quantitative easing*. Por exemplo, a China atuou no sentido de resistir que sua moeda fosse apreciada, principalmente controlando sua taxa de juros. Essas reações geraram uma quantidade maior de liquidez no mundo, o que fez com que os investidores buscassem ativos em países com perspectivas positivas de crescimento, baixos riscos macroeconômicos e taxas de juros altas, como o Brasil.

Devido à elevada liquidez internacional, houve um aumento das reservas internacionais do Brasil, ocasionado pelas intervenções governamentais a fim de evitar a apreciação cambial. Há uma correlação positiva entre prêmios de risco e taxa cambial. O maior nível de reservas, que conduz a uma queda da dívida externa líquida do setor público, diminui notavelmente os prêmios de risco ou a sensação de risco por parte dos investidores internacionais, estimulando o ingresso de capitais no país. A queda do risco acabou por reduzir um pouco o efeito da intervenção do governo na economia. Sendo assim, o Brasil ao se tornar menos arriscado para investimentos externos, acabou se tornando um grande atraente de investimentos estrangeiros.

Outro motivo do elevado fluxo de capital estrangeiro em direção ao país era o diferencial das taxas de juros domésticas e externas. A elevação da taxa de juros brasileira, ocasionada pelo aquecimento de sua economia e pela elevação da inflação, tornou ainda maior esse diferencial.

Para conter a aceleração da inflação no país em 2011, o governo brasileiro elevou a taxa de juros, com o objetivo de fazer com que esta, convergisse para a meta (4,5%). Na

reunião do COPOM de janeiro, a primeira do ano de 2011, o Banco Central optou por elevar a taxa Selic em 50 bps, passando de 10,75% para 11,25%. Na segunda reunião do ano, o Banco Central decidiu elevar a Selic novamente em 50 bps, para 11,75%. Nas três reuniões seguintes, houve a elevação de 25 bps em cada, com a Selic passando para 12,50% em julho. Porém a elevação da taxa de juros que era necessária para trazer a inflação de volta à meta incentivava o ingresso de capital no país, e isso reforçava a valorização do real. A fim de minimizar este custo, o Banco Central adotou uma nova ferramenta de política monetária, as chamadas medidas macroprudenciais. O ano terminou com a inflação no teto da meta (6,5%).

Em 2012 havia por parte do governo uma preocupação com a indústria brasileira, que vinha apresentando resultados desfavoráveis desde 2010 e com o baixo crescimento do PIB. A desaceleração mundial foi responsável por parte da retração da produção industrial brasileira, pois essa é influenciada pela produção industrial mundial. Medidas anticíclicas foram adotadas para evitar os efeitos da crise na Europa. Foi implementado no país a chamada Nova Matriz Macroeconômica, que consistia em:

- a) taxa de juros historicamente baixas (o Banco Central continuou com cortes na taxa Selic, que se iniciaram no final de 2011, com os juros chegando a 7,25% no final de 2012);
- b) taxa de câmbio enfraquecida (obtida em parte por meio de controles cambiais) e
- c) expansão fiscal (estímulos).

De acordo com Pastore et al. (2012), o governo:

- a) reduziu a taxa de juros de longo prazo (TJLP);
 - b) criou maneiras de incentivar a indústria através de compra de bens e equipamentos;
 - c) optou por isenções tributárias para estimular as vendas, como no caso dos automóveis; e
 - d) aumentou a oferta de crédito por parte de bancos oficiais, entre outras medidas.
- Entretanto, o resultado dos estímulos fiscais e monetários foi uma situação de baixo crescimento e alta inflação.

Apesar do quadro desfavorável da indústria se dever a diversos setores, eram nos setores de bens de capital e de bens duráveis de consumo que havia os piores desempenhos, sendo esse abalado pela queda na oferta de crédito associada aos elevados índices de inadimplência. Nesse ano, a taxa de desemprego caiu, atingindo menos de 5% da força de trabalho. Ainda segundo Pastore *et al.* (2012), o mercado apertado de mão de obra, perto de

uma situação de pleno emprego (mercado de trabalho levou a inflações de serviços maiores que 8%), elevou os salários mais do que o crescimento da produtividade da mão de obra, o que colaborou para contrair a produção industrial. Para o governo, uma taxa de câmbio mais desvalorizada aumentava a competitividade da indústria, mas por outro lado os riscos de elevação da inflação fizeram com que a proporção da depreciação fosse limitada, com vendas de *swaps* cambiais. Pastore mostra que:

[...] inicialmente o governo elevou a intensidade dos controles sobre ingressos em portfólio de renda fixa, abrindo espaço para que as compras do BC no mercado à vista de câmbio enfraquecessem o real, e em seguida, o enfraquecimento se acentuou devido ao aumento da aversão ao risco no mercado mundial [...] (2012, p. 12).

Em 2013 o real continuou se depreciando. Alguns fatores vindos da economia mundial foram:

- a) os Estados Unidos crescendo junto a uma desaceleração nos países emergentes, o que de acordo com Pastore et al. (2013, p. 3) “[...] eleva as taxas de juros das *treasuries* e fortalece o dólar, e nestas circunstâncias o Federal Reserve pode começar a reduzir a intensidade da compra de ativos, com reflexos na liquidez internacional.” e
- b) um crescimento mais lento da China, o que conduz os preços internacionais de commodities a uma queda, revertendo a tendência de crescimento que se iniciou em 2002.

Além disso, houve maior déficit nas contas correntes brasileiras que também contribuiu para a depreciação.

Com a queda da demanda por ativos brasileiros por partes dos estrangeiros devido ao crescimento da economia norte americana, que atrai capitais para si e conseqüentemente valoriza sua moeda, há um aumento do risco (medido pelo CDS) e uma pressão sobre o câmbio no Brasil. Os Estados Unidos oferecem ativos com melhores retornos e menores riscos. Nos dois últimos anos citados, a inflação foi próxima a 6%.

Em 2014, os principais instrumentos de controle da inflação utilizados pelo BC foram as intervenções no mercado futuro de câmbio através das vendas de *swaps* cambiais e o controle dos preços dos bens monitoradas (gasolina e energia), evitando sua elevação. Isso devido à economia em desaceleração além do previsto, à inflação próxima do teto da meta e à inexistência de folga fiscal para segurar preços através de desonerações e isenções. Entretanto, o elevado déficit nas contas correntes, impediu que o Banco Central continuasse a tomar tais medidas. A inflação foi de 6,41%, muito próxima ao teto da meta.

2.2 REPASSE CAMBIAL PARA A INFLAÇÃO

A relação de repasse entre a taxa de câmbio e a inflação, conhecida na literatura como *pass-through* cambial, é definida, como mostra Campa e Goldberg (2005), como a variação percentual nos preços domésticos devido a uma variação de 1% na taxa de câmbio nominal.

O impacto de uma variação no câmbio sobre os preços ocorre tanto direta quanto indiretamente. No primeiro caso, ocorre através da alteração nos preços dos insumos e produtos finais importados. Por exemplo, segundo Albuquerque e Portugal (2005), uma desvalorização cambial gera um aumento dos preços dos importados tanto pela participação dos importados no índice de preços como pelo aumento causado nos custos dos insumos. Já no segundo caso, o efeito ocorre através da alteração na composição da demanda agregada e salários resultantes da mudança nos preços relativos entre bens finais produzidos interna e externamente. Nesse caso, a elasticidade de substituição entre bens domésticos e importados é um fator relevante na determinação do impacto. De acordo com Pimentel (2013), uma desvalorização do câmbio acarretará em aumento da demanda por bens domésticos substitutos e em maior competitividade das exportações podendo, conforme as demais condições da economia, causar pressões inflacionárias sobre os preços domésticos e salários nominais.

Os primeiros estudos acerca do repasse cambial eram relacionados com a teoria da Paridade Poder de Compra (PPP). Caso a PPP seja válida, uma desvalorização cambial deve elevar os preços na mesma proporção, isto é, o repasse deve ser completo, igual a 1. Tal teoria segue a Lei do Preço Único, segundo a qual dois produtos idênticos vendidos em mercados distintos devem apresentar o mesmo valor quando expressos na mesma moeda. Isso devido à arbitragem internacional no mercado de bens. Caso a lei seja válida para todos os bens, então também é válida para a cesta de bens de dois países. Temos que:

$$p_i = ep_i^* \text{ ou } P = eP^*$$

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

Segundo Albuquerque e Portugal (2005), após a desvalorização do dólar norte americano nos anos 70, observou-se que os níveis de preços dos EUA não se elevaram na mesma proporção que a variação cambial, surgindo então uma dúvida em relação à validade da teoria da PPP. Surgiram, portanto, diversos estudos a fim de testar tal paridade, verificando-se que no curto prazo movimentos cambiais não são completamente repassados

para os preços, mas que no longo prazo a PPP é válida. Vale destacar Goldberg e Knetter (1997), onde foi estimada uma regressão genérica:

$$p_t = \alpha + \delta X_t + \gamma E_t + \varphi Z_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

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

Se a Lei do Preço Única vale, temos que $\alpha = 0$, $\delta = 1$ e $\gamma = 1$.

Para uma variedade de produtos e países, os preços relativos de produtos semelhantes estão associados a flutuações na taxa de câmbio. Sendo assim, a principal evidência encontrada pelos autores para rejeitar a Lei do Preço Único está em γ .

Estudos que buscam estimar o repasse cambial para preços de produtos importados geralmente utilizam a especificação da equação (1) com p sendo o preço do produto importado em moeda doméstica e X uma medida dos custos do exportador. Portanto, $\hat{\gamma}$ é uma estimativa do repasse cambial para o preço de importados. Caso $\gamma = 1$ o repasse é completo, caso $\gamma < 1$ então o repasse representa a proporção das alterações da taxa de câmbio que são repassadas para os preços dos produtos importados em contrapartida à proporção que é absorvida nas margens de lucro dos exportadores.

Buscando-se explicações para as violações da Lei do Preço Único e da PPP, diversos estudos com enfoques micro e macroeconômicos sobre os determinantes do *pass-through* surgiram.

Krugman (1987) denominou de *pricing to market*¹ o fenômeno da taxa de câmbio induzir discriminação de preços em mercados internacionais. O autor afirma que o *pricing to market* está presente sempre que os preços de importação não caem na mesma proporção que a apreciação do câmbio. A ideia do *pricing to market* é que uma firma exportadora discrimina preços entre países para os quais vende seus produtos em função de mudanças na relação entre as moedas dos países. Isto é, o exportador pode ajustar seu *markup* para um país específico para acomodar alterações na taxa de câmbio (MINELLA *et al.*, 2000).

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

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

repasses de variações cambiais para os preços. Segundo Maciel (2006, p. 13) quanto maior a concorrência num setor (maior *pricingtomarket*), menor o poder de mercado seus produtores, o que minimiza sua capacidade de ajuste de preços, via elevação de custos. O autor afirma que:

[...] quanto maior a concorrência, menos os produtores podem repassar aumento de custos para os consumidores. Portanto, num ambiente de alto *pricingtomarket*, dada uma depreciação da taxa de câmbio nominal, os produtores irão absorver os aumentos de custo e não repassarão completamente esses aumentos para os preços, visando não perder *marketshare*. Para um mercado altamente competitivo, as firmas absorverão as mudanças na taxa de câmbio e, com o intuito de preservar seu *marketshare*, aceitarão menores *markups*.

Na literatura sobre a Nova Macroeconomia Aberta (NMA), de acordo com Pimentel (2013) “a moeda na qual os preços são determinados tem importantes implicações em relação a políticas monetária ecambial”. O estudo de Obstfeld e Rogoff (1995) introduziu rigidez nominal e imperfeições de mercado microfundamentadas em um modelo de equilíbrio geral dinâmico. Esse estudo assume que os preços são estabelecidos na moeda do exportador, situação conhecida como *Producer CurrencyPricing* (PCP), onde flutuações cambiais são repassadas integralmente para os preços defrontados pelos consumidores do país importador, isto é, o *pass-through* é igual a 1. Opondo-se a esta abordagem, existem estudos que argumentam que os preços são fixados na moeda do consumidor (*LocalCurrencyPricing*, LCP) e que flutuações cambiais são absorvidas pelo *mark-up* do produtor. Nesse caso o *pass-through* é igual a 0. Porém esses são casos extremos, sendo o caso intermediário, *depass-through* incompleto o mais evidenciado na literatura.

Dornbusch (1976) introduz o papel dos *stickyprices* no estudo sobre os desvios da PPP a partir de um modelo de *overshooting*. Segundo o autor, uma desvalorização na taxa de câmbio gera uma queda no preço relativo doméstico, o que eleva a demanda doméstica e pressiona o nível de preços. Contudo, a desvalorização afeta a demanda agregada de duas maneiras:

- a) através da alteração nos preços relativos e
- b) através do aumento nas taxas de juros que é necessário para manter o mercado monetário em equilíbrio depois de uma alteração na demanda por moeda.

Portanto, a elevação dos preços será menor que a elevação na taxa de câmbio, dependendo da elasticidade-preço da demanda pelo produto doméstico.

Outras abordagens para explicar o repasse cambial incompleto são: o papel dos *nontradables*; o grau de abertura de economia, os desvios do produto, a credibilidade das autoridades monetárias, a persistência inflacionária, entre outros.

O grau de abertura da economia é definido como a soma das importações e das exportações como proporção do PIB. Ele define o grau de presença de produtos comercializáveis numa economia, indicando a intensidade com que os preços podem responder a uma variação da taxa de câmbio nominal. Quanto maior o grau de abertura² maior será a presença de produtos mais fortemente impactados pelo câmbio, o que implica num maior grau de *pass-through* da taxa de câmbio para a inflação. Temos, portanto, uma correlação positiva.

Klaassen (1999) analisa desvios da PPP para as taxas de câmbio do dólar frente à moeda alemã (marco alemão), à moeda japonesa (yen) e à moeda do Reino Unido (libra esterlina). É utilizado um modelo markoviano, onde a mudança de regime depende do desvio da PPP (se o movimento em uma direção da taxa de câmbio tende a acabar quando o desvio é muito alto e a recomeçar quando o desvio é muito baixo). Os resultados mostram que há a mudança de regime e que sua duração vem se reduzindo ao longo do tempo, devido à maior abertura comercial.

O desvio do produto se refere ao desvio do PIB do seu valor de equilíbrio, isto é, quanto o PIB se desalinha da sua tendência. Há uma correlação positiva entre o hiato do produto e o *pass-through*. Caso o PIB esteja acima do produto potencial, a pressão de demanda sobre os preços aumentará, gerando um ambiente inflacionário, facilitando repasses de preços e aumentando o efeito da taxa de câmbio nominal sobre a inflação. Assim, quando o hiato positivo do produto aumenta, o efeito de *pass-through* da taxa de câmbio para a inflação é intensificado. O contrário também é verdadeiro, quanto menor o nível de atividade, menos aquecida está a demanda interna e menor é o espaço para o reajuste de preços.

Para Eichengreen (2002) a velocidade e a magnitude do repasse cambial estão diretamente associadas à credibilidade da política monetária. Confirme os agentes percebem que choques transitórios não terão efeitos permanentes, devido à ação da autoridade monetária para evitar isso, os agentes contêm o repasse cambial. Assim, o elevado nível de indexação em uma economia, que torna os choques mais persistentes, tende a ser revertido ao longo do processo de amadurecimento do regime de metas para a inflação, conforme a sociedade for

²Para descrição mais detalhada da relação do grau de abertura da economia e o coeficiente de *pass-through* ver anexo de Goldfajn e Werlang (2000).

percebendo o ambiente de maior estabilidade macroeconômica. À medida que o BC ganha credibilidade, o repasse se reduz.

Segundo Gagnon e Ihrig (2001), as políticas anti-inflacionárias e a credibilidade da autoridade monetária são fatores importantes para explicar a redução do *pass-through* sobre a inflação doméstica. Quando a inflação está baixa e quando o comprometimento do Banco Central em mantê-la baixa tem grande credibilidade, os agentes econômicos ficam menos inclinados em repassar rapidamente um aumento de custos aos consumidores via elevação de preços.

2.3 EVIDÊNCIAS NA LITERATURA EMPÍRICA SOBRE O REPASSE CAMBIAL

Na literatura existem diversos estudos referentes à transmissão de variações cambiais aos preços no Brasil. O repasse é estimado através de diversas abordagens, entre eles destacamos os trabalhos de Fiorencio e Moreira (1999), Belaisch (2003), Minella *et al.* (2003), Nogueira (2012), Menezes e Fernandez (2013), Pimentel (2013), Carneiro *et al.* (2002), Correa e Minella (2005), Muinhos (2001), Albuquerque e Portugal (2005), Eichengreen (2002), Muinhos e Alves (2003) e Tejada e Silva (2005).

Fiorencio e Moreira (1999) estimam um VAR utilizando preço, taxa de câmbio e taxa de juros nominais para o Brasil. O período analisado foi pré e pós Plano Real e os autores observaram que no período pré Plano Real, uma depreciação cambial tinha efeitos permanentes sobre os preços e efeito praticamente nulo sobre a taxa de câmbio real. Já no período pós Plano Real, o efeito sobre os preços foi mais rápido e com efeitos mais prolongados sobre a taxa de câmbio real.

Belaisch (2003) estima o repasse cambial no Brasil para o período de 1999 a 2002, utilizando dados mensais de inflação, produção industrial, preços internacionais de petróleo e a taxa de câmbio doméstica através de um VAR. A autora estima o repasse através de quatro cadeias de transmissão distintas, que isolam, sucessivamente, choques de oferta, de demanda e choques externos para estudar os impactos nos preços e encontra um *pass-through* no período de três meses de 6% para o IPCA, de 34% para o IPA e 27% para o IGP. Contudo, a amostra utilizada pela autora é relativamente curta.

Minella *et al.* (2003) estudaram o período pós Real e evidenciaram uma queda no *pass-through* após 1999. Contudo, a magnitude da mudança é diferente dependendo do modelo adotado (modelo estrutural do BC, curva de Phillips ou VAR).

Nogueira (2012) estima a transmissão da variação cambial aos índices de preços brasileiros, utilizando a metodologia de vetores autorregressivos estruturais (SVAR) com vetores de correção de erros (VEC) de junho de 1999 a setembro de 2011. A autora quebrou a transmissão do choque cambial em quatro cadeias:

- a) IGP;
- b) IPCA, para as aberturas do IPCA;
- c) livres e administrados;e
- d) comercializáveis e não comercializáveis.

Os resultados mostraram um coeficiente de repasse cambial mais elevado para os preços no atacado do que nos preços ao consumidor. O IPA apresentou o maior *pass-through* ao longo do tempo, atingindo 9,2% um mês após o choque externo, 14,4% em três meses e 18% no longo prazo. O IPCA cheio obteve repasse de 1,2% após um mês e *pass-through* de longo prazo de 5,2% no período. O IGP apresentou *pass-through* de longo prazo de 10,4%. Na abertura dos núcleos, os preços administrados apresentaram *pass-through* de 4,5% e os preços livres de 3,3%. O núcleo de preços comercializáveis apresentou um repasse maior do que os preços não comercializáveis, 2,3% e 1,5%, respectivamente. Os resultados mostraram que houve uma redução significativa no nível de *pass-through* nos últimos anos e uma maior velocidade de repasse, corroborando com a ideia de que o coeficiente depende da credibilidade da política econômica do país.

Menezes e Fernandez (2013) estudam a relação entre as variações nos índices de preços e as variações na taxa de câmbio no Brasil de 1999 a 2011, com o objetivo de captar o início da mudança de regime cambial na economia brasileira, através de um VAR inferindo o impulso resposta, decomposição da variância e o teste de causalidade de Granger. Resultados mostram que o *pass-through* cambial afeta de forma mais incisiva os preços no atacado do que os preços domésticos, sendo que esses possuem uma menor sensibilidade no curto e longo prazo em relação às variações cambiais.

Pimentel (2013) estima o repasse cambial para os preços ao consumidor (IPCA) no Brasil no período entre 1999 e 2011. É analisado se a direção das variações da taxa de câmbio (apreciações ou depreciações) têm diferentes impactos sobre os preços, isto é, se o *pass-through* é assimétrico. Os coeficientes de repasse foram calculados das funções de impulso resposta de modelos de Vetores Autorregressivos (VAR) e de Vetores Autorregressivos estrutural (SVAR). Também é estimado um modelo Vetor de Correção de Erros (VEC) utilizando a série da taxa de câmbio decomposta na soma de suas variações

positivas e negativas. Os resultados apresentam evidências de que o repasse cambial é menor após uma apreciação do que após depreciações.

Os trabalhos empíricos de Carneiro *et al*(2002) e Correa e Minella (2005) abordam o repasse cambial a partir de especificações não lineares. Carneiro *et al.* (2002) trabalham com uma especificação não linear do repasse cambial para os preços para o Brasil no período entre 1994 e 2001, utilizando uma Curva de Phillips *backwardlooking*. Eles decompõem os preços entre livres e administrados e os resultados evidenciam um *pass-through* trimestral de 6,4% após a mudança da taxa de câmbio de fixa para flutuante.

Correa e Minella (2005) estudaram a presença de mecanismos não lineares de repasse cambial para a inflação no Brasil no curto prazo com dados trimestrais, através da estimação de uma curva de Phillips com limiar (*threshold*). Foram testadas três variáveis como *threshold*:

- a) hiato do produto;
- b) variação da taxa de câmbio; e
- c) volatilidade da taxa de câmbio.

Os resultados evidenciaram que o repasse de curto prazo é maior quando a economia está aquecida, quando a volatilidade da taxa de câmbio é menor e quando as depreciações cambiais são de magnitude maior ou igual a 2%. Esses resultados são importantes principalmente para países que adotam regime de metas de inflação, para qual direção seguirá a política monetária do país.

Muinhos (2001) conduz um estudo do *pass-through* da desvalorização da taxa de câmbio para a inflação considerando a mudança no regime das taxas de câmbio. O autor utiliza diferentes estimativas da curva de Phillips (com e sem presença de expectativas e com especificação linear e não linear) para o Brasil utilizando dados trimestrais de 1980 a 2000. Na especificação linear, os resultados apresentaram um coeficiente de *pass-through* de 0,10 na amostra pequena se o termo de expectativa é incluído e 0,09, caso contrário. Na especificação não linear, o *pass-through* é de 0,24 sem expectativa e 0,12 com e 0,55 para a amostra completa. Entretanto, os resultados não evidenciaram alterações no repasse após 1995 na amostra completa e após 1999 nas duas amostras.

Já Albuquerque e Portugal (2005) analisaram a relação entre as taxas de câmbio e a inflação no Brasil no período de 1980 a 2002 utilizando o Filtro de Kalman. Foram considerados três aspectos importantes a fim de se adaptar o modelo à realidade da economia brasileira:

- a) a firma vende seus produtos tanto no mercado doméstico, quanto no mercado internacional;
- b) custos são uma função da taxa de câmbio; e
- c) o grau de abertura da economia é incluso na equação de demanda.

Os testes empíricos foram realizados aplicando-se o Filtro de Kalman, o qual apresentou melhores resultados que as estimações por OLS normalmente utilizadas. Os resultados evidenciaram que o ambiente inflacionário e o regime cambial percebido pelos agentes afetam o grau de *pass-through* do câmbio para os preços ao consumidor. Observou-se uma redução no *pass-through* após a implementação do Real para o IPCA e uma redução ainda maior após a adoção do regime de taxa de câmbio flutuante em 1999.

No que se refere à literatura internacional, destacamos os estudos realizados por Klaassen (1999), Grauwe e Vansteenkiste (2001), Gil-Pareja (2000), Mahdavi (2002), Olivei (2002), Pollard e Coughlin (2004), Devereux e Engel (2001), Goldfajn e Werlang (2000), Taylor (2000), Loschiavo e Iglesias (2003), Mann (1986) e Calvo e Reinhart (2000).

Os trabalhos empíricos de Klaassen (1999) e Grauwe e Vansteenkiste (2001) abordam o repasse cambial a partir de especificações não lineares. Grauwe e Vansteenkiste (2001) utilizam um modelo do tipo *MarkovSwitching* supondo a mudança de regime no intercepto e nos regressores exógenos. São analisados diversos países, dentre eles o Brasil, Argentina, Equador, Japão, Alemanha, França e Estados Unidos. Os resultados evidenciaram que nos países que possuem alta inflação, a mudança de regime se dá no intercepto, havendo uma mudança no nível de inflação, mas não no poder explicativo das variáveis independentes. Nos países onde a inflação é alta, ocorre o inverso.

Os estudos realizados por Gil-Pareja (2000), Mahdavi (2002) e Olivei (2002) demonstraram que existe uma assimetria no repasse cambial dependendo da direção da variação do câmbio, isto é, dependendo se o câmbio se desvaloriza ou se valoriza.

Já trabalhos empíricos como Pollard e Coughlin (2004) e Devereux e Engel (2001) documentam a possibilidade de assimetria no repasse cambial baseada na volatilidade da taxa de câmbio, isto é, no montante da sua variação. Devereux e Engel (2001) analisaram um modelo de equilíbrio geral de dois países no qual as firmas exportadoras podem escolher a moeda na qual estabelecem seus preços de vendas para os mercados externos, enfatizando a importância da volatilidade cambial no *pass-through*. Eles mostraram que a estabilidade monetária na escolha da moeda no qual as firmas estabelecem seus preços é importante, de modo que os exportadores desejariam estabelecer seus preços na moeda do país que tem

maior estabilidade monetária. Isto é, um país que possui grande volatilidade da política monetária tende a ter seus preços de importação estabelecidos em moeda estrangeira, e como resultado ele experimentará uma alta taxa de *pass-through* da taxa câmbio para os preços dos bens importados. Já em um país com baixa volatilidade da política monetária, é mais provável que os preços de seus bens importados sejam estabelecidos em sua própria moeda, com uma taxa baixa de *pass-through*. Estes resultados sugerem que o *pass-through* da taxa de câmbio é endógeno e que ele pode depender do grau de previsibilidade da política monetária. Com isso, os resultados mostraram o motivo do *pass-through* ser elevado em um país que tem historicamente bastante instabilidade da política monetária, como o México, e de ser baixo em países como Nova Zelândia e Canadá, que historicamente têm-se beneficiado de grande estabilidade da política monetária.

Goldfajn e Werlang (2000) estudam a relação entre as depreciações cambiais e a inflação, através de dados em painéis, utilizando uma amostra de 71 países no período de 1980 a 1998. Os principais determinantes do *pass-through* utilizadas foram a taxa de câmbio real (RER), uma *proxy* para o ciclo de negócios, a taxa de inflação inicial e o grau de abertura da economia do país. O trabalho mostrou que o coeficiente de transição aumenta no decorrer do tempo, com seu pico em 12 meses e sua magnitude é menor do que 1, evidenciando que o risco de uma espiral inflacionária dado uma depreciação não é predominante.

O trabalho foi dividido em diferentes critérios. Primeiramente por divisão regional, resultando em cinco regiões, depois classificando os países de acordo com suas condições econômicas sociais (desenvolvidos, subdesenvolvidos e emergentes) e, por fim, os países foram divididos entre membros e não membros da OECD (Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico). Os coeficientes que se mostraram mais relevantes economicamente foram o descasamento da RER para os mercados emergentes e a inflação inicial para os países desenvolvidos. Além disso, o modelo estimado encontrou inflações maiores do que as efetivamente observadas e foi estimado outro modelo incluindo as expectativas das taxas de câmbio, mas apesar das expectativas serem estatisticamente significantes, seu efeito sobre a inflação foi relativamente pequeno. Isto sugere que os responsáveis pela política monetária devem ter cautela ao usarem modelos passados para preverem inflações futuras.

Taylor (2000) propõe que o declínio nas taxas de repasse cambial observado a partir da década de 90 em diversos países tenha sido consequência de um ambiente macroeconômico de inflação baixa e estável. O declínio no repasse cambial poderia ser interpretado como uma redução do *pricing power* das firmas resultante da baixa inflação.

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

Nesse capítulo exploramos o ambiente macroeconômico do Brasil dos últimos anos e o comportamento das variáveis estudadas com destaque para a taxa de câmbio e de inflação. Apresentamos evidências de que o comportamento da taxa de câmbio é relevante na determinação da taxa de inflação para países em desenvolvimento, notadamente para a economia brasileira. Em seguida, fizemos uma revisão da abordagem teórica da relação de repasse cambial para a inflação e apresentamos uma breve revisão da literatura existente sobre o tema.

3 METODOLOGIA

Neste capítulo primeiramente faremos uma breve revisão dos métodos econométricos que serão utilizados nos capítulos empíricos. Serão abordados o modelo de estado de espaço e o Filtro de Kalman. Para fim de comparação, o modelo também será estimado através do método de mínimos quadrados ordinários (OLS) por meio de janelas amostrais. Em seguida, apresentaremos o modelo teórico que será usado para mostrar como se dá o repasse cambial para a inflação e se outras variáveis macroeconômicas também afetam esse repasse através da derivação da equação (37). Empregamos o modelo de Feenstra e Kendal (1997), que foi repetido por Albuquerque e Portugal (2005) com algumas adaptações.

Modelos estruturais são modelos de regressão onde as variáveis são função do tempo e cujos parâmetros variam no tempo. De acordo com Albuquerque (2005), um modo de trabalhar com esses modelos é escrevê-los no formato de estado espaço e, uma vez nesse formato, aplicar o Filtro de Kalman, que permite a atualização do estado à medida que novos coeficientes são disponibilizados.

Segundo Albuquerque (2005), os modelos de estado de espaço são ferramentas utilizadas em modelos de séries de tempo dinâmicas que envolvem variáveis não observadas, como por exemplo, expectativas racionais. Essas variáveis não observadas são incorporadas ao modelo, estimadas e, através do Filtro de Kalman o formato de estado de espaço é analisado. Esse filtro permite fazer a previsão e o alisamento dos coeficientes do modelo (dado que os hiperparâmetros são calculados), assim como a estimativa por máxima verossimilhança dos parâmetros desconhecidos.

3.1 MODELOS DE ESTADO DE ESPAÇO³

O modelo de estado de espaço consiste em duas equações:

- a) equação de medida (também chamada de equação de observação) que descreve a relação entre variáveis observadas e variáveis de estado não observadas e
- b) equação de transição (também chamada de equação de estado), que descreve a dinâmica das variáveis de estado, que em geral são desconhecidas e seguem um processo de primeira ordem de Markov.

³Nesta seção seguimos muito proximamente Harvey (1990) e Kim e Nelson (1999)

A equação a seguir mostra o formato geral do estado de espaço para uma série temporal multivariada, com N elementos e é denominada equação de medida:

$$y_t = Z_t \beta_t + d_t + \varepsilon_t, t = 1, 2, \dots, T \quad (2)$$

$$\varepsilon_t \sim i. i. d. N(0, H_t)$$

onde y_t é um vetor de variáveis observadas no tempo t de dimensão $N \times 1$; β_t é um vetor de variáveis de estado (geralmente não observadas) de dimensão $m \times 1$, chamado vetor de estado; Z_t é uma matriz $N \times m$ que vincula o vetor observado y_t ao vetor não observado β_t ; d_t é um vetor $N \times 1$ e ε_t é um vetor de dimensão $N \times 1$ de erros não correlacionados serialmente, com média zero e variância H_t (isto é, $E[\varepsilon_t] = 0$ e $Var[\varepsilon_t] = H_t$).

Harvey (1990) mostra que a equação de transição é dada por:

$$\beta_t = T_t \beta_{t-1} + c_t + R_t \eta_t, t = 1, 2, \dots, T \quad (3)$$

$$\eta_t \sim i. i. d. N(0, Q_t)$$

onde T_t é uma matriz $m \times m$; c_t é um vetor $m \times 1$; R_t é uma matriz $m \times g$ e η_t é um vetor de dimensão $g \times 1$ de erros não correlacionados com média zero e variância Q_t (isto é, $E[\eta_t] = 0$ e $Var[\eta_t] = Q_t$).

Adicionam-se dois pressupostos ao modelo de estado de espaço. O primeiro é que o vetor de estados inicial, β_0 possui média e variância conhecidas, b_0 e P_0 , respectivamente. Segundo, os erros são não correlacionados entre si e o vetor inicial é não correlacionado com ε_t ou η_t em nenhum momento. Isto é:

$$E[\varepsilon_t \eta_t'] = 0$$

$$E[\varepsilon_t \beta_0'] = 0$$

$$E[\eta_t \beta_0'] = 0, t = 1, 2, \dots, T$$

As matrizes do sistema (Z_t, H_t, T_t, R_t e Q_t) podem depender dos hiperparâmetros (isto é, de um conjunto de parâmetros desconhecidos) que procuramos estimar e que determinam as propriedades estocásticas do modelo. Já os parâmetros c_t e d_t afetam o valor esperado apenas de maneira determinística.

Podemos escrever qualquer tipo de série temporal em formato de estado de espaço e por ele estimá-las. Processos autorregressivo e processos de médias móveis podem ser reescritos nesse formato. Por exemplo:

AR(2)

$$y_t = \rho_1 y_{t-1} + \rho_2 y_{t-2} + u_t, \quad t = 1, 2, \dots, T$$

$$u_t \sim i. i. d. N(0, \sigma^2)$$

Equação de transição (ou de estado):

$$\begin{pmatrix} \beta_t \\ \beta_{t-1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \rho_1 & \rho_2 \\ 1 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_{t-1} \\ \beta_{t-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_t \\ 0 \end{pmatrix}$$

Equação de medida (ou de observação):

$$y_t = (1 \quad 0) \begin{pmatrix} \beta_t \\ \beta_{t-1} \end{pmatrix}$$

MA(1)

$$y_t = u_t + \theta u_{t-1}, \quad t = 1, 2, \dots, T$$

$$u_t \sim i. i. d. N(0, \sigma^2)$$

Equação de transição (ou de estado):

$$\begin{pmatrix} u_t \\ u_{t-1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 1 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_{t-1} \\ u_{t-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_t \\ 0 \end{pmatrix}$$

Equação de medida (ou de observação):

$$y_t = (1 \quad \theta) \begin{pmatrix} u_t \\ u_{t-1} \end{pmatrix}$$

ARMA(2,1)

$$y_t = \rho_1 y_{t-1} + \rho_2 y_{t-2} + u_t + \theta u_{t-1}, \quad t = 1, 2, \dots, T$$

$$u_t \sim i. i. d. N(0, \sigma^2)$$

Equação de transição (ou de estado):

$$\begin{pmatrix} \beta_t \\ \beta_{t-1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \rho_1 & \rho_2 \\ 1 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_{t-1} \\ \beta_{t-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_t \\ 0 \end{pmatrix}$$

Equação de medida (ou de observação):

$$y_t = (1 \quad \theta) \begin{pmatrix} \beta_t \\ \beta_{t-1} \end{pmatrix}$$

3.2 FILTRO DE KALMAN⁴

Utiliza-se o Filtro de Kalman (FK) para calcular o estimador ótimo do vetor de estado no período t . Segundo Harvey (1990), o Filtro de Kalman é um procedimento recursivo, que considera no cálculo daquele estimador toda a informação disponível no período t e que atualiza constantemente o vetor de estado à medida que novas observações estão disponíveis. O FK também calcula parâmetros desconhecidos e possibilita a realização de testes estatísticos e de especificação do modelo, através do cálculo da função de verossimilhança pela decomposição do erro de previsão.

Considerando as equações de medida (2) e de transição (3) apresentadas na seção anterior, temos que b_{t-1} é o estimador ótimo de β_{t-1} baseado nas observações até y_{t-1} e que a matriz de covariância do erro de previsão, com dimensão $m \times m$ é dada por:

$$P_{t-1} = E[(\beta_{t-1} - b_{t-1})(\beta_{t-1} - b_{t-1})'] \quad (4)$$

Dados b_{t-1} e P_{t-1} , o estimador ótimo de β_t é dado por:

$$b_{t/t-1} = T_t b_{t-1} + c_t \quad (5)$$

A matriz de covariância do erro de estimação é tal que:

$$P_{t/t-1} = T_t P_{t-1} T_t' + R_t Q_t R_t', t = 1, 2, \dots, T \quad (6)$$

Quando uma nova observação (y_t) se torna disponível, o estimador de β_t ($b_{t/t-1}$) pode ser atualizado, através das duas equações a seguir:

$$b_t = b_{t/t-1} + P_{t/t-1} Z_t' F_t^{-1} (y_t - Z_t b_{t/t-1} - d_t) \quad (7)$$

$$P_t = P_{t/t-1} - P_{t/t-1} Z_t' F_t^{-1} Z_t P_{t/t-1} \quad (8)$$

onde $F_t = Z_t P_{t/t-1} Z_t' + H_t$ (9)

Portanto, o Filtro de Kalman é formado pelas equações de previsão, (5) e (6) e pelas equações de atualização, (7) e (8).

Essas equações também podem ser escritas de maneira recursiva, partindo de $b_{t/t-1}$ até b_t como se pode notar a seguir:

$$b_{t+1/1} = (T_{t+1} - K_t Z_t) b_{t/t-1} + K_t y_t + (c_{t+1} - K_t d_t) \quad (10)$$

⁴Nesta seção seguimos muito proximamente Harvey (1990) e Kim e Nelson (1999)

onde $K_t = T_{t+1}P_{t/t-1}Z'_tF_t^{-1}$, $t = 1, 2, \dots, T$ é a matriz de ganho e é o peso atribuído à nova informação contida no erro de previsão.

Portanto, o processo consiste em i) encontrar o previsor ótimo de y_t em t , com base em toda informação disponível até $t-1$ e quando y_t se tornar conhecido, ii) encontrar o erro de previsão, que possui novas informações sobre β_t .

A matriz recursiva de covariância do erro (também conhecida como equação de Riccati) é:

$$P_{t+1/t} = T_{t+1}(P_{t/t-1} - P_{t/t-1}Z'_tF_t^{-1}Z_tP_{t/t-1})T'_{t+1} + R_{t+1}Q_{t+1}R'_{t+1} \quad (11)$$

$$t = 1, 2, \dots, T$$

De acordo com Harvey (1990), a média e a variância do Filtro são condicionais à informação disponível. Sendo assim, a média condicional é um *minimum meansquare estimate* (MMSE) de β_t .

Os valores iniciais do FK devem ser especificados em termos de b_0 e P_0 ou $b_{1/0}$ e $P_{1/0}$. Dadas essas condições iniciais, o FK encontra o melhor estimador do vetor de estados à medida que cada nova observação se torna disponível. No final da amostra, o FK calcula o melhor estimador de estado de espaço corrente e/ou do próximo período com base em toda informação disponível. Portanto, esse é o melhor estimador para previsões.

3.2.1 Decomposição da Função de Verossimilhança

De acordo com Harvey (1990), em um modelo de séries de tempo onde as observações não são independentes, deve-se utilizar a função de probabilidade condicional para escrever a função de densidade conjunta, na qual é baseada a teoria clássica de máxima verossimilhança. Essa função é representada pela equação a seguir:

$$L(y; \Psi) = \prod_{t=1}^T p(y_t/Y_{t-1}) \quad (12)$$

onde Ψ é o conjunto de parâmetros não conhecidos e $p(y_t/Y_{t-1})$ é a distribuição de y_t condicional ao conjunto de informações em $t-1$, isto é, $Y_{t-1} = \{y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_1\}$.

A equação (12) é a função de verossimilhança e o estimador é encontrado ao maximizá-la em relação à Ψ . A derivação do Filtro de Kalman nos mostra que $\beta_{t/t-1}$ tem distribuição normal, com média $b_{t/t-1}$ e matriz de covariância $P_{t/t-1}$. Escrevendo a equação de medida como

$$y_t = Z_t b_{t/t-1} + Z_t(\beta_t - b_{t/t-1}) + d_t + \varepsilon_t \quad (13)$$

observa-se que a distribuição condicional de y_t é normal com média dada por

$$E_{t-1}(y_t) = \tilde{y}_{t/t-1} = Z_t b_{t/t-1} + d_t \quad (14)$$

e a matriz de covariância (F_t) é dada pela equação (9). Assim, a função de máxima verossimilhança em (12) pode ser escrita como:

$$\log L = -\frac{NT}{2} \log 2\pi - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \log |F_t| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T v'_t F_t^{-1} v_t \quad (15)$$

onde o vetor $v_t = y_t - \tilde{y}_{t/t-1}$, $t = 1, 2, \dots, T$ e tem dimensão $N \times 1$.

A equação de verossimilhança (15) pode ser vista como a decomposição do erro de previsão, uma vez que $\tilde{y}_{t/t-1}$ também é o MMSE de y_t e v_t pode ser deduzido como o vetor de erros de previsão. Harvey (1990) afirma que apesar de F_t e v_t resultarem do Filtro de Kalman, pode-se encontrar a função de verossimilhança e maximizá-la em relação à Ψ através de diversos procedimentos numéricos⁵.

3.2.2 Previsão

As equações de medida e de transição nos fornecem b_T , o MMSE de β_T baseado em todas as observações. Adicionalmente, nos fornecem as equações a seguir:

$$b_{T+1/T} = T_{T+1} b_T + c_{T+1} \quad (16)$$

$$\tilde{y}_{T+1/T} = Z_{T+1} b_{T+1/T} + d_{T+1} \quad (17)$$

onde (17) é a previsão um passo a frente.

Substituindo diversas vezes a equação de transição em $T+1$, teremos:

$$\begin{aligned} \beta_{T+l} = & \left[\prod_{j=1}^l T_{T+j} \right] \beta_T + \sum_{j=1}^{l-1} \left[\prod_{i=j+1}^l T_{T+i} \right] [R_{T+j} + \eta_{t+j} + c_{T+j}] + R_{T+l} \eta_{T+l} \\ & + c_{T+l}, l = 2, 3, \dots \end{aligned} \quad (18)$$

Além disso, a expectativa condicional de β_{T+l} é:

$$E_T(\beta_{T+l}) = b_{T+l/T} = \left[\prod_{j=1}^l T_{T+j} \right] b_T + \sum_{j=1}^{l-1} \left[\prod_{i=j+1}^l T_{T+i} \right] c_{T+j} + c_{T+l} \quad (19)$$

⁵Para exemplos ver Harvey (1990), capítulo 3.

Através das equações (18) e (19) é possível obter a matriz de covariância e, posteriormente, a matriz MSE. De acordo com Harvey (1990), dado que existem parâmetros desconhecidos, a matriz MSE em $t+1$ pode ser aproximada por:

$$P_{T=l/T} + \frac{\partial b_{T+l/T}}{\partial \psi'} I^{-1}(\bar{\psi}) \frac{\partial b'_{T+l/T}}{\partial \psi} \quad (20)$$

Portanto, teremos a previsão l passos a frente ao aplicarmos repetidamente as equações de previsão do Filtro de Kalman, ou seja, as equações (5) e (6).

3.2.3 Suavização (*smoothing*)

Segundo Kim e Nelson (1999), o procedimento de alisamento nos permite obter informações mais apuradas, dado que leva em conta mais informações que o filtro básico. Ele utiliza todas as informações disponíveis após t . Dessa forma, a média da distribuição de β_t condicional à toda a amostra, conhecida como estimativa alisada ou *smoothed*, é dada por $E(\beta_t / Y_T)$.

Dadas as seguintes equações:

$$b_{t/T} = E_T(\beta_t) = E(\beta_t / Y_T) \quad (21)$$

$$P_{t/T} = E_T[(\beta_t - b_{t/T})(\beta_t - b_{t/T})'] \quad (22)$$

Temos que o estimador alisado, em um modelo linear de Gauss é dado por $b_{t/T}$ na equação (21) sendo o MMSE de β_t baseado no conjunto de informação disponível. Já a matriz de covariância condicional a todas as observações é dada por (22).

3.2.3.1 Fixed-interval smoothing

O algoritmo de suavização de intervalo fixo, de acordo com Harvey (1990) consiste em um conjunto de recursos que começam com as quantidades finais, b_T e P_T , dado pelo filtro de Kalman e trabalham de trás para frente. As equações são:

$$b_{t/T} = b_t + P_t^*(b_{t+1/T} - T_{t+1}b_t) \quad (23)$$

$$P_{t/T} = P_t + P_t^*(P_{t+1/T} - P_{t+1/t})P_t^{*'} \quad (24)$$

onde $P_t^* = P_t T'_{t+1} P_{t+1/t}^{-1}$, $t = T - 1, \dots, 1$ e com $b_{T/T} = b_T$ e $P_{T/T} = P_T$.

Por conseguinte, o algoritmo requer que b_t e P_t sejam armazenados para todos t de modo que eles possam ser combinados com $b_{t+1/T}$ e $P_{t+1/T}$.⁶

3.3 MODELO TEÓRICO⁷

O nosso modelo tem como base Feenstra e Kendal (1997), mas também utiliza algumas adaptações no modelo base em linha com Albuquerque e Portugal (2005). Para a construção do coeficiente do *pass-through*, foi elaborado um modelo para a firma doméstica a qual pode decidir entre vender seus produtos no mercado doméstico, no mercado internacional ou em ambos. Maximizando o lucro esperado, toma-se a decisão sobre qual preço cobrar. O preço em t é definido no período anterior, $t-1$. Essa decisão refere-se ao preço doméstico, pois conforme a abordagem de Albuquerque e Portugal (2005) no exterior a empresa enfrenta um mercado de concorrência perfeita, já no mercado nacional, a empresa possui algum poder na determinação dos preços. Albuquerque e Portugal (2005) incluem no modelo base o grau de abertura da economia na equação da demanda e consideram que a empresa possui insumos importados, sendo os custos, portanto, função da taxa de câmbio. Também incluiremos tais adaptações esse nosso modelo.

As receitas totais da firma vendendo no mercado interno e no externo (expressa na moeda doméstica), respectivamente, são dadas pelas equações:

$$RT^{dom} = px^{dom}(p^{dom}, p^{imp}, y, ope)$$

$$RT^{exp} = sp^{exp}x^{ext}(p^{exp}, p^*, y^*)$$

onde p é o preço cobrado pela firma no mercado interno; p^{exp} é o preço cobrado no mercado externo; x^{dom} é a demanda do mercado interno; x^{ext} é a demanda externa; p^* é o preço dos produtos concorrentes situados no mercado externo; p^{imp} é o preço dos produtos concorrentes importados situados no mercado interno; y é a renda doméstica; y^* a renda externa e ope é o grau de abertura da economia.

Assim como em Feenstra e Kendal (1997), é considerado nesse modelo que a firma vende z unidades de moeda à taxa futura (f_t) com a finalidade de se proteger do risco cambial. $z_t(f_t - s_t)$ representa o ganho da firma com a operação.

O lucro da firma será:

⁶Derivações dessas equações podem ser encontradas em Anderson e Moore (1979).

⁷Nesta seção seguimos muito proximamente Albuquerque e Portugal (2005) e Feenstra e Kendal (1997).

$$\pi_t = (p_t - c_t) * x_t^{dom}(p_t, p_t^{imp}, y_t, ope) + (s_t p_t^{exp} - c_t^*) * x_t^{exp}(p_t^{exp}, p_t^*, y_t^*) + z_t * (f_t - s_t) \quad (25)$$

A utilidade esperada do lucro é maximizada pela firma da seguinte maneira:

$$\text{Max}_{p_t, z_t} E_{t-1} \{U[(p_t - c_t) * x_t^{dom}(p_t, p_t^{imp}, y_t, ope) + (s_t p_t^{exp} - c_t^*) * x_t^{exp}(p_t^{exp}, p_t^*, y_t^*) + z_t(f_t - s_t)]\} \quad (26)$$

Através de uma expansão de Taylor (ver Albuquerque e Portugal (2005)) e considerando que a média dos lucros é zero e sua variância condicional é $(\pi_t - E_{t-1}[\pi_t])^2$, podemos reescrever (26) como:

$$\text{Max}_{p_t, z_t} \{U(E_{t-1}[\pi_t]) + \frac{1}{2} U''(E_{t-1}[\pi_t]) * var_{t-1}(\pi_t)\} \quad (27)$$

A fim de calcular a média condicional de π_t , considera-se que $E_{t-1} p_t^{exp} = p_t^{exp}$ e $E_{t-1} x_t^{exp} = x_t^{exp}$. Assim:

$$\begin{aligned} E_{t-1}[\pi_t] &= p_t * E_{t-1}[x_t^{dom}(p_t, p_t^{imp}, y_t, ope)] - E_{t-1}(c_t) * x_t^{dom}(p_t, p_t^{imp}, y_t) \\ &\quad + E_{t-1}(s_t) * p_t^{exp} * x_t^{exp}(p_t^{exp}, p_t^*, y_t^*) + z_t f_t - z_t s_t - c_t \\ &\quad * x_t^{exp}(p_t^{exp}, p_t^*, y_t^*) \end{aligned} \quad (28)$$

Supondo que $E_{t-1}[s_t] = e_t$ e após algumas manipulações algébricas:

$$\begin{aligned} E_{t-1}[\pi_t] &= E_{t-1}[x_t^{dom}(p_t, p_t^{imp}, y_t, ope)] * (p_t - E_{t-1}(c_t)) \\ &\quad + x_t^{exp}(p_t^{exp}, p_t^*, y_t^*) * (e_t p_t^{exp} - E_{t-1}(c_t^*)) + z_t * (f_t - e_t) \end{aligned} \quad (29)$$

Calculando a variância condicional dos lucros e denominando a variância condicional do câmbio de σ_s^2 , temos que:

$$\begin{aligned} var_{t-1}(\pi_t) &= E_{t-1}\{[\pi_t - E_{t-1}(\pi_t)]^2\} \\ var_{t-1}(\pi_t) &= \sigma_s^2 * [x_t^{exp}(p_t^{exp}, p_t^*, y_t^*) - z_t]^2 \end{aligned} \quad (30)$$

Utilizando (29) e (30) em (27), temos que:

$$\begin{aligned} \text{Max}_{p_t, z_t} \{ & U [E_{t-1}[x_t^{dom}(p_t, p_t^{imp}, y_t, ope)] * (p_t - E_{t-1}(c_t)) + x_t^{exp}(p_t^{exp}, p_t^*, y_t^*) \\ & * (e_t p_t^{exp} - E_{t-1}(c_t^*)) + z_t * (f_t - e_t)] + \frac{1}{2} U''(E_{t-1}[\pi_t]) * \sigma_s^2 \\ & * [x_t^{exp}(p_t^{exp}, p_t^*, y_t^*) - z_t]^2 \} \end{aligned} \quad (31)$$

Derivando a equação (31) em relação à z_t :

$$\begin{aligned} U'(E_{t-1}(\pi_t)) * (f_t - e_t) - U''(E_{t-1}(\pi_t)) * \sigma_s^2 * x_t^{exp}(p_t^{exp}, p_t^*, y_t^*) * p_t^{exp} - z_t^* \\ = 0 \end{aligned} \quad (32)$$

Obtemos, após algumas álgebras e considerações (ver Albuquerque e Portugal (2005)) a seguinte equação:

$$z_t^* = \left(\frac{(f_t - e_t)}{R_u} * \sigma_s^2 \right) + x_t^{exp}(p_t^{exp}, p_t^*, y_t^*) * p_t^{exp} \quad (33)$$

Segundo Albuquerque e Portugal (2005), o contrato futuro ótimo é composto por:

- a) um termo relativo à compra de moeda especulativa e
- b) um termo que se concerne à parcela da receita total resultante das vendas externas da empresa.

Utilizando as equações (29), (30) e (33), podemos reescrever (26) como:

$$\begin{aligned} \text{Max}_{p_t, z_t} \left\{ U \left[E_{t-1} [x_t^{dom}(p_t, p_t^{imp}, y_t, ope)] * (p_t - E_{t-1}(c_t)) + x_t^{exp}(p_t^{exp}, p_t^*, y_t^*) \right. \right. \\ \left. \left. * (e_t p_t^{exp} - E_{t-1}(c_t^*)) + \left[\left(\frac{(f_t - e_t)}{R_u} * \sigma_s^2 \right) + x_t^{exp}(p_t^{exp}, p_t^*, y_t^*) \right. \right. \right. \\ \left. \left. * p_t^{exp} \right] * (f_t - e_t) \right] + \frac{1}{2} U'' [E_{t-1}(\pi_t)] * \sigma_s^2 * [x_t^{exp}(p_t^{exp}, p_t^*, y_t^*) \\ \left. - \left(\frac{(f_t - e_t)}{R_u} * \sigma_s^2 \right) + x_t^{exp}(p_t^{exp}, p_t^*, y_t^*) * p_t^{exp}]^2 \right\} \end{aligned} \quad (34)$$

Após derivarmos a equação (34) em relação à p_t e a igualarmos a zero, vamos obter o p_t e o preço ótimo a ser cobrado pela firma será:

$$p_t = E_{t-1}(C_t) - \frac{E_{t-1}[x_t^{dom}(p_t, p_t^{imp}, y_t, ope)]}{\eta_t} \quad (35)$$

sendo η_t é a elasticidade preço da demanda.

Dada a função demanda proposta por Feenstra e Kendal (1997):

$$x_t^{dom}(p_t, p_t^{imp}, y_t) = \left[\left(\frac{\beta}{p} \right) - \left(\frac{\alpha}{p^{imp}} \right) \right] * y_t$$

Albuquerque e Portugal (2005) fazem algumas suposições sobre as funções de custo e de demanda a fim de tornar a equação (35) testável empiricamente:

- a) considera-se a variável y como o desvio do produto potencial;
- b) supõe-se que o preço do concorrente importado dependa também da existência de outros concorrentes importados no mesmo mercado;
- c) preço exercido é função crescente da renda.

O preço dos produtos concorrentes importados situados no mercado interno será:

$$p^{imp} = (p^M)^\phi ope^{-\vartheta} y^\gamma$$

sendo p^M o preço com que as importações chegam ao país e $\phi > 0$; $\vartheta > 0$ e $\gamma > 0$.

Seguindo Albuquerque e Portugal (2005), consideramos que o custo é função crescente da taxa de câmbio e que as compras dos insumos são realizadas no período anterior, com a taxa de câmbio vigente daquele período ($c_t = As_{t-1}^\theta$).

Fazendo as devidas substituições, teremos:

$$p_t^2 = As_{t-1}^\theta (1/\alpha) (p_{t-1}^M)^\phi ope_{t-1}^{-\vartheta} o y_{t-1}^\gamma \quad (36)$$

Aplicando o logaritmo natural:

$$\ln p_t = \mu + \beta_1 \ln s_{t-1} + \beta_2 \ln y_{t-1} + \beta_3 \ln ope_{t-1} + \beta_4 \ln p_{t-1}^M + \varepsilon_t \quad (37)$$

onde $\mu = \ln(A/2)$, $\beta_1 = \ln(\theta/2)$, $\beta_2 = \ln(\gamma/2)$, $\beta_3 = \ln\left(\frac{\vartheta}{2}\right)$, $\beta_4 = \ln(\phi/2)$ e ε_t é ruído branco. A equação (37) será testada através do Filtro de Kalman e de *rollingwindows*.

4 ANÁLISE EMPÍRICA

Neste capítulo apresentaremos a base de dados e os testes empíricos com suas respectivas análises.

4.1 BASE DE DADOS

Neste trabalho a amostra tem frequência trimestral: inicia-se no primeiro trimestre de 1995 e vai até último trimestre de 2014. O *software* utilizado foi o Matlab. Foram utilizadas as séries trimestrais das seguintes variáveis transformadas em logaritmo natural:

- a) IPCA (Índice de Preços ao Consumidor Amplo) dessazonalizado, divulgado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE);
- b) IGP-DI (Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna) dessazonalizado, divulgado pela Fundação Getúlio Vargas (FGV);
- c) IPA (Índice de Preços por Atacado) dessazonalizado, divulgado pela FGV;
- d) Taxa de câmbio nominal para venda em R\$ / US\$, média do período, disponibilizada pelo Banco Central do Brasil;
- e) Hiato do produto. Esta variável refere-se ao desvio do PIB do seu valor de equilíbrio. Para calculá-la, primeiro obtém-se a série do Produto Interno Bruto (PIB) divulgada pelo IBGE em número índice. Depois é feita a sua dessazonalização pelo método X-12 e a partir dessa série dessazonalizada obtida extrai-se a tendência calculada pelo filtro Hodrick-Prescott (HP), onde se obtém o PIB potencial. O hiato é obtido subtraindo-se o PIB potencial do PIB original;
- f) Grau de abertura da economia. Para calcular esta variável somam-se as exportações e importações, disponibilizadas pelo IBGE, e a divide pelo PIB;
- g) Índice de Preços de Importações, dessazonalizado pelo método X-12, divulgado pela Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (Funcex).

4.2 ESTACIONARIEDADE

Primeiramente foram realizados testes para analisar a estacionariedade das séries. Um processo estocástico é estacionário quando:

- a) a sua média é constante ao longo do tempo [$E(Y_t) = \mu$];

- b) sua variância também é constante ao longo do tempo [$\text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$];
e
- c) quando “[...] o valor da covariância entre dois períodos de tempo depende apenas da distância, do intervalo ou da defasagem entre os dois períodos de tempo e não do próprio tempo em que a covariância é calculada.” (GUJARATI, 2006, p. 639).

Foram utilizados dois testes de raiz unitária: o teste de Dickey Fuller Aumentado (ADF) e o teste Phillips Perron (PP). As tabelas 2 e 3 a seguir apresentam os resultados dos testes de estacionariedade das variáveis em nível e em diferença, respectivamente.

Tabela 2: Teste de Raiz Unitária - ADF e PP para as variáveis em nível

	ADF	PP
Abertura	-1.69478	-1.800843
Câmbio	-2.08355	-2.08502
Desvio	-5.97580 ***	-10.76036 ***
IPCA	-0.72753	-2.232369
Preço Importação	-0.66423	-0.29620
IGP-DI	-1.48412	-2.044915
IPA	-1.37798	-1.548143

Note que *, ** e *** denotam rejeição da hipótese nula de que as séries possuem raiz unitária aos níveis de 10%, 5% e 1% de significância, respectivamente.

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados do Matlab.

Tabela 3: Teste de Raiz Unitária - ADF e PP para variáveis em primeira diferença

	ADF	PP
D_Abertura	-8.07138 ***	-9.62508 ***
D_Câmbio	-7.05850 ***	-6.92886 ***
D_IPCA	-4.69082 ***	-4.653167 ***
D_Preço Importação	-4.46046 ***	-4.214073 ***
D_IGP-DI	-5.55877 ***	-4.232222 ***
D_IPA	-5.37435 ***	-4.211747 ***

Note que *, ** e *** denotam rejeição da hipótese nula de que as séries possuem raiz unitária aos níveis de 10%, 5% e 1% de significância, respectivamente.

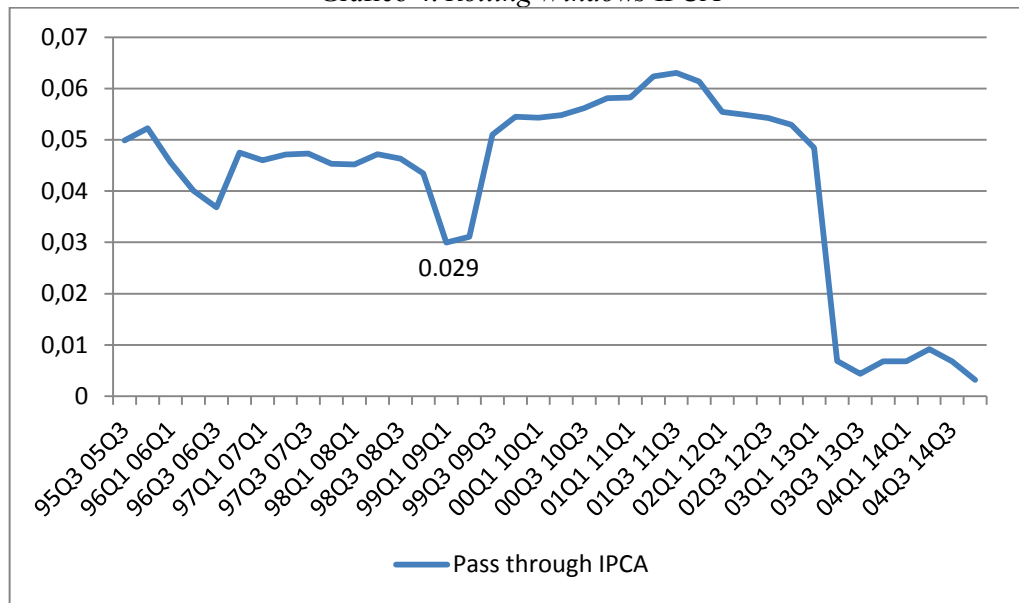
Fonte: Elaboração própria com base nos resultados do Matlab.

Analisando a tabela2, observamos não foi possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária para as variáveis em nível da Abertura, Câmbio, IPCA, Preço Importação, IGP-DI e IPA. Portanto, tais indicadores não se mostraram estacionários tanto pelo teste ADF quanto pelo teste PP e para torná-los foi necessário obter suas respectivas primeiras diferenças, sendo desta forma, integrados de ordem 1, $I(1)$ como mostra a tabela 3. A série em nível Desvio se mostrou estacionária a 1% de significância, ou seja, foi rejeitada a hipótese nula de raiz unitária neste nível, não sendo necessário diferenciá-la.

Como as séries são $I(1)$, o próximo passo foi verificar se as séries são ou não cointegradas. Séries cointegradas são aquelas que possuem relação de longo prazo ou de equilíbrio. O teste de cointegração utilizado foi o de Johansen, que mostrou evidências de que o melhor modelo seria com intercepto e sem tendência. Em nenhum dos três casos existiu a presença de vetores de cointegração.

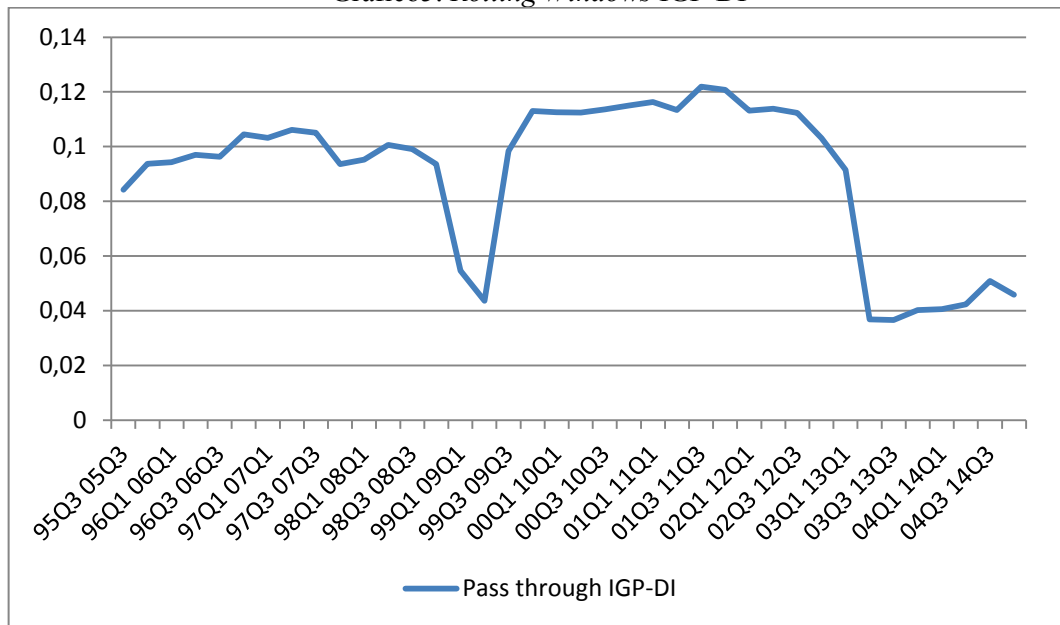
4.3 ANÁLISE POR OLS

Para fim de comparação, primeiramente a análise do modelo foi realizada através do método de mínimos quadrados ordinários (OLS). A equação (37) foi estimada em janelas amostrais em períodos de 10 anos, desde o início da série (1995) movendo-se trimestralmente.

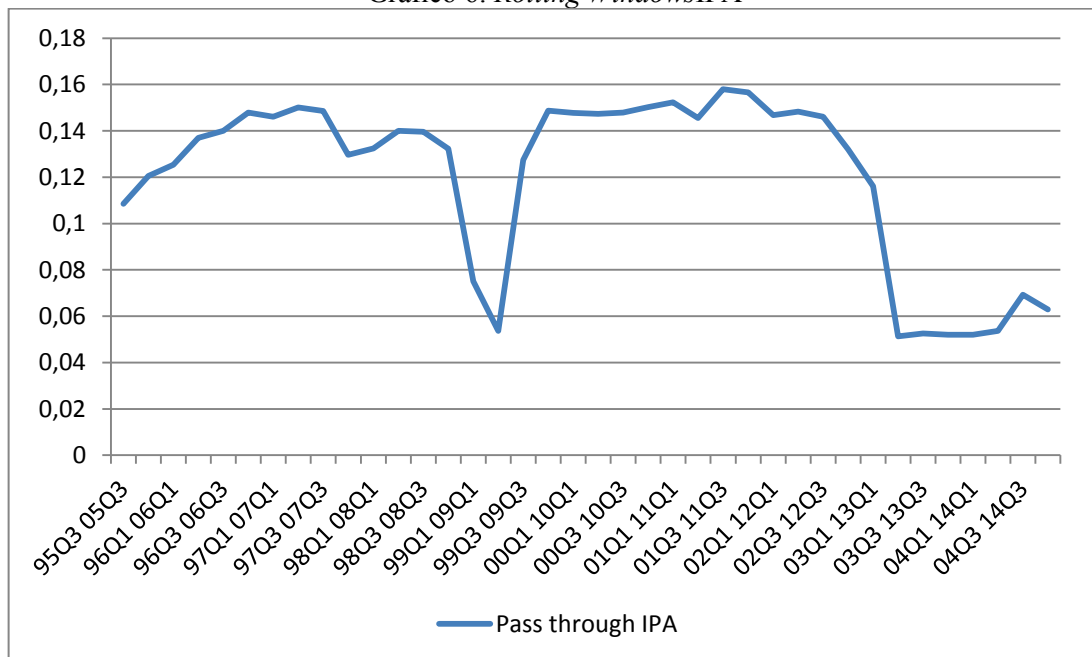
Gráfico 4: *Rolling Windows IPCA*

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados do Matlab.

Analisando esse procedimento para o IPCA, podemos notar que a queda acentuada do *pass-through* de 4,3% para 2,9% ocorreu com a entrada do ano de 2009 na janela amostral. Nesse período a taxa de câmbio nominal sofreu uma valorização de 27,6%. Já a forte redução do repasse apresentada nos últimos dados do gráfico se dá quando o ano de 2002 é retirado da janela amostral. Neste ano, como citado anteriormente, o câmbio depreciou-se fortemente devido às condições político eleitorais. Além desse ano não estar mais contido na janela amostral, temos a partir de 2003 um longo período de valorização cambial e um regime de taxa de câmbio flexível. Esta análise corrobora com evidências de que o repasse cambial é menor em períodos de valorização do que de desvalorização e está em linha com o estudo de Correa e Minella (2005), por exemplo, que mostraram que o repasse cambial é muito maior no caso de depreciações cambiais de magnitude maior ou igual a 2% do que em casos de apreciações. Para o período de regime cambial flexível, temos um *pass-through* de 3%.

Gráfico5: *Rolling Windows IGP-DI*

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados do Matlab.

Gráfico 6: *Rolling Windows IPA*

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados do Matlab.

Analisando o *rolling windows* para o IGP-DI e para o IPA, verificamos os mesmos períodos de queda do *pass-through* apresentados pelo IPCA. Porém, como podemos notar nos gráficos acima, o repasse é maior para os dois índices de inflação inicialmente citados. Isso deve-se ao fato de que no IPA, os produtores lidam mais diretamente com os produtos importados, recebendo de forma mais acentuada e imediata o impacto de alterações na taxa de

câmbio. Já o IGP, por ser composto por 60% do IPA, apresenta comportamento semelhante ao mesmo. Analisando o período de taxa de câmbio flutuante, temos um *pass-through* de 7,32% e 10,27% para o IGP-DI e IPA, respectivamente.

Conforme esperado, os resultados apontaram para um coeficiente de repasse cambial mais elevado para os preços no atacado do que nos preços ao consumidor. O IPA é o índice que tem o maior *pass-through* ao longo do tempo. Já o IGP-DI fica a meio termo, dado que é composto tanto por preços ao atacado quanto ao consumidor.

4.4 ANÁLISE PELO FILTRO DE KALMAN

A análise realizada através do Filtro de Kalman foi feita utilizando o processo *general to specific*. Primeiramente testou-se um modelo onde se permitia que todos os coeficientes das variáveis dependentes fossem estocásticos. Em seguida foi-se restringindo o número de coeficientes estocásticos com base no teste CUSUM, na significância do coeficiente da variância da equação de transição e nos critérios de informação. Assim, as variáveis cujos coeficientes da variância de estado não se apresentassem significativos passavam a ser consideradas como variáveis de coeficientes fixos. Conforme Albuquerque (2005) “Uma vantagem de se utilizar esse procedimento é que caso se considere apenas o coeficiente cambial estocástico, caso outros coeficientes também variem no tempo os resultados encontrados para o *pass-through* estarão incorporando as mudanças dos outros coeficientes, modelados como fixos. Os resultados não serão confiáveis.”

Com relação ao formato da equação de transição (ou de estado), deve-se decidir se ela segue um *randomwalk*, onde considera-se que os efeitos do coeficiente estocástico são permanentes ou se segue um AR(1), onde considera-se que, embora persistentes, os efeitos são temporários. O formato assumido foi o AR(1), dado que choques cambiais não são definitivos, porém caso o parâmetro estimado se aproxime de 1, o formato *randomwalk* será adotado.

Uma *dummy* foi incluída no modelo, d_{lula} para marcar o período de grande agitação do mercado durante as eleições dado que havia a possibilidade de um candidato da oposição assumir o poder. A *dummy* assumiu o valor 1 nos dois últimos trimestres de 2002 e zero nos demais períodos.

Inicialmente testou-se o modelo apresentado abaixo onde todas as variáveis explicativas variavam no tempo. Contudo, o modelo final analisado variou conforme a

inflação usada como variável dependente. Os $\beta_{i,t}$ são os coeficientes variáveis no tempo de seus respectivos indicadores e assume-se que eles seguem um passeio aleatório sem *drift*.

$$\begin{aligned}
 p_t &= \mu_t + \beta_{1,t}e_{t-1} + \beta_{2,t}desvio_{t-1} + \beta_{3,t}abertura_{t-1} + \beta_{4,t}p\check{c}_{import_{t-1}} + \varepsilon_t \\
 \mu_t &= c_1\mu_{t-1} + \vartheta_{\mu,t} \\
 \beta_{1,t} &= b_{11}\beta_{1,t-1} + \sum b_{1j} d_i + \vartheta_{\beta_{1,t}} \\
 \beta_{2,t} &= b_{21}\beta_{2,t-1} + \vartheta_{\beta_{2,t}} \\
 \beta_{3,t} &= b_{31}\beta_{3,t-1} + \vartheta_{\beta_{3,t}} \\
 \beta_{4,t} &= b_{41}\beta_{4,t-1} + \vartheta_{\beta_{4,t}}
 \end{aligned} \tag{38}$$

4.4.1 IPCA

O modelo escolhido a ser estimado para o IPCA, que obteve os melhores resultados teve o seguinte formato, com apenas os coeficientes do intercepto e da taxa de câmbio variando no tempo:

$$\begin{aligned}
 p_t &= \mu_t + \beta_{1,t}e_{t-1} + \beta_{2,t}desvio_{t-1} + \beta_{3,t}abertura_{t-1} + \beta_{4,t}p\check{c}_{import_{t-1}} + \varepsilon_t \\
 \mu_t &= c_1\mu_{t-1} + \vartheta_{\mu,t} \\
 \beta_{1,t} &= b_{11}\beta_{1,t-1} + \vartheta_{\beta_{1,t}}
 \end{aligned} \tag{39}$$

O modelo foi dividido em duas subamostras, a primeira abrangendo o período de taxa de câmbio controlada (1995 a 1998) e a segunda, o período de taxa de câmbio flutuante (1999 a 2014), na qual se concentra o foco do trabalho. A tabela a seguir mostra a média incondicional dos coeficientes da equação de medida ao longo dos períodos.

Tabela 4: Média Incondicional

Variável	Média Incondicional		Média Incondicional	
	Coeficiente (câmbio fixo)	P valor	Coeficiente (câmbio flutuante)	P valor
Constante	0.010325	0.281921	0.014981	0.000000
Câmbio	0.883191	0.000003	0.005607	0.634114
Desvio	-0.155393	0.565848	-0.021853	0.573247
Abertura	0.351049	0.006925	-0.000615	0.959811
PreçoImportados	0.598332	0.227478	0.026427	0.301393

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados do Matlab.

Tabela 5: Coeficientes da Matriz de Transição

Variável	Coeficiente (câmbio fixo)	P valor	Coeficiente (câmbio flutuante)	P valor
c_1	0.000008	0.00000	0.993035	0.00000
b_{11}	0.865171	0.00000	0.595516	0.00000

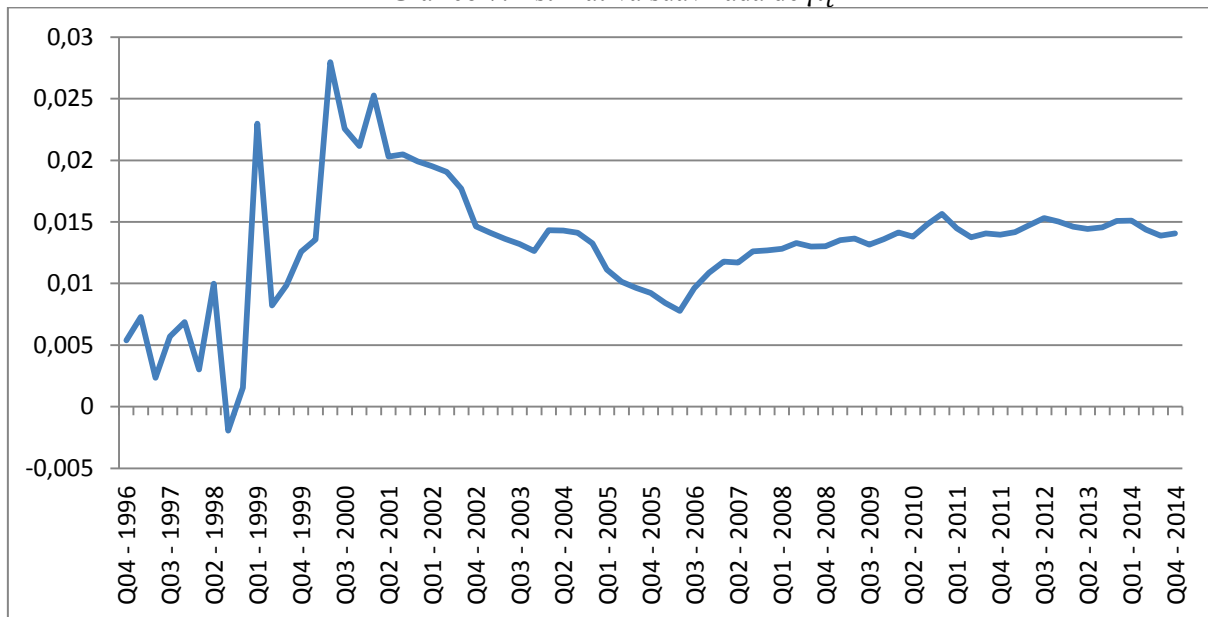
Fonte: Elaboração própria com base nos resultados do Matlab.

Tabela 6: Variância do termo de erro da Equação de Transição

Variável	(câmbio flutuante)	P valor	Coeficiente (câmbio fixo)	P valor
$\vartheta_{\mu,t}$	0.000261	0.0000	0.000082	0.0000
$\vartheta_{\beta_1,t}$	0.018782	0.0000	0.002531	0.0000

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados do Matlab.

A tabela 5 apresenta os coeficientes da matriz de transição e nela observa-se que todos os coeficientes de suas respectivas variáveis possuem o sinal esperado. Analisando o comportamento do intercepto, observamos que c_1 é próximo de zero e significativo no período em que a taxa de câmbio era fixa, porém temos uma pequena amostra de dados para esse período. Já durante o regime de câmbio flexível o c_1 foi 0.99 e se mostrou significativo. Isso indica que os choques têm persistência, o que é esperado, pois tal variável capta a inércia inflacionária no período. Dado que uma estimativa mais precisa dos coeficientes é dada pela série suavizada, uma vez que utiliza toda a informação disponível, apenas apresentaremos a trajetória temporal das séries suavizadas. Nota-se pelo gráfico 7 um comportamento mais estável durante o regime de câmbio flexível desse coeficiente dado que a inércia inflacionária se reduziu após a estabilização de preços.

Gráfico 7: Estimativa suavizada de μ_t 

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados do Matlab.

Analisando o comportamento do coeficiente cambial, notamos que há uma clara tendência de redução do coeficiente quando há a mudança do regime cambial, de 0,87 para 0,59 (ambos significativos), mostrando que os choques se propagam.

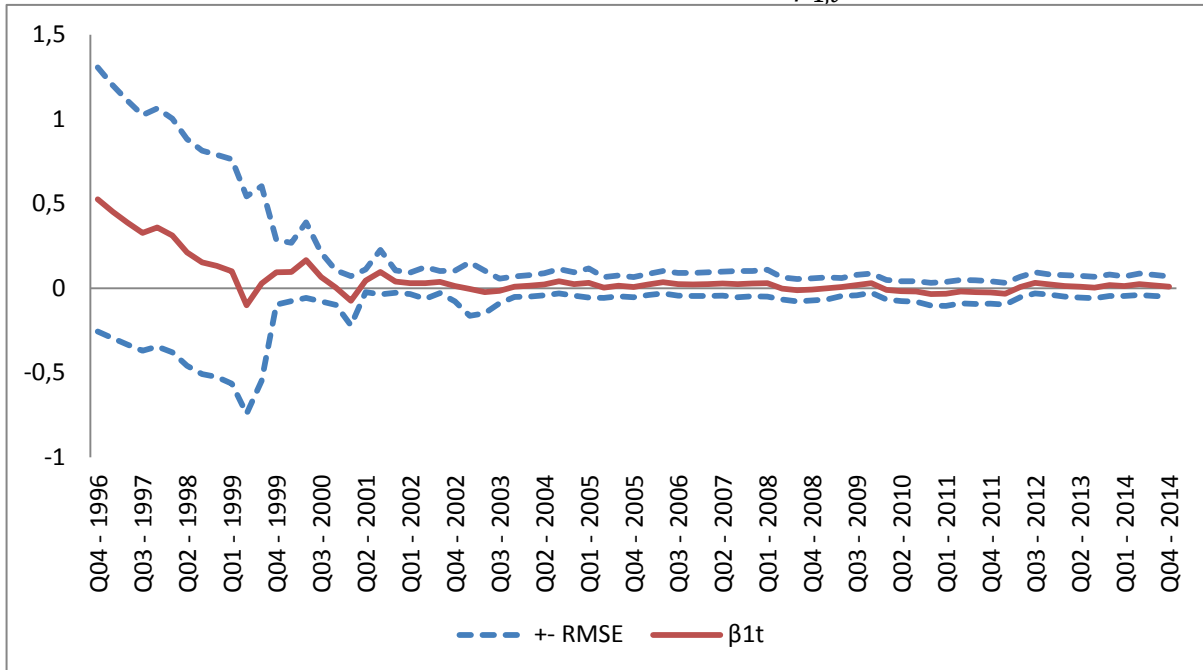
No gráfico 8, que mostra a estimativa suavizada desse coeficiente, podemos notar os dois regimes cambiais distintos. No momento em que a economia brasileira vivia um regime caracterizado pela taxa de câmbio controlada, a média do *pass-through* foi de 31,75% e posteriormente, quando há adoção do regime de taxa de câmbio flutuante há uma queda nesse coeficiente, apresentando uma média de 1,53%. A sua volatilidade também se reduz, apresentando um comportamento mais constante ao longo do tempo. Isso corrobora com os estudos acerca do assunto, que mostram que há uma clara redução do repasse cambial com a mudança de regimes. Isso é explicado pois em períodos de taxa de câmbio fixa, oscilações na taxa de câmbio supostamente são permanentes e, com isso os agentes têm incentivos para ajustar seus preços o mais rápido possível. Já com uma taxa de câmbio flexível, a incerteza presente e a existência de custos de menu faz com que as empresas aguardem até terem certeza se a valorização ou desvalorização será permanente. Através do gráfico, também podemos notar que apesar da desvalorização da taxa de câmbio ocorrida com a transição dos regimes, em 1999 a economia estava desaquecida e as taxas de câmbio muito voláteis o que implicou, de acordo com o modelo estimado, um baixo repasse cambial para a inflação. Segundo Albuquerque e Portugal (2005), em tal cenário econômico, formadores de preços não teriam como reajustar na mesma proporção da oscilação cambial com que faziam antes,

tanto pela queda na atividade econômica, que inibia a demanda, quanto pela insegurança acerca do ambiente futuro, porque caso a taxa de câmbio não permanecesse alta, uma reversão da ação poderia ser mais prejudicial, com custos mais elevados.

Focando-se no repasse cambial apenas para o período de taxa de câmbio flexível, temos um *pass-through* mais elevado em 2002, dada as condições político-eleitorais e a economia do país, que estava novamente aquecida. A forte depreciação do câmbio se fez acompanhar de grande aumento na taxa de inflação. Já entre os anos de 2003 a 2011, período em que houve uma constante valorização da moeda brasileira dado o crescimento global, a elevada liquidez internacional e a alta dos preços das *commodities*, a média do repasse foi de 0,53%, o que corrobora evidências de que o repasse cambial é menor em períodos de valorização. Isso é explicado porque uma depreciação da taxa de câmbio eleva os custos de produção das empresas, levando a uma situação de prejuízo e queda de seu *markup*. Para evitar essa situação, a defesa de sua margem de lucro será tanto mais eficaz quanto mais rapidamente as empresas repassarem os aumentos de custos para os preços. Já no caso de se defrontarem com uma apreciação, ela repercutiria positivamente sobre os lucros e, portanto, a estratégia de fixação de preços se altera. Quanto mais tempo as empresas levarem para reajustar seus preços para baixo, maiores serão seus lucros, havendo uma preferência por não repassar integralmente a redução dos custos aos preços. Dentro desse longo período de valorização, tivemos a crise mundial de 2008 onde a moeda brasileira reverteu o movimento de queda que vinha apresentando e se desvalorizou. Porém os efeitos da crise foram absorvidos rapidamente devido:

- a) à reação imediata do BC (expandindo a política fiscal e reduzindo a taxa de juros);
- b) aos retornos dos fluxos de capitais dadas as sucessivas rodadas de QE pelo Fed; e
- c) aos ganhos das relações de troca ocasionados pelo retorno da elevação dos preços internacionais das *commodities*.

Portando, o real se fortaleceu rapidamente e o repasse não se alterou significativamente.

Gráfico 8: Estimativa suavizada de $\beta_{1,t}$ 

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados do Matlab.

4.4.2 IGP-DI

O modelo escolhido para ser estimado para o IGP-DI teve o formato a seguir, com os coeficientes do intercepto e da taxa de câmbio variando no tempo e os demais coeficientes fixos:

$$p = \mu_t + \beta_{1,t}e_{t-1} + \beta_{2,t}desvio_{t-1} + \beta_{3,t}abertura_{t-1} + \beta_{4,t}pc_{import}_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\mu_t = c_1\mu_{t-1} + \vartheta_{\mu,t}$$

$$\beta_{1,t} = b_{11}\beta_{1,t-1} + \vartheta_{\beta_{1,t}}$$

(40)

Tabela 7: Média Incondicional

Variável	Coeficiente		Coeficiente	
	(câmbio fixo)	P valor	(câmbio flutuante)	P valor
Constante	0.004887	0.593148	0.015978	0.000000
Câmbio	0.899535	0.009415	-0.008217	0.815806
Desvio	0.099025	0.656044	-0.050724	0.662422
Abertura	0.213013	0.037758	0.039931	0.277525
PreçoImportados	0.496635	0.191965	0.088370	0.249340

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados do Matlab.

Tabela 8: Coeficientes da Matriz de Transição

Variável	Coeficiente (câmbio fixo)	P valor	Coeficiente (câmbio flutuante)	P valor
c_1	0.446352	0.0000	0.971231	0.0000
b_{11}	0.840960	0.0000	0.430529	0.0000

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados do Matlab.

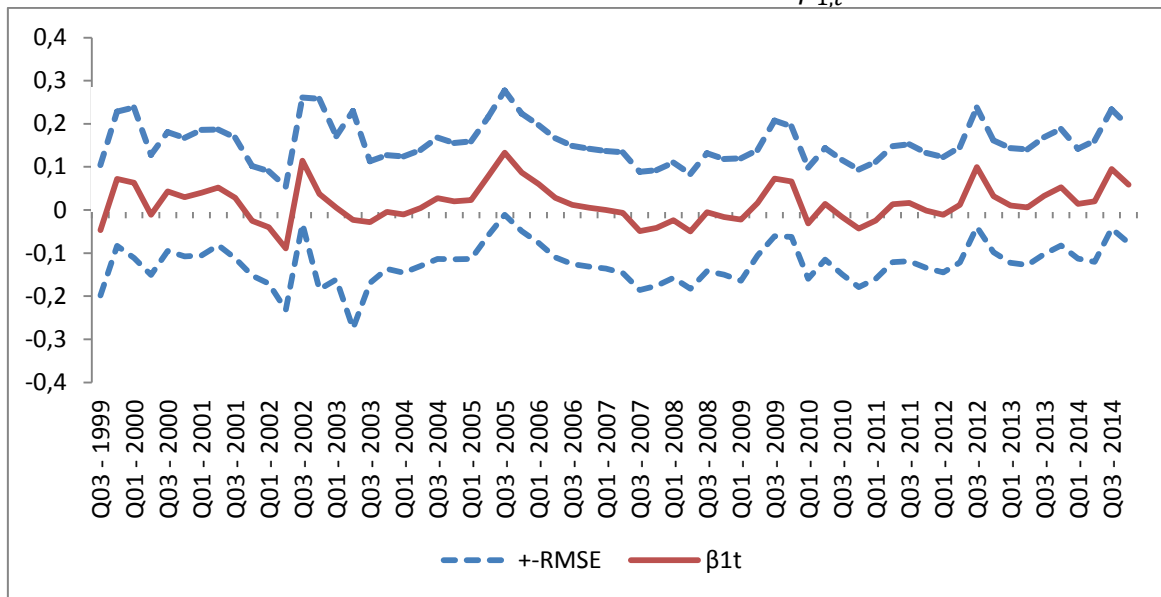
Tabela 9: Variância do termo de erro da Equação de Transição

Variável	(câmbio flutuante)	P valor	Coeficiente (câmbio fixo)	P valor
$\vartheta_{\mu,t}$	0.000021	0.0000	0.000001	0.0000
$\vartheta_{\beta_{1,t}}$	0.094788	0.0000	0.013623	0.0000

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados do Matlab.

A tabela 8 apresenta os coeficientes da matriz de transição e nela observa-se que todos os coeficientes de suas respectivas variáveis possuem o sinal esperado. Com relação aos parâmetros fixos, os coeficientes do hiato do produto, do grau de abertura e do preço dos importados foram -0.0995, 0.0202 e 0.1695, respectivamente. Portanto, somente o coeficiente do hiato do produto não apresentou o sinal esperado, porém ele não foi significativo.

Analisando o comportamento do coeficiente cambial no período de taxa de câmbio flutuante, notamos que ob_{11} é significativo, isto é, os choques têm persistência. No gráfico 9, que mostra a estimativa suavizada desse coeficiente para o período de taxa de câmbio flutuante, a média do *pass-through* foi de 1,98%. A elevação do *pass-through* em 2002 e em 2008/2009 tem explicação semelhante à dada para o IPCA. Uma possível explicação para o pico de 2005 é o crescimento do PIB no período somado a uma expansão da demanda mundial. Isso levou a um aumento da demanda por bens industriais dada a escassez de concorrência. Portanto, as oscilações cambiais foram repassadas aos preços mais facilmente.

Gráfico 9: Estimativa suavizada de $\beta_{1,t}$ 

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados do Matlab.

Comparando os dois índices de inflação apresentados, podemos observar que a média das estimativas suavizadas do IGP-DI é maior que a do IPCA, dado que ele é composto em grande parte por preços de atacado (60% do IPA).

4.4.3IPA

O modelo escolhido a ser estimado para o IPA, que obteve os melhores resultados teve o seguinte formato:

$$\begin{aligned}
 p_t &= \mu_t + \beta_{1,t}e_{t-1} + \beta_{2,t}desvio_{t-1} + \beta_{3,t}abertura_{t-1} + \beta_{4,t}pc_import_{t-1} + \varepsilon_t \\
 \mu_t &= c_1\mu_{t-1} + \vartheta_{\mu,t} \\
 \beta_{1,t} &= b_{11}\beta_{1,t-1} + \vartheta_{\beta_{1,t}}
 \end{aligned}
 \tag{41}$$

A tabela a seguir mostra a média incondicional dos coeficientes da equação de medida ao longo dos períodos.

Tabela 10: Média Incondicional

Variável	Coefficiente (câmbio fixo)	P valor	Coefficiente (câmbio flutuante)	P valor
Constante	-0.009108	0.400809	0.017086	0.000009
Câmbio	0.955225	0.000011	-0.002831	0.957714
Desvio	0.103425	0.734467	-0.057317	0.746635
Abertura	0.158426	0.215194	0.046989	0.395958
PreçoImportados	-0.154444	0.761027	0.136838	0.240796

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados do Matlab.

Tabela 11: Coeficientes da Matriz de Transição

Variável	Coeficiente (câmbio fixo)	P valor	Coeficiente (câmbio flutuante)	P valor
c_1	0.446352	0.0000	0.963627	0.0000
b_{11}	0.840960	0.0000	0.469315	0.0000

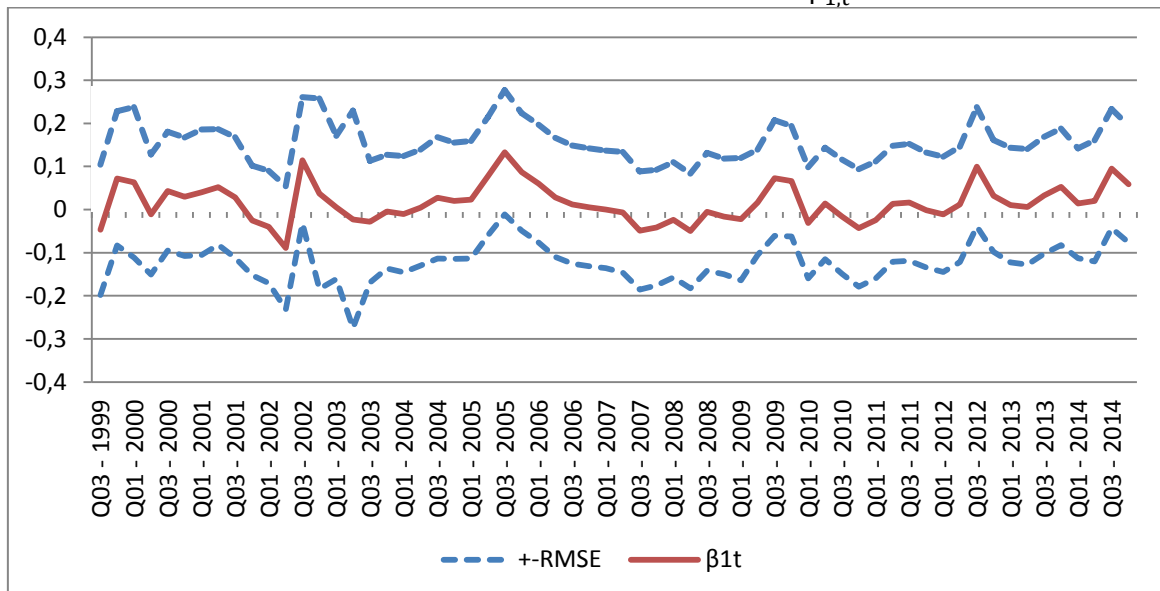
Fonte: Elaboração própria com base nos resultados do Matlab.

Tabela 12: Variância do termo de erro da Equação de Transição

Variável	(câmbio flutuante)	P valor	Coeficiente (câmbio fixo)	P valor
$\vartheta_{\mu,t}$	0.000021	0.0000	0.000001	0.0000
$\vartheta_{\beta_{1,t}}$	0.094788	0.0000	0.021527	0.0000

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados do Matlab.

A tabela 11 apresenta os coeficientes da matriz de transição e nela observa-se que todos os coeficientes de suas respectivas variáveis possuem o sinal esperado. Analisando o comportamento do coeficiente cambial no período de taxa de câmbio flutuante, notamos que o b_{11} é significativo, isto é, os choques se propagam. No gráfico 10, que mostra a estimativa suavizada desse coeficiente para o período de taxa de câmbio flutuante, a média do *pass-through* foi de 2,44%.

Gráfico 10: Estimativa suavizada de $\beta_{1,t}$ 

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados do Matlab.

Comparando as estimativas suavizadas do *pass-through* do IPA com aqueles do IGP-DI, podemos observar que os seus comportamentos são semelhantes, sendo que as quedas e

elevações do repasse coincidem. A média das estimativas do IPA é maior que a do IGP-DI devido ao componente relativo aos preços ao consumidor do IGP. No IPA, os produtores lidam mais diretamente com os produtos importados, recebendo de forma mais acentuada e imediata o impacto de alterações na taxa de câmbio. Além disso, como afirma Albuquerque (2005), “O IPA não se refere exatamente aos preços que chegam ao mercado, mas, sim, ao preço que os produtores pretendem cobrar por seus produtos. Assim, é natural imaginar que os produtores pretendem repassar o mesmo percentual das desvalorizações cambiais para os preços.”

5 CONCLUSÃO

Esta dissertação teve como objetivo analisar teórica e empiricamente a relação entre as taxas de câmbio e a inflação no Brasil, através da estimação do *pass-through*, isto é, o repasse das oscilações cambiais para os níveis de preços. Dada a apreciação que ocorreu na taxa de câmbio brasileira frente ao dólar de 2002 a 2011 e a mudança dessa tendência desde 2012, e seus potenciais impactos no crescimento econômico do Brasil e, principalmente na inflação do país o estudo do repasse cambial é válido. O tema é bastante discutido atualmente no país, devido às tentativas do governo de:

- a) controlar o real, com destaque para a política de intervenção do BC (*swaps* cambiais);
- b) atuar no controle de preços dos produtos administrados, como parte da política anti-inflacionária e
- c) de manter a inflação dentro da meta.

A pesquisa sobre a transmissão de oscilações cambiais para os preços é um assunto de grande interesse para a formulação da política econômica, principalmente para Bancos Centrais que utilizam sistema de metas de inflação, porque em tal sistema é fundamental que a autoridade monetária tome medidas de modo a obter uma inflação dentro da meta. Além disso, a credibilidade do Banco Central é essencial na resposta dos agentes, e previsões apuradas contribuem para aumentar tal credibilidade.

O presente trabalho analisou a relação entre as taxas de câmbio e a inflação no Brasil no período de 1994 a 2014 através de dois métodos, mínimos quadrados ordinários estimados em janelas amostrais e o modelo de parâmetros variáveis no tempo. Os resultados para o IPCA evidenciaram uma redução no *pass-through* após a adoção do regime de taxa de câmbio flexível e do sistema de metas de inflação em 1999, estando, portanto, de acordo com os resultados encontrados na literatura analisada como, por exemplo, em Belaish (2003) e Albuquerque e Portugal (2005). Analisando a estimativa suavizada do coeficiente de repasse cambial do IPCA, evidenciamos uma redução de 31,75% para 1,53% com a mudança de regime.

Evidenciou-se também que o repasse cambial é menor em períodos de valorização. Uma possível explicação é que uma depreciação da taxa de câmbio eleva os custos de produção das empresas, levando a uma situação de prejuízo e queda de seu *markup*. Para evitar essa situação, a defesa de sua margem de lucro será tanto mais eficaz quanto mais

rapidamente as empresas repassarem os aumentos de custos para os preços. Já no caso de se defrontarem com uma apreciação, ela repercutiria positivamente sobre os lucros e, portanto, a estratégia de fixação de preços se altera. Quanto mais tempo as empresas levarem para reajustar seus preços para baixo, maiores serão seus lucros, havendo uma preferência por não repassar integralmente a redução dos custos aos preços. Correa e Minella (2005) mostraram que o repasse cambial é muito maior no caso de depreciações cambiais de magnitude maior ou igual a 2% do que em casos de apreciações e Pimentel (2013) mostrou que o repasse cambial possui comportamento assimétrico, onde o resultado do repasse após uma depreciação foi de 8 a 13% enquanto que o repasse após apreciações foi de 1 a 4%.

Conforme esperado, os resultados apontaram para um coeficiente de repasse cambial mais elevado para os preços no atacado do que nos preços ao consumidor. Verificamos que as reações do IGP-DI do IPA são mais rápidas e intensas a choques da taxa de câmbio que o IPCA, assim como Albuquerque e Portugal (2005).

Uma possível extensão do trabalho seria a utilização de dados mais desagregados dos índices de inflação, a fim de obter estimativas mais apuradas do coeficiente de *pass-through*. Também seria interessante aplicar um modelo de *Markov Switching* que pudesse captar os diferentes níveis de repasse cambial conforme a taxa de câmbio se valorizasse ou desvalorizasse.

REFERÊNCIAS

- ALBUQUERQUE, C. R. **Taxas de câmbio e inflação no Brasil**: Um estudo econométrico. 2005. Tese (Doutorado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2005.
- _____; PORTUGAL, M. S. Pass-through from Exchange Rate to Prices in Brazil: An analysis using time-varying parameters for the 1980-2002 period. **Revista de Economía**, Montevideo, v. 12, n.1, p. 17-54, 2005.
- _____; _____. Testing Nonlinearities Between Brazilian Exchange-Rate and Inflation Volatilities. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 60, n.4, p. 10-48, 2006.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL - BCB. **Carta Aberta ao Ministro de Estado da Fazenda**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2002.
- _____. **Carta Aberta ao Ministro de Estado da Fazenda**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2003.
- _____. **Carta Aberta ao Ministro de Estado da Fazenda**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2004.
- BARCELLOS, P. C.; PORTUGAL, M. S. “The Natural Rate of Interest in Brazil Between 1999 and 2005”. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 63, p. 113-118, 2009.
- BELAISCH, A. **Exchange rate pass-through in Brazil**. [S.l.]: IMF, 2003. (IMF Working paper, 03/141).
- BETTS, C.; DEVEREAUX, M. B. Exchange rate dynamics in a model of pricing-to-market. **Journal of Monetary Economics**, Los Angeles, n. 50, p. 215-244, 2000.
- CALVO, G.; REINHART, C. **Fear of Floating**. Maryland: University of Maryland, 2000. Manuscrito.
- CAMPA, J.; GOLDBERG, L. **Exchange Rate Pass Through Into Import Prices: A Macro or Micro Phenomenon?**. New York: NBER, 2005. (National Bureau of Economic Research working paper, 8934).
- CARNEIRO, D.; MONTEIRO, A.M.D.; WU, Y. H. **Mecanismos não lineares de repasse cambial para o IPCA**. Rio de Janeiro: PUC RIO, 2002. (Texto para Discussão, 462).
- CHEN, Y.; ROGOFF, K. **Commodity Currencies and Empirical Exchange Rate Puzzles**. Cambridge: IMF, 2002. (IMF working papers, 02/27).
- COMMANDEUR, J.J.F.; KOOPMAN, S.J. **An Introduction to State Space Time Series**. Oxford: Oxford University Press, 2007.

- CORREA, A.S.; MINELLA, A. **Nonlinear mechanisms of the exchange rate pass-through: A Phillips curve model with threshold for Brazil**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2005. (Working paper series, 122).
- DE GRAUWE, P.; VANSTEENKISTE, I. **Exchange rate and fundamentals: a non linear relationship**. 2001. Manuscrito.
- DEVEREUX, M. B.; ENGEL, C. **Endogenous Currency of Price Setting in a Dynamic Open Model**. Oxford: NBER, Oct. 2001. (Working Paper, 8559).
- EICHENGREEN, B. **Can emerging markets float the way they float?: Should they inflation target?**. Brasília: Central Bank of Brazil, Feb. 2002. (Working paper, 36).
- ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. New York: Atlas, 1995.
- FARMER, R.; WAGGONER, D. F.; ZHA, T. **Minimal State Variable Solutions to Markov-Switching Rational Expectations Models**. Atlanta: Federal Reserve Bank of Atlanta, 2008. (Working paper, 2008-23).
- FEENSTRA, R.C.; KENDAL, J.D. Pass-through of exchange rates and purchasing power parity. **Journal of International Economics**, Oakland, n. 43, p. 237–261, 1997.
- FIORENCIO, A.; MOREIRA, A.R.B. **Latent indexation and exchange rate pass-through** Rio de Janeiro: IPEA RIO, 1999. (Texto para Discussão, 59).
- FOERSTER, A. **Monetary Policy Regime Switches and Macroeconomic Dynamics**. Kansas City: Federal Reserve Bank of Kansas City, 2013. (Working Paper, 13-01).
- FURLANI, L. G. C.; PORTUGAL, M. S.; LAURINI, M. P. Exchange Rate Movements And Monetary Policy In Brazil: Econometric And Simulation Evidence. **Economic Modelling**, v. 27, p. 284-295, 2010.
- GAGNON, J. E.; IHRIG, J. Monetary policy and exchange rate pass-through. **Internacional Journal of Finance and Economics**, v. 9, p. 10-59, 2004.
- GIL-PAREJA, S. Exchange rate and European countries export prices: An empirical test for asymmetries in pricing to market behavior. **European Economic Review**, [S.l.], Archiv 136.1, p. 1-23, 2000.
- GOLDBERG, P.; KNETTER, M. Goods prices and exchange rates: what have we learned? **Journal of Economic Literature**, Cambridge, n. 5862, p. 1-56, 1997.
- GOLDFAJN, I.; WERLANG, S.R.C. **The pass-through from depreciation to inflation: a panel study**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2000. (Trabalhos para discussão, 5).
- GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. Tradução Ernesto Yoshida. 3.ed. São Paulo: Pearson Makron Books, 2006.
- HARVEY, A. C. **Forecasting Structural Time Series Models and the Kalman Filter**. Cambridge: Cambridge University Press, 1989.

HARVEY, A. C. **The Econometric Analysis of Time Series**. 2. ed. London: Philip Allan, 1990.

HAYKIN, S. **Kalman Filtering and Neural Networks**. New York: John Wiley, 2001.

KIM, C. J.; NELSON, C. R. **State-Space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications**. Philadelphia: The MIT Press, 1999.

KLAASSEN, F. **Purchasing Power Parity: Evidence from a new test**. Tilburg: Tilburg University, Center and Department of Economics, 1999.

KRUGMAN, P. **Pricing to market when the exchange rate changes**. Cambridge: NBER, May 1987. (Working paper, n. 1926).

LANZANA, A. E. T. **Economia brasileira: fundamentos e atualidade**. 2. ed. São Paulo: Atlas, 2002.

LOSCHIAVO, G.V.; IGLESIAS, C.V. Mecanismos de transmisión de la política monetária cambiaria a precios, Banco Central del Uruguay. In: JORNADAS ANUALES DE ECONOMÍA, 17., 2002, Montevideo. **Trabajos presentados...** Montevideo: BCU, 2002.

MACIEL, L.F.P. **Pass-through cambial: uma estimação para o caso brasileiro**. 2007. Dissertação (Mestrado em Economia) - Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2007.

MAHDAVI, S. The response of the US export prices to changes in the dollars effective exchange rate: further evidence from industrial level data. **Applied Economics**, [S.l.], n. 34, p. 1-25, 2002.

MANN, C. L. Prices, profit margins, and exchange rates. **Federal Reserve Bulletin**, New York, n.72, p. 1-14, 1986.

MCCARTHY, J. **Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies**. New York: Federal Reserve Bank of New York, 2000. (Staff reports, n. 111).

MENEZES, G.R.; FERNANDEZ, R.N. **Pass-through da taxa de câmbio e índices de preços: uma análise para a economia brasileira (1999-2011)**. Porto Alegre: Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 2013. (Texto para discussão, 9).

MINELLA, A. et al. **Inflation targeting in Brazil: lessons and challenges**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2003. (Working paper series, 53).

MISHKIN, F. S. **International Experiences with Different Monetary Policy Regimes**. Cambridge: NBER, 1999. (NBER working paper, 6965). Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w6965>>. Acesso em: 30 abr. 14.

MUINHOS, M. K. Câmbio flutuante e o fim dos impulsos monetário e fiscal. **Valor Econômico**, São Paulo, 27 jan. 2010. Caderno A, p. 10.

_____. **Inflation targeting in an open financially integrated emerging economy: the case of Brazil.** Brasília: Banco Central do Brasil, 2001. (Working paper series, 26).

_____; ALVES, S. A. L. **Medium-size macroeconomic model for the Brazilian economy.** Brasília: Banco Central do Brasil, 2003. (Working paper series, 64).

NOGUEIRA, V. A. **Transmissão da Variação Cambial para as Taxas de Inflação no Brasil: estimativa do *pass-through* através de modelos de vetores autorregressivos estruturais com correção de erros.** 2012. Dissertação (Mestrado em Economia) – Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2012.

OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. Exchange Rate Dynamics redux. **Journal of Political Economy**, Cambridge, v. 103, n. 3, 1995.

OLIVEI, G. P. Exchange rate and the prices of manufacturing products imported into de United States. **New England Economic Review**, Boston, p. 3-18, 2002.

PASTORE, A. C. Valorização do Real: Reações e Riscos. **Conjuntura**, São Paulo, p. 1-7, nov. 2010.

_____. Superávit Primário, Inflação e Crescimento: Resultados Adicionais. **Conjuntura**, São Paulo, p. 1-9, out. 2012.

_____. Aumento de Riscos e Depreciação Cambial. **Conjuntura**, São Paulo, p. 1-6, set. 2013.

PIMENTEL, D. I. **Assimetria no Repasse Cambial para a Inflação: Uma Análise Empírica para o Brasil de 1999 a 2011.** 2013. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2013.

POLLARD, P. S.; COUGHLIN, C. C. **Size matters: Asymmetric exchange rate pass-through at the industrial level.** Nottingham: University of Nottingham, 2004. (Research paper series, 2004/13).

SACHS, J.; ZINI JUNIOR, A. A. A inflação brasileira e o “Plano Real”. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 15, n. 2 (58), abr./jun. 1995.

TAYLOR, J. B. Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. **European Economic Review**, Stanford, n. 44, p. 1389–1408, 2000.

TEJADA, C. A. O.; SILVA, A. G. O *pass-through* das variações da taxa de câmbio para os preços dos principais produtos exportados pelo Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Rio de Janeiro, n.46, p. 171–205, 2008.