

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO  
INSTITUTO DE ECONOMIA  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

**DISSERTAÇÃO DE MESTRADO**

**ASSIMETRIA NO REPASSE CAMBIAL PARA A INFLAÇÃO:  
UMA ANÁLISE EMPÍRICA PARA O BRASIL DE 1999 A 2011**

Débora Mesquita Pimentel

Orientador: Prof. Dr. André de Melo Modenesi

Co-Orientadora: Prof<sup>a</sup>. Dr<sup>a</sup>. Viviane Luporini

Rio de Janeiro, 2013

**DÉBORA MESQUITA PIMETEL**

**ASSIMETRIA NO REPASSE CAMBIAL PARA A INFLAÇÃO:  
UMA ANÁLISE EMPÍRICA PARA O BRASIL DE 1999 A 2011**

Dissertação apresentada ao Corpo Docente do Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro como parte dos requisitos necessários à obtenção do título de MESTRE em Ciências, em Economia.

**BANCA EXAMINADORA:**

---

Prof. Dr. André de Melo Modenesi  
(Orientador)

---

Prof.<sup>a</sup> Dr.<sup>a</sup> Viviane Luporini  
(Co-orientadora)

---

Prof. Dr. Alexandre Barros da Cunha

---

Prof. Dr. Luiz Fernando Rodrigues de Paula

Janeiro de 2013

## **AGRADECIMENTOS**

Agradeço ao meu orientador, professor André Modenesi e co-orientadora, professora Viviane Luporini, pela disponibilidade, atenção e apoio na orientação neste trabalho desde o começo e ao longo de toda esta empreitada.

Aos professores. Alexandre Barros da Cunha e Luiz Fernando Rodrigues de Paula pela participação na banca de defesa.

A todos os professores, funcionários e colegas do Instituto de Economia da UFRJ nestes dois anos de convivência.

A CAPES e a FAPERJ pelas bolsas concedidas ao longo do curso de mestrado e da elaboração desta dissertação.

E a minha pequena, mas insubstituível família por compartilhar as dificuldades e perdas do caminho e por dar forças para continuar.

## RESUMO

Esta dissertação analisou o repasse cambial para os preços ao consumidor (IPCA) no Brasil no período entre 1999 e 2011. Em particular, é explorado se a direção das variações da taxa de câmbio (apreciações ou depreciações) têm diferentes impactos sobre os preços, isto é, se o repasse cambial para a inflação é assimétrico. Duas metodologias foram utilizadas, primeiramente os coeficientes de repasse cambial foram calculados das funções de impulso resposta de modelos de Vetores Autorregressivos (VAR) e de Vetores Autorregressivos estrutural (SVAR). Depois, um modelo de Vetor de Correção de Erros (VEC) é estimado 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 e que existe uma relação de cointegração entre os preços ao consumidor e depreciações da taxa de câmbio que não existe entre os preços ao consumidor e apreciações.

## ABSTRACT

This dissertation analyzed the exchange rate pass-through to consumer price index (IPCA) in Brazil between 1999 and 2011. It explores if the direction of changes in the exchange rate (appreciations or depreciations) have different pass-through effects on prices, *i.e.* if the exchange rate pass-through is asymmetric. Two methodologies are employed; first the exchange rate pass-through coefficients are derived from the impulse response functions of Vector Autoregressive (VAR) and Structural Vector Autoregressive (SVAR) models. Then, a Vector Error Correction (VEC) model is estimated using the exchange rate positive and negative cumulative sums. The results show evidence that the exchange rate pass-through is lower after an appreciation than after depreciations, and that there is a long-term relationship between consumer prices and depreciations that does not exist between consumer prices and appreciations.

## SUMÁRIO

INTRODUÇÃO.....	8
1. A RELAÇÃO ENTRE A TAXA DE CÂMBIO E A INFLAÇÃO NO BRASIL: DE 1999 A 2011 .....	10
1.1. O Regime de Metas de Inflação e o Canal Cambial de Transmissão Monetária. ....	10
1.2. Inflação e taxa de câmbio no período de 1999 a 2011.....	17
2. O REPASSE CAMBIAL PARA A INFLAÇÃO.....	22
2.1. Aspectos Micro e Macroeconômicos .....	23
2.1.1 Microeconômicos .....	24
2.1.2. Macroeconômicos.....	27
2.2. Evidências na Literatura Empírica sobre o Repasse Cambial.....	30
2.3. Assimetria no Repasse Cambial .....	36
2.3.1. Aspectos teóricos.....	36
2.3.2. Literatura Empírica.....	39
3. ANÁLISE EMPÍRICA.....	43
3.1. Base de Dados.....	43
3.2. Incorporando Assimetria.....	44
3.3. Teste de Raiz Unitária.....	48
3.4. Cálculo do repasse .....	50
3.5. Modelo VAR.....	51
3.5.1 Decomposição do câmbio em apreciações e depreciações.....	51
3.5.2. Estimação .....	52
3.6. Cointegração .....	57
CONCLUSÃO.....	62
REFERÊNCIAS .....	64
ANEXO .....	71

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1: Mecanismos de Transmissão da Política Monetária .....	16
Gráfico 1: Metas de Inflação estabelecidas pelo CMN e IPCA .....	17
Tabela 1: Taxa de câmbio R\$ / US\$, fim do período - variação percentual ao ano. ....	19
Tabela 2: IPCA – Preços monitorados, livres, comercializáveis e não-comercializáveis – variação percentual ao ano. ....	19
Gráfico 2: Taxa de câmbio (R\$/US\$) e IPCA (variação percentual ao mês), de janeiro de 1999 .....	20
Figura 2: Efeitos da Variação Cambial nos Preços ao Consumidor.....	23
Quadro 1: Estimativas para o repasse cambial no Brasil .....	35
Quadro 2: Trabalhos empíricos sobre repasse cambial com assimetria .....	41
Figura 3: <i>LOGIPCA</i> , <i>LOGIND</i> , <i>LOGCOMM</i> , <i>LOGCAMBIO</i> .....	44
Gráfico 3 Decomposição do câmbio (ii) variações cumulativas .....	47
Tabela 3: Teste de Raiz UnitáriaDickey-Fuller Aumentado (ADF).....	48
Tabela 4: Teste de Raiz UnitáriaDickey-Fuller-GLS (DF-GLS) .....	49
Tabela 5: Teste de Raiz UnitáriaKwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS).....	49
Tabela 6: Ordem de Integração das Variáveis.....	50
Gráfico 4: Decomposição (i) período-a-período da primeira diferença do câmbio1999 a 2011 .....	52
Tabela 7: :Repasse Cambial – Modelos Cholesky A, B e C .....	56
Tabela 8: Repasse Cambial – Modelo SVAR A.....	56
Tabela 9: Teste de cointegração entre <i>LOGIPCA</i> e <i>LOGCAMBIO</i> .....	58
Tabela 10: Teste de cointegração entre <i>LOGIPCA</i> , <i>LOGSNE</i> e <i>LOGSPE</i> .....	59
Tabela 11: Vetor de cointegração. <i>LOGIPCA</i> , <i>LOGSPE</i> , e <i>LOGSNE</i> .....	60
Tabela 12: Teste de cointegração entre <i>LOGIPCA</i> , <i>LOGSNE</i> .....	60
Tabela 13: Teste de cointegração entre <i>LOGIPCA</i> , e <i>LOGSPE</i> .....	61
Tabela 14: : Vetor de cointegração. <i>LOGIPCA</i> e <i>LOGSPE</i> .....	61

## INTRODUÇÃO

Ao longo da década de 90 diversos países adotaram o Regime de Metas de Inflação (RMI). Isto requer que o Banco Central esteja em constante monitoramento e influenciando os determinantes da inflação utilizando os instrumentos de política monetária.

O Brasil adotou o RMI em 1999 após um período de utilização da taxa de câmbio como âncora nominal. Esta estratégia de estabilização utilizada após o Plano Real dependia fortemente de fluxos contínuos de capitais estrangeiros, o que tornou a posição do país cada vez mais frágil após as crises internacionais de 1997-98 e culminou em uma inevitável crise cambial no início de 1999.

Nos relatórios do Banco Central do Brasil e em diversos trabalhos apresentados nesta dissertação, variações na taxa de câmbio são apontadas como um dos principais determinantes da inflação brasileira no período após a estabilização de preços.

O canal cambial de transmissão da política monetária está pautado em duas relações: uma relação negativa entre a taxa de juros e taxa de câmbio na qual endurecimentos da política monetária com elevações da taxa juros produziram valorizações da taxa de câmbio. E outra positiva entre a taxa de câmbio e a inflação, sendo esta conhecida como repasse cambial.

O objetivo desta dissertação é analisar o repasse cambial para a inflação no Brasil no período de 1999 a 2011. Especificamente, investigar a existência de assimetria na magnitude em que apreciações e depreciações são transmitidas aos preços ao consumidor.

Em geral, a literatura empírica a respeito do repasse cambial no Brasil considera que esta relação é simétrica. Isto é, presume-se que apreciações e depreciações são transmitidas na mesma magnitude aos preços. Entretanto existem motivos teóricos tanto micro quanto macroeconômicos para se acreditar que o repasse cambial, tanto em seu primeiro estágio para os preços dos produtos importados, quanto para os preços finais, é assimétrica. Além disso, diversos trabalhos empíricos encontraram evidências de repasse cambial assimétrico em diversos países e em diferentes níveis de agregações.

A investigação do repasse cambial e da existência de assimetria entre o repasse de depreciações e apreciações da taxa de câmbio para o IPCA é importante a fim de conduzir adequadamente a política monetária para o cumprimento das metas de inflação estabelecidas e para a adoção de medidas que limitem a volatilidade do mercado cambial.

Caso depreciações da taxa de câmbio sejam repassadas em maior magnitude para os preços do que apreciações, os impactos sobre a inflação de movimentos opostos da taxa de

câmbio não irão se anular. Mesmo que a taxa de câmbio siga uma trajetória onde processos de depreciações e apreciações se sucedam com a mesma magnitude, esta volatilidade terá um impacto inflacionário. Neste caso, seria do interesse do Banco Central no combate a inflação evitar uma alta volatilidade da taxa de câmbio.

Esta dissertação está dividida em três capítulos além desta introdução e da conclusão.

O capítulo 1 trata da relação entre a taxa de câmbio e inflação no Brasil após a adoção do regime de metas de inflação e do papel do câmbio como mecanismo de transmissão da política monetária.

O capítulo 2 revisa a literatura a respeito do repasse cambial. Iniciando pela literatura teórica a respeito do repasse, seus determinantes micro e macroeconômicos e do debate do papel de políticas de combate à inflação. Em específico, a adoção do regime de metas de inflação na redução observada do repasse cambial nos últimos anos em diversos países. Em seguida é revisada a literatura empírica que estima a magnitude do repasse cambial para o Brasil. Por fim, são apresentadas as explicações teóricas para a existência de um repasse cambial assimétrico e a revisão da literatura empírica que busca evidências de assimetrias no repasse cambial em diversos países.

O capítulo 3 apresenta a estimação um modelo VAR recorrente na literatura de estimação simétrica do repasse cambial no Brasil, porém adaptado para captar assimetria. A série da taxa de câmbio é decomposta em apreciações e depreciações período-a-período com a utilização de variáveis *dummy*. Através das funções de impulso-resposta é estimado o repasse cambial após um choque positivo no câmbio (depreciação) e após um choque negativo (apreciação).

Em seguida utilizando o método de decomposição de uma série temporal na soma das de variações positivas e negativas acumuladas busca-se encontrar uma relação de cointegração entre apreciações e depreciações da taxa de câmbio e o índice de preços ao consumidor através da estimação de um vetor de cointegração em um modelo VEC.

# **1. A RELAÇÃO ENTRE A TAXA DE CÂMBIO E A INFLAÇÃO NO BRASIL: DE 1999 A 2011**

## **1.1. O Regime de Metas de Inflação e o Canal Cambial de Transmissão Monetária.**

O processo de estabilização da inflação no Brasil se iniciou com a implantação do Plano Real durante o ano de 1994. Este processo foi bem sucedido em estabilizar a taxa de inflação que já ultrapassava 40% ao mês em níveis inferiores a 10% anuais.<sup>1</sup>

A política cambial adotada juntamente com o Plano Real foi pautada pela utilização da taxa de câmbio como uma âncora nominal para a economia.

A partir de julho de 1994 a taxa de câmbio brasileira era flexível apenas para baixo, ou seja, ela possuía um limite superior mas não um inferior. Foi estabelecido que um dólar valeria um real e as autoridades monetárias se retiraram parcialmente do mercado, permitindo que houvesse uma apreciação do Real em relação à paridade estabelecida.

A deflagração da crise mexicana em dezembro de 1994 acelerou um movimento de retirada de capital externo nos países emergentes. Em março de 1995 é adotado o sistema de bandas cambiais no qual o Banco Central do Brasil (BCB) realiza políticas de intervenções com pequenas e sucessivas desvalorizações.

O efeito da âncora cambial sobre o controle dos preços se dá através de dois canais: (i) direto, através da formação dos preços. Ocorre devido à subordinação dos bens comercializáveis à inflação externa e às pressões competitivas que passam a ser exercidas pelos produtos importados e (ii) através da coordenação das expectativas inflacionárias dos agentes. Na medida que funciona como uma regra ou mecanismo automático. (MODENESI, 2005)

O canal direto sobre a formação dos preços pressupõe que a economia seja aberta ao comércio exterior e desde o início dos anos 90 o Brasil já vinha passando por um processo de abertura da economia e reformas liberalizantes. Esse contexto, juntamente com o elevado diferencial entre as taxas de juros interna e externa e uma política de privatizações, atraiu um fluxo de capitais estrangeiros que possibilitou a manutenção da apreciação cambial durante a segunda metade da década de 90.

---

<sup>1</sup> No período de 1996 a 2011 a inflação superou os 10% ao ano apenas no ano de 2002 quando atingiu 12,5%

A dependência dos fluxos estrangeiros tornou a posição financeira do Brasil cada vez mais frágil após os efeitos das crises do leste asiático em 1997 e russa em 1998. O ano de 1998 terminou com um déficit de conta corrente de 4.5% do PIB e um baixo estoque de reservas internacionais que não permitiria ao BCB defender o real frente a um novo ataque especulativo. (BARBOSA-FILHO, 2006)

Em janeiro de 1999 a desvalorização tornara-se inevitável e o governo resolve deixar o câmbio flutuar. Em março foi estabelecido que o “desempenho da autoridade monetária passará a pautar-se pelo comprometimento com o controle da taxa de inflação” (COPOM, 1999). Há uma forte elevação da taxa de juros com o objetivo de parar a saída de capitais do país e de tentar impedir que a elevação da taxa de câmbio fosse repassada para os preços.

Em junho de 1999 o Regime de Metas de Inflação (RMI) é oficialmente estabelecido no Brasil através de Decreto Presidencial.<sup>2</sup>

O RMI é uma estratégia para a condução da política monetária que, segundo Mishkin (2000), envolve cinco elementos principais: i) o anúncio público de metas de médio-prazo explícitas para a inflação; ii) comprometimento institucional com a estabilidade de preços como o objetivo principal da política monetária ao qual os demais objetivos estão subordinados iii) a utilização de diversas variáveis e não somente agregados monetários ou a taxa de câmbio para decidir o ajuste dos instrumentos de política monetária; iv) 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 v) elevada prestação de contas por parte do Banco Central em relação ao cumprimento dos objetivos.

Seguindo o RMI a política monetária brasileira passou a ser realizada da seguinte forma: o Conselho Monetário Nacional, de acordo com as propostas do Ministro da Fazenda, estabelece as metas de inflação e faixas de flutuação para o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). O Comitê de Política Monetária (Copom) do BCB tentará atingir o centro da meta através do uso da taxa de juros de curto prazo, a Selic, e ocasionalmente utilizando outros instrumentos como variações no requerimento de reservas dos bancos comerciais.

O arcabouço teórico que inspirou a adoção do RMI é o chamado modelo do Novo Consenso Macroeconômico constituído em sua versão para a economia aberta por: (i) uma curva IS de equilíbrio no mercado de bens que relaciona o produto negativamente com a taxa

---

<sup>2</sup> Decreto Presidencial No 3.088, de 21 de junho de 1999.

de juros e positivamente com a taxa de câmbio real; (ii) Curva de Phillips; (iii) determinação da taxa de câmbio; e (iv) Regra de Taylor.<sup>3</sup>

A Regra de Taylor prevê que o Banco Central determina a taxa de juros com o objetivo de alcançar uma meta de inflação implícita ou explícita e manter a economia crescendo perto do seu potencial. Segundo a Regra de Taylor, o Banco Central irá aumentar a taxa de juros quando a inflação estiver acima da meta ou o produto estiver crescendo acima do seu nível potencial. Além disso, os Bancos Centrais tendem a calibrar a taxa de juros de forma suave e contínua ao longo do tempo o que introduz à regra um componente autorregressivo.

A determinação da taxa de câmbio no curto prazo se dá através do teorema da paridade descoberta da taxa de juros segundo o qual o diferencial de juros entre os títulos pagos em dois países incluindo um *spread* de risco, deve igualar a expectativa de variação cambial entre esses países. Um aumento na taxa de juros domésticas, *ceteris paribus*, provoca uma apreciação da taxa de câmbio nominal. (TAYLOR, 2001)

No longo prazo entretanto vale a Paridade Poder de Compra (PPP) segundo a qual a taxa de câmbio nominal deve variar de acordo com a relação entre o preço doméstico e o internacional de forma a manter a taxa real de câmbio constante.

Um dos resultados do modelo do Novo Consenso Macroeconômico (NCM) é portanto que a taxa de câmbio real é neutra no longo prazo, no sentido que esta não afeta nem a inflação de longo prazo, nem o produto de longo prazo (este sendo igual ao produto potencial determinado pela função de produção e pela dotação de fatores). Isso ocorre porque uma apreciação da taxa nominal de câmbio no curto prazo provocado por um diferencial de juros positivo será compensado por um movimento inverso de depreciação no futuro.

Bogdanski *et al* (2000) apresentam o modelo básico utilizado pelo BCB na implantação do RMI no Brasil. As quatro equações do modelo do NCM são utilizadas na seguintes especificações: (i) IS: o hiato do produto como função de suas defasagens, da taxa de juros real (*ex ante* ou *ex post*) e da taxa de câmbio<sup>4</sup>; (ii) Curva de Phillips: a taxa de inflação em função de suas próprias defasagens, do hiato do produto e da taxa de câmbio nominal. Impondo a restrição que a inflação seja neutra no longo prazo. Pode ter três especificações, *backward-looking*, *forward-looking* (com expectativas de inflação), ou uma

---

<sup>3</sup> Summa (2010) analisa extensivamente o modelo do novo consenso macroeconômico para a economia aberta.

<sup>4</sup> Pode conter uma variável fiscal como o superávit primário como porcentagem do PIB

combinação; (iii) determinação da taxa de câmbio: a taxa de câmbio nominal em função da taxa de juros doméstica, da taxa de juros internacional e do prêmio de risco. As expectativas de variação da taxa de câmbio são consideradas como um ruído branco; e (iv) Regra da taxa de juros: podem ser divididas em três tipos: (a) totalmente exógenas; (b) uma combinação linear do desvio da meta e do hiato do produto e (c) de trajetórias ótimas por simulação

Neste contexto, os cinco canais através dos quais a política monetária pode afetar a variação do nível geral de preços são: i) a taxa de juros; ii) o crédito; iii) expectativas iv) preço dos ativos e v) taxa de câmbio. (MISHKIN, 1996; SVENSSON, 1999)

A essência do canal cambial de transmissão da política monetária esta pautada em duas relações: a relação negativa entre a taxa de juros e a câmbio e a relação positiva entre taxa de câmbio e inflação.

A relação positiva entre taxa de câmbio e inflação é o repasse cambial que será tratado mais detalhadamente no capítulo 2 desta dissertação.

No modelo do NCM variações da taxa de câmbio afetam a inflação através da demanda agregada. Uma desvalorização cambial aumenta as exportações líquidas e ao tornar as importações menos competitivas, desloca a demanda de produtos importados para similares nacionais. Nos dois casos eleva a demanda agregada provocando pressões inflacionárias. Uma valorização provoca os mesmo efeitos no sentido inverso.

A relação negativa entre a taxa de juros e o câmbio estabelece que endurecimentos da política monetária, materializados com aumentos da taxa de juros, produziram uma valorização cambial e, em consequência, um arrefecimento inflacionário.

Segundo Barbosa-Filho (2006), com a implantação do RMI no Brasil, na teoria a taxa de câmbio era livre pra flutuar, mas na prática, pelo câmbio ser um componente importante da inflação brasileira no período, o país praticou um regime de flutuação “suja” assimétrica. Isto é, um regime no qual o BCB combatia as depreciações cambiais, mas tolerava as apreciações com o intuito de atingir as metas de inflação determinadas.

Alguns trabalhos como Oreiro *et al.* (2009) e Mendonça (2007) estimam a regra de Taylor para a economia brasileira em uma versão estendida com a inclusão da taxa de câmbio.<sup>5</sup>

---

<sup>5</sup> A Regra de Taylor foi proposta inicialmente por Taylor (1993), o componente autorregressivo é incorporado por Clarida, Galí e Gertler (1999) e a proposta de inclusão do câmbio por Ball (1999, 2000)

Oreiro *et al.* (2009) estimou uma função de reação do BCB, para o período de 2001 a 2008, onde as variáveis que determinam a taxa de juros são: i) a própria taxa de juros Selic do BCB; ii) a taxa de inflação medida pelo IPCA; iii) taxa de câmbio; iv) expectativas de inflação; e v) grau de utilização da capacidade produtiva. Os resultados encontrados indicam que a taxa de câmbio determina a taxa Selic tanto diretamente quanto indiretamente via expectativas de inflação. Por outro lado, segundo o modelo estimado pelos autores, a taxa Selic tem impacto reduzido sobre o IPCA o que implica em uma elevada “dose de juros” para reduzir a demanda agregada e impactar a inflação.

Modenesi (2011) também destaca a questão da baixa eficácia da política monetária que resulta em baixo impacto da Selic sobre o IPCA. O entupimento de determinados canais demandaria uma dose excessivamente elevada de juros para manter a estabilidade de preços. Como exemplo de deficiências no canal de transmissão tem-se a) a curta maturidade das curvas de rendimento (CARVALHO, 2004, 2005) b) a baixa relação crédito/PIB e c) a elevada participação dos preços administrados na composição do IPCA.

A respeito da alta participação de preços administrados no IPCA Mendonça (2007) ressalta que no RMI implantado no Brasil o índice utilizado pelo Brasil é o IPCA sem nenhum expurgo, ao contrário de diversos outros países onde a meta de inflação se dá em relação a um núcleo da inflação que exclui os efeitos provenientes de choques de oferta sobre o índice de preços.

O conjunto de preços administrados totalizava 28,90% do IPCA em dezembro de 2008.<sup>6</sup> Cada conjunto que compõe os preços administrados possuem diferentes políticas de reajustes que influencia outros preços. Esses preços possuem baixa sensibilidade à oferta e à demanda e possuem um caráter altamente inercial devido aos reajustes serem feitos a partir de contratos atrelados a inflação passada. Em resumo, uma parte não-desprezível da inflação medida pelo IPCA não é sensível à taxa Selic, uma vez que preços administrados são determinados por contratos que em sua maioria dependem da inflação passada, preço internacional do petróleo e variação cambial.

Mendonça (2007) estimou então a determinação da taxa de juros pelo BCB para o período de 1999 a 2004 baseada numa regra de Taylor onde os determinantes são: i) a própria taxa Selic ii) taxa de câmbio iii) a inflação dos preços livres; iv) inflação dos preços

---

<sup>6</sup> Derivados de petróleo (5,24%), transporte (5,14%), serviços telefônicos (4,53%), plano de saúde(3,51%), energia elétrica residencial (3,12%), e produtos farmacêuticos (2,75%). Banco Central do Brasil (2012)

administrados. O resultado encontrado sugere que a importância da taxa de câmbio na determinação da Selic é significativa e que a autoridade monetária usa de forma efetiva a taxa de juros para neutralizar pressões inflacionárias oriundas de choques sobre a taxa de câmbio. Além disso, a análise indicou que a Selic é mais sensível aos preços livres no curto-prazo, porém que a partir do quinto mês a importância dos preços administrados na determinação da Selic se torna proeminente sendo os preços administrados responsáveis por uma maior persistência da taxa de inflação.

Modenesi *et al* (2012) encontraram evidências de que o BCB reage às taxas de juros internacionais na determinação da Selic. A regra de Taylor estimada pelos autores para o BCB possui três características: a) um alto grau de suavização da taxa de juros. b) uma taxa de juros puramente doméstica<sup>7</sup> elevada e c) alto diferencial de taxa de juros.

Desta forma, reduções da Selic no período pós-crise de 2008 refletiram, sobretudo declínios das taxas de juros internacionais. Para os autores, o BCB do Brasil reage mais fortemente a variações das taxas internacionais de juros do que a variações do produto e inflação.

Segundo Serrano (2010) quando a economia sofre um choque cambial adverso o papel principal dos juros elevados não é propriamente conter a demanda para evitar repasse da desvalorização cambial aos preços, mas sim parar e reverter a desvalorização cambial.

A política de juros elevados ao valorizar a taxa nominal do câmbio gera diretamente um choque positivo de custos nos preços em real. Aumentos da taxa de juros valorizam a taxa de câmbio que por sua vez tem forte impacto de custos diretos e indiretos sobre todos os preços da economia inclusive os livres.

Considerando-se que a inflação tem sua origem tanto nos custos de produção quanto na demanda e que elementos que governam o nível geral de preços são comuns a elementos que governam os níveis de preços, Modenesi e Pires-Alves (2012) propõem a inclusão de outros dois canais de transmissão da política monetária: i) o crédito-custo; e o ii) câmbio custo além dos cinco canais contemplados pela teoria ortodoxa.

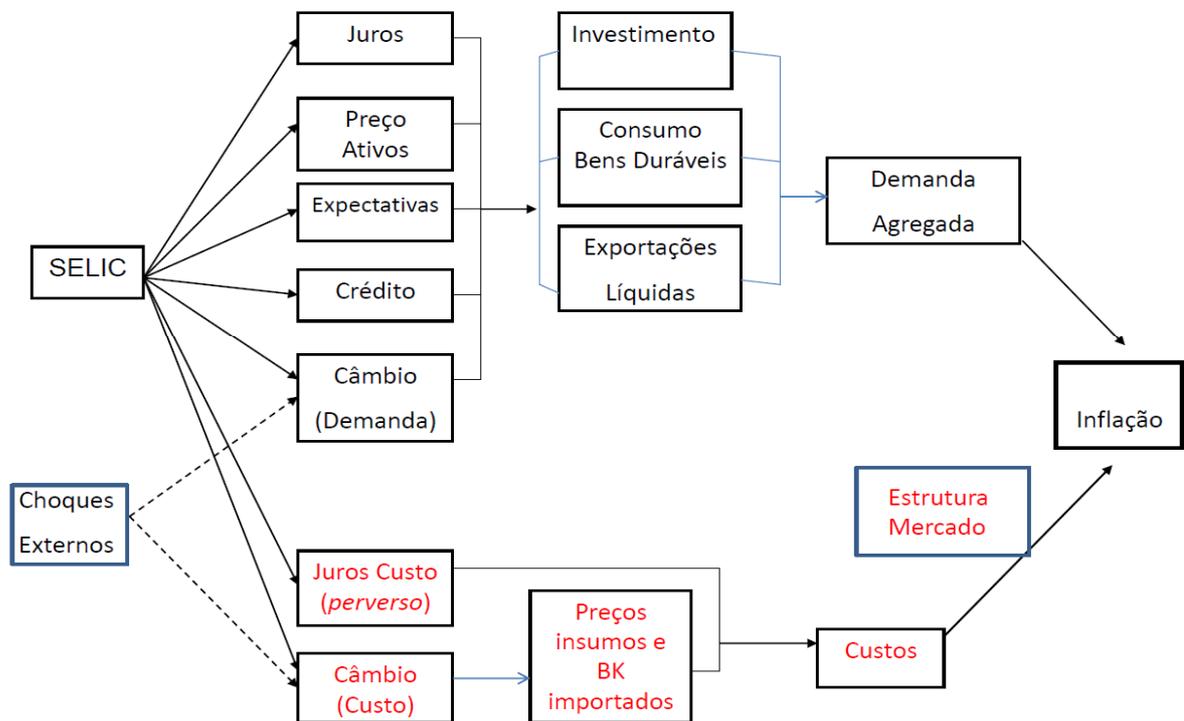
O primeiro tem um efeito contrário do canal do crédito tradicional. Uma elevação da taxa de juros aumenta o custo de produção das firmas que dependendo do seu poder de mercado e das condições de demanda pode ser repassado para os preços.

---

<sup>7</sup> Os autores quebraram a taxa de juros de equilíbrio em dois componentes: um puramente doméstico e um componente externo

Já o canal “câmbio-custo” funciona no mesmo sentido do canal “câmbio-demanda” reforçando o seu efeito. Uma valorização cambial ao tornar mais barata a importação de máquinas, equipamentos e insumos contribui para uma redução dos custos de produção. Dependendo das estruturas de mercado essa redução dos custos poderá ser repassada aos preços finais.

Figura 1: Mecanismos de Transmissão da Política Monetária



Fonte: Modenesi e Pires-Alves (2012)

## 1.2. Inflação e taxa de câmbio no período de 1999 a 2011

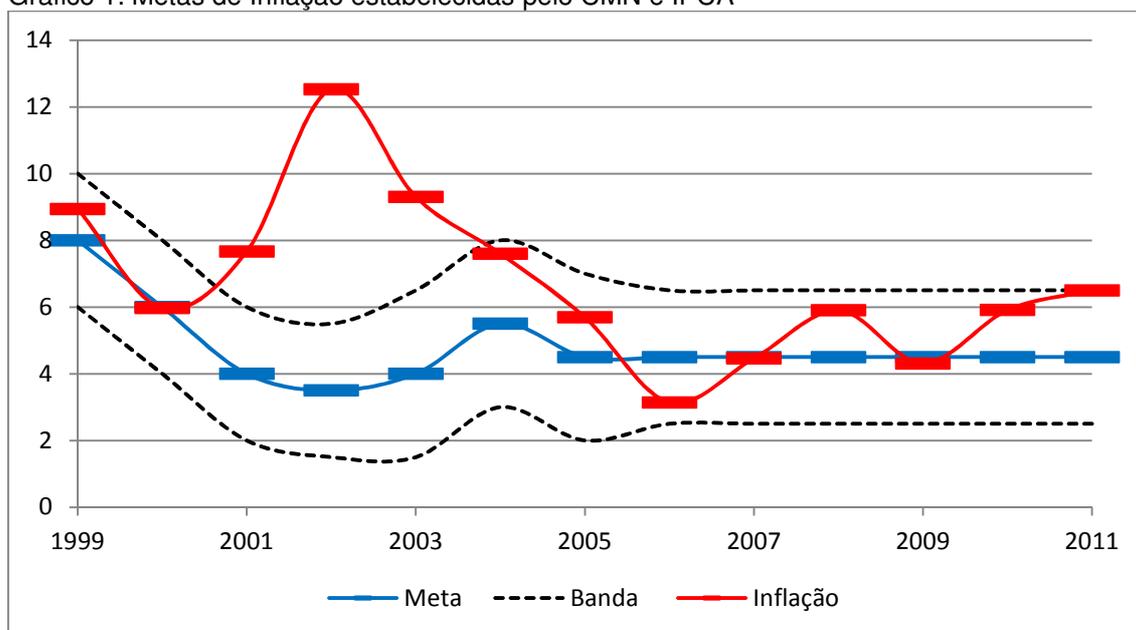
O RMI iniciou com uma meta de 8% para o ano de 1999. Como o RMI foi implantado em junho quando já era conhecida metade da taxa de inflação anual, a meta não foi fixada ambiciosamente baixa, podendo ser cumprida no ano de estreia e não comprometendo a credibilidade do novo regime.

A inflação terminou 1999 em 8,9%. Embora 7,2% maior do que a do ano anterior, pode ser considerada modesta perto da enorme desvalorização cambial ocorrida no ano (48%). Segundo Barbosa-Filho (2006) o repasse cambial pequeno observado pode ser creditado às altas taxas de juros reais e ao aperto fiscal praticado pelo governo naquele ano.

Em 2000 a taxa de câmbio se estabilizou em um novo patamar mais elevado. Apresentou uma tendência de apreciação no primeiro trimestre que reverteu para uma pequena e contínua depreciação no resto do ano. A meta de inflação que havia sido reduzida para 6% é batida praticamente no centro, com a inflação fechando o ano em 5,97%.

Nos três anos seguintes, 2001, 2002 e 2003 as metas de inflação não foram cumpridas. O Decreto que estabeleceu o RMI previa que “caso a meta não seja cumprida, o Presidente do Banco Central do Brasil divulgará publicamente as razões do descumprimento, por meio de carta aberta ao Ministro de Estado da Fazenda.” (Banco Central do Brasil, 1999).

Gráfico 1: Metas de Inflação estabelecidas pelo CMN e IPCA



Fonte: BCB e IBGE

Na carta referente ao ano de 2001, uma das razões dadas pelo Presidente do BCB para o não cumprimento da meta foi que “a desaceleração da economia mundial, o contágio proveniente da crise argentina e os ataques terroristas nos Estados Unidos produziram forte pressão de depreciação do real em 2001. [...] Essa depreciação do real pressionou significativamente os preços internos.” (Banco Central do Brasil, 2002, p.2)

A carta também destaca que o repasse cambial foi responsável por 38% da inflação de 2001.<sup>8</sup> A taxa de inflação fechou o ano em 7,7%. Portanto, pelos cálculos do BCB, a variação cambial que foi de 19,7% no ano contribuiu com 2,9% para a inflação, correspondendo a um repasse cambial de aproximadamente 14,8%.

Além disso, a crise no fornecimento de energia elétrica contribuiu como um choque de oferta para elevar a taxa de inflação naquele ano.

O ano de 2002 foi marcado por mais instabilidade devido às incertezas envolvendo a eleição presidencial. Houve uma grande saída de capitais e corte no acesso a linhas internacionais de crédito. A taxa de câmbio depreciou rapidamente atingindo o maior nível em todo o período, a inflação seguiu o movimento atingindo também o maior nível no período e fechando o ano em 12,53%.

Novamente a depreciação cambial foi considerada uma das responsáveis pelo não cumprimento da meta. “A depreciação acentuada da taxa de câmbio e a deterioração das expectativas de inflação tiveram fortes impactos sobre a inflação, levando ao descumprimento da meta de inflação para o ano de 2002.” (Banco Central do Brasil, 2003 p.2).

Neste ano, segundo o BCB, o repasse cambial foi responsável por 46,4% da inflação, representado por 5,8 pontos percentuais dos 12,5% da inflação de 2002.<sup>9</sup> A variação cambial no ano foi de 53,18%, pode-se inferir a partir da estimativa do BCB um repasse cambial de aproximadamente 11%.

No ano de 2003 houve apreciação da taxa de câmbio e, segundo o BCB, o repasse cambial foi responsável por uma redução de 11,9% do IPCA, contribuindo para reduzir a taxa de inflação em 1,1 pontos percentuais. A variação cambial no ano foi de -17,98% de onde se pode inferir um repasse cambial de aproximadamente 6%.

O maior responsável pela inflação em 2003 foi a inércia inflacionária responsável por 63,7% do total da inflação. Segundo o BCB, “a inflação sofreu os efeitos da depreciação

---

<sup>8</sup> Outros componentes da inflação em 2001: Inércia : 10%; Inflação administrada: 24% e Inflação livre 28% (Banco Central do Brasil, 2002)

<sup>9</sup> Outros componentes da inflação em 2002: Inércia : 7,4%; Inflação administrada: 14,8%, Expectativas: 13,2% e Inflação livre 18,2% (Banco Central do Brasil, 2003)

ocorrida em 2002, em virtude de defasagens existentes no mecanismo de repasse cambial, mais acentuadas para os preços administrados.” (Banco Central do Brasil, 2004, p.5)<sup>10</sup>

A Tabela 1 abaixo mostra a variação cambial acumulada ao longo do ano e a Tabela 2 a inflação total, dos preços administrados, livres, comercializáveis e não-comercializáveis de 1999 a 2011.

Tabela 1: Taxa de câmbio R\$ / US\$, fim do período - variação percentual ao ano.

1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
48%	9%	20%	53%	-18%	-8%	-12%	-9%	-17%	32%	-25%	-3%	13%

Fonte: BCB

Tabela 2: IPCA – Preços monitorados, livres, comercializáveis e não-comercializáveis – variação percentual ao ano.

Ano	IPCA	preços monitorados	preços livres	comercializáveis	não comercializáveis
1999	8.9%	19.2%	6.2%	10.8%	1.6%
2000	6.0%	12.3%	3.6%	3.6%	3.7%
2001	7.7%	10.3%	6.4%	7.1%	5.6%
2002	12.5%	14.4%	11.0%	14.0%	7.2%
2003	9.3%	12.6%	7.5%	8.4%	6.5%
2004	7.6%	9.8%	6.4%	6.1%	6.7%
2005	5.7%	8.6%	4.2%	2.7%	6.2%
2006	3.1%	4.2%	2.6%	1.3%	3.9%
2007	4.5%	1.6%	5.6%	4.6%	6.5%
2008	5.9%	3.2%	6.8%	6.8%	6.9%
2009	4.3%	4.6%	4.1%	2.6%	5.4%
2010	5.9%	3.1%	6.9%	6.7%	7.1%
2011	6.5%	6.0%	6.4%	4.3%	8.3%

Fonte: IBGE

No período de 1999 a 2005 os preços administrados aumentaram substancialmente mais do que os preços livres. Segundo Minella *et al* (2003) a dinâmica dos preços administrados difere da dos preços livres sendo o repasse cambial dos preços administrados mais elevado devido a (i) o preço dos derivados de petróleo dependem do preço internacional do petróleo denominado em moeda doméstica (ii) contratos para preços administrados do

<sup>10</sup> Outros componentes da inflação em 2003: Inflação administrada: 17,8%, Expectativas: 18,4% e Inflação livre 12% (Banco Central do Brasil, 2004)

setor de energia elétrica e telefonia estão vinculados a variações na taxa de câmbio diretamente ou através do IGP que é mais afetado pela taxa de câmbio que o IPCA.

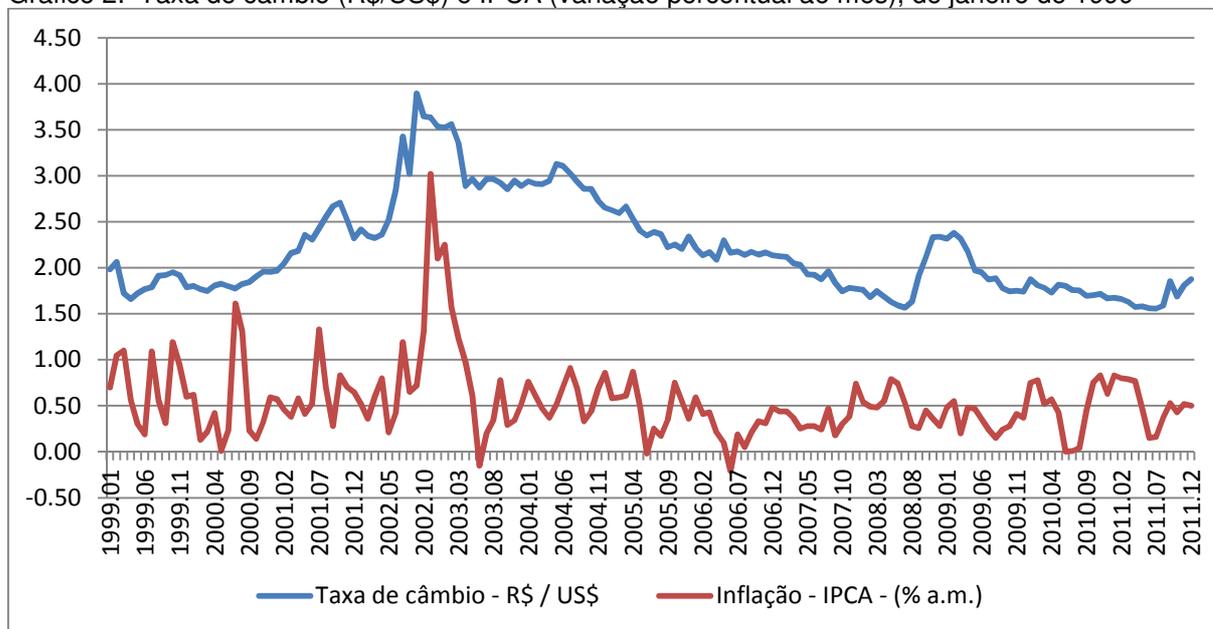
Além disso, segundo o BCB (2004), as defasagens dos preços administrados são maiores que a dos demais preços o que pode explicar os preços administrados terem se mantido elevados mesmo após a taxa de câmbio já ter revertido a sua trajetória e estar apreciando. No período de 2006 a 2011 os preços administrados se mantiveram num patamar mais baixo.

De acordo com Belaisch (2003) os preços dos bens comercializáveis sofrem maior impacto de variações cambiais que os preços dos bens não comercializáveis. A inflação dos preços dos bens comercializáveis foi maior do que a dos não comercializáveis nos anos de 1999, 2001 e 2002, anos em que houve desvalorização cambial e menor nos anos de 2005, 2006, 2007, 2009 e 2010, anos de apreciação cambial, conforme o esperado.

Em 2003, a inflação dos comercializáveis foi maior, porém nesse ano houve apreciação cambial e em 2000 (desvalorização), 2004 (apreciação) e 2008 (desvalorização) estiveram em patamares próximos.

O Gráfico 2 abaixo mostra as trajetórias da inflação e do câmbio de 1999 a 2011

Gráfico 2: Taxa de câmbio (R\$/US\$) e IPCA (variação percentual ao mês), de janeiro de 1999



Fonte: Banco Central do Brasil e IBGE

Após o não cumprimento das metas nos anos de 2001-03, observou-se o cumprimento das metas nos demais anos analisados.

O período de 2003 a 2008 foi marcado pela contínua apreciação do real, resultado da política de elevada taxa de juros e das condições financeira e de comércio favoráveis no resto do mundo. Observou-se entretanto uma melhora no balanço de pagamentos apesar da apreciação cambial devido ao aumento dos preços internacionais e das exportações no período.

Segundo Prates (2010) no período de 2003 a novembro de 2004 o BCB praticamente não interveio no mercado de câmbio à vista. Neste período a taxa de câmbio corrigiu a desvalorização excessiva dos anos anteriores e permaneceu estável até o meio de 2004 quando retoma uma trajetória de apreciação.

O BCB retoma as intervenções em dezembro de 2004 como comprador nos mercados à vista e futuro o que somente reduziu o ritmo de apreciação do real. A taxa Selic persistentemente elevada condicionou os movimentos da taxa de câmbio no contexto de ampla mobilidade de capitais. A taxa de câmbio se tornou nesse período instrumento central para a eficácia do RMI em um período de abundância de liquidez externa dado os efeitos benéficos da apreciação sobre a inflação interna.

De julho de 2007 a julho de 2008 o real ainda mantém a trajetória de valorização apesar de já ter eclodido a crise do *subprime* americana. Segundo Prates (2010) a persistência da valorização a despeito da deterioração do cenário internacional se deu pelos seguintes fatores: i) elevada taxa de juros reforçada pelo aperto mais acentuado da política monetária no Brasil do que nos outros países; ii) forte alta no preço das *commodities*; e iii) elevação na classificação de risco de crédito soberano no Brasil para “grau de investimento”.

Entretanto, o agravamento da crise financeira internacional a partir de agosto de 2008 implicou em significativas saídas de fluxos financeiros e depreciação da taxa de câmbio. Apesar da forte depreciação no período não ocorreram fortes pressões inflacionárias. A partir de 2009 a taxa de câmbio retoma a trajetória de apreciação que só é interrompida por um movimento de depreciação a partir do segundo semestre de 2011.

## 2. O REPASSE CAMBIAL PARA A INFLAÇÃO

O repasse da taxa de câmbio para a inflação é definido como a variação percentual nos preços domésticos devido a uma variação de 1% na taxa de câmbio nominal.<sup>11</sup>

O impacto do câmbio sobre os preços domésticos ocorre tanto diretamente pela alteração nos preços dos insumos e produtos finais importados quanto indiretamente pela alteração na composição da demanda agregada e salários resultantes da mudança nos preços relativos entre bens finais produzidos domesticamente e no exterior. (Figueiredo e Gouvea, 2011)

A forma através da qual essas variações da taxa de câmbio são repassadas diretamente aos preços domésticos pode ser dividida em dois estágios:

O primeiro estágio é o repasse das variações cambiais para os preços dos produtos importados. A maior parte da literatura a respeito do repasse cambial é centrada nesse primeiro estágio, particularmente preocupada em explicar porque esse repasse não é completo, ou seja, não é igual à 1 nem no longo prazo e o que explica a diferença nos repasses cambiais em diferentes setores e em diferentes países. O segundo estágio da transmissão de variações da taxa de câmbio para os preços domésticos diz respeito ao canal entre as variações nos preços dos produtos (finais e insumos) importados e variações no preço doméstico ao consumidor.

O efeito direto, portanto será influenciado pela participação dos produtos importados na composição dos bens finais consumidos domesticamente e pela participação de insumos importados na estrutura de produção de bens domésticos finais.

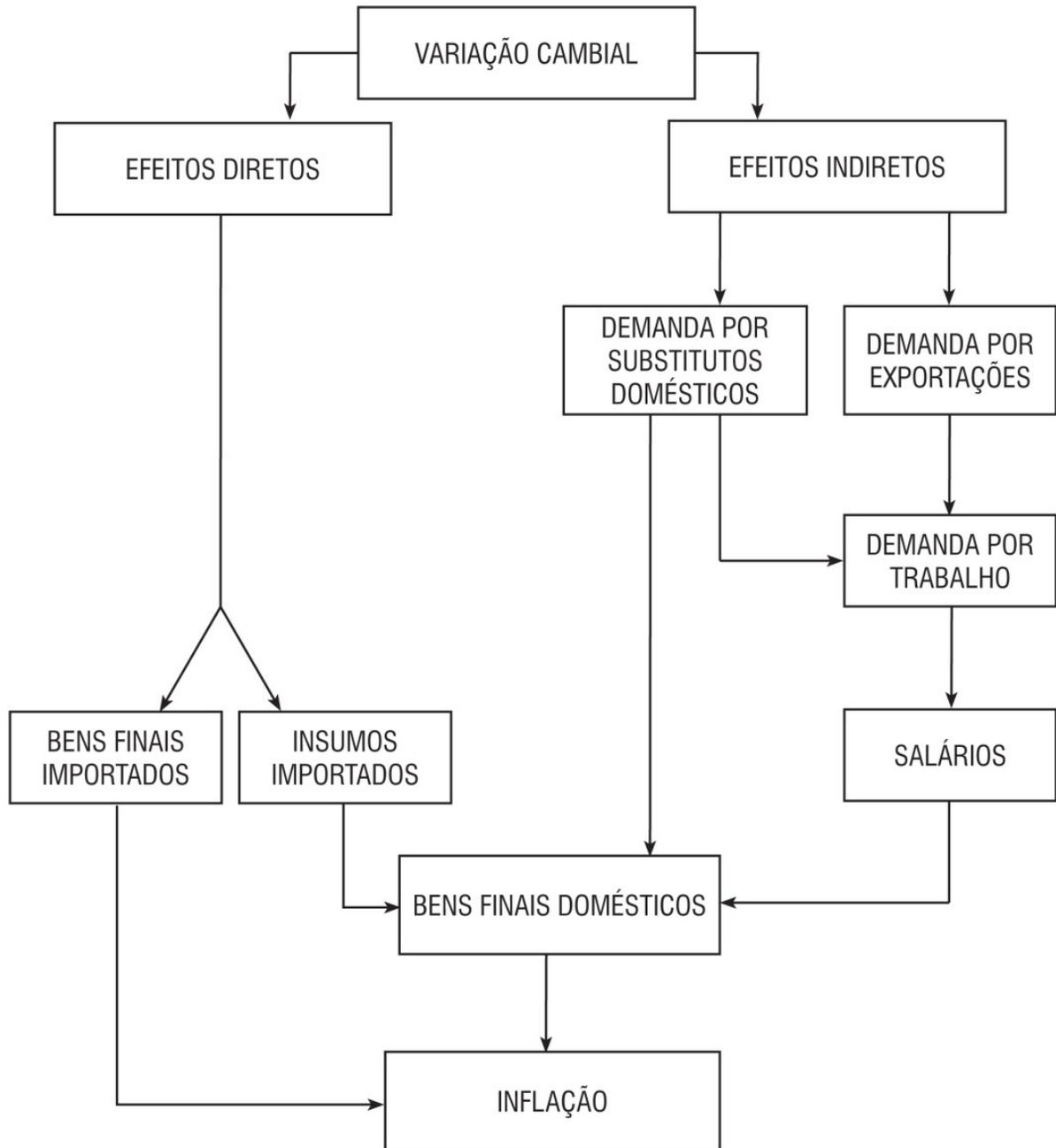
O efeito indireto de variações do câmbio refere-se ao impacto que variações dos preços de bens importados exercem sobre a demanda por bens produzidos internamente que competem com os produtos importados. O fator relevante determinando esse efeito será a elasticidade de substituição entre bens domésticos e importados. Uma desvalorização cambial acarretará em aumento da demanda por bens domésticos substitutos e aumento da competitividade das exportações podendo, dependendo das demais condições da economia, causar pressões inflacionárias sobre os preços domésticos e salários nominais.

Preços monitorados também são afetados pela variação cambial de forma indireta e com defasagens por meio de reajustes estabelecidos por contratos vinculados a índices de preços.

---

<sup>11</sup> Campa e Goldberg (2005)

Figura 2: Efeitos da Variação Cambial nos Preços ao Consumidor



Fonte: Elaboração própria.

## 2.1. Aspectos Micro e Macroeconômicos

Segundo Campa e Goldberg (2002) a literatura teórica a respeito do repasse cambial se distingue em duas linhas. Uma de abordagem microeconômica, baseada na literatura a respeito da organização industrial e da interação entre as firmas. Outra focada nos

determinantes macroeconômicos do repasse cambial, relacionando o ambiente inflacionário e mudanças no regime cambial.

### 2.1.1 Microeconômicos

As primeiras pesquisas microeconômicas a respeito do repasse cambial são centradas no primeiro estágio do repasse cambial e inicialmente eram relacionadas com a teoria da Paridade Poder de Compra (PPP). Caso a PPP seja válida então o repasse cambial deve ser completo, ou seja, igual a 1. Havendo uma depreciação cambial os preços devem aumentar em igual proporção para que a PPP seja reestabelecida.

A validade da Lei do Preço Único, isto é, que produtos idênticos vendidos em mercados distintos devem ter preços iguais quando denominados na mesma moeda devido a arbitragem internacional no mercado de bens, asseguraria a condição de PPP entre dois países.

$$\text{Se } p_i = Ep_i^* ; \forall i \quad \Rightarrow \quad P = EP^*$$

onde  $p_i$  e  $p_i^*$  são os preços do produto  $i$  doméstico e externo,  $P$  e  $P^*$  as inflações doméstica e externa e  $E$  a taxa de câmbio nominal.

Segundo Dornbusch (1987) a Lei do Preço Único era peça fundamenta na teoria monetarista que combina a PPP, a teoria quantitativa da moeda e flexibilidade de preços para obter uma teoria da taxa de câmbio. Uma implicação dessa arbitragem completa, não apenas para *commodities*, mas para todos os bens, é a ideia que os níveis de preços relativos em uma mesma moeda são independentes da taxa de câmbio.

A análise dos coeficientes de repasse cambial equivale portanto a testar a validade da Lei do Preço Único. Goldberg e Knetter (1997) realizaram uma extensa resenha das pesquisas empíricas que buscaram testar a validade da Lei do Preço Único a partir da estimação de uma regressão genérica:

$$p_t = \alpha + \delta X_t + \gamma E_t + \psi Z_t + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

Onde  $p$  é o preço doméstico de um determinado produto,  $X$  é uma medida de  $p^*$  em moeda estrangeira,  $E$  a taxa de câmbio nominal e  $Z$  um vetor variáveis de controle tais como preço de bens substitutos e rendas doméstica e externa.

Se a Lei do Preço Único é válida então  $\alpha = 0$ ,  $\delta = 1$  e  $\gamma = 1$ .<sup>12</sup>

A principal evidência encontrada pelos autores na literatura para rejeitar a Lei do Preço Único está em  $\gamma$ . De forma geral, para uma variedade de produtos e países, os preços relativos de produtos similares estão sistematicamente relacionados a flutuações na taxa de câmbio.

As pesquisas que buscam estimar o repasse cambial para preços de produtos importados em geral utilizam a especificação da equação (2.1) com  $p$  sendo o preço do produto importado em moeda local e  $X$  uma medida dos custos do exportador. Nesse caso,  $\hat{\gamma}$  é uma estimativa do repasse cambial para o preço de importados.

Se  $\gamma = 1$  então o repasse é dito completo, se  $\gamma < 1$  então o repasse cambial representa a proporção dos movimentos da taxa de câmbio que são repassados para os preços dos produtos importados em contrapartida à proporção que é absorvida nas margens de lucro dos exportadores.

Surgiram então estudos sobre o repasse cambial no contexto de mercados imperfeitos e focados na questão do ajuste do *mark-up*. Krugman (1987) denominou de *pricing-to-market* (PTM) o fenômeno da taxa de câmbio induzir discriminação de preços em mercados internacionais. Isto é, consumidores de dois países pagarem preços denominados em uma determinada moeda diferentes por produtos idênticos. Ou ainda: “PTM está presente sempre que os preços de importação não caem na mesma proporção que a apreciação da taxa de câmbio” (KRUGMAN, 1987, p.3). Esta segmentação do mercado implica a existência de poder de mercado, pois se dois preços são diferentes pelo menos um deles deve ser maior que o custo marginal.

Neste modelo as empresas ajustam seus preços em função do *mark-up* desejado, do grau de competição no mercado de destino da produção, da necessidade de constituição de barreiras a entrada ou da conquista e manutenção de parcelas de mercado.

Segundo Correa (2004) PTM pode arrefecer os efeitos de uma desvalorização, resultando em repasse cambial mais baixo, caso as empresas estrangeiras mantenham uma postura agressiva no mercado doméstico com, por exemplo, redução das margens de lucro, principalmente em virtude da competição com produtores locais. Por outro lado, setores onde

---

<sup>12</sup> A maioria das pesquisas empíricas testa a validade da versão relativa da Lei do Preço Único onde  $p_i = \alpha E p_i^*$ , com  $\alpha \neq 0$ , permitindo a existência de custos de arbitragem em colher informações, custos de transporte dos produtos e custos de “cruzar fronteiras” tais como barreiras tarifárias e não tarifárias. Esta modificação permite também acomodar o problema de diferenciação dos produtos resultante do local de produção. (GOLDBERG e KNETTER, 1997)

há uma grande participação de multinacionais com competição reduzida com empresas nacionais o comportamento estratégico dessas empresas pode implicar coeficientes de repasse de maior intensidade e caráter pró-cíclico, pois em momentos de aquecimento da economia, é possível manter ou aumentar seus *mark-ups* com maior facilidade.

Marston (1990) desenvolve um modelo com PTM onde um monopolista discriminador vende no mercado doméstico e exporta. Ao maximizar a função de lucro o preço do produto será o custo marginal vezes um *mark-up* específico de cada mercado. Desta forma a resposta do produtor a variações da taxa de câmbio dependerão da convexidade da curva de demanda<sup>13</sup> no mercado para onde ele exporta e variações do custo marginal resultantes de variações no volume de produção.

Diversas pesquisas que encontraram evidências de PTM e estimaram repasse cambial incompleto para preços de importação não só em indústrias onde discriminação de preços é plausível como a automotiva, mas também em indústrias com produtos muito mais homogêneos. Uma resenha desses resultados pode ser encontrada em Goldberg e Knetter (1997).

De forma geral, a teoria ortodoxa a respeito do repasse cambial para a inflação está relacionada a busca de explicações para as violações da Lei do Preço Único e da PPP. Estes modelos dependem de cláusulas *ad hoc* que impõem algum tipo de imperfeição que reduza o repasse cambial. Em geral assume-se ou que os preços são rígidos na moeda local, ou há discriminação de preços do tipo PTM. De acordo com a teoria Pós-Keynesiana estes modelos seriam inapropriados. (DA SILVA e VERNENGO, 2009)

Segundo a Segundo Arestis e Milberg (1993) a diferença básica entre as teorias neoclássicas e a Pós-Keynesiana do repasse cambial está em diferentes teorias da firma. A firma Pós-Keynesiana é oligopolista com uma estrutura interna específica e um conjunto de investimentos requeridos baseados em objetivos de longo prazo de sobrevivência e crescimento e é fundamentalmente diferente da firma neoclássica caracterizada por comportamento maximizador da função de lucro.

Em modelos Pós-Keynesianos de determinação de preços um repasse cambial incompleto é totalmente consistente. Elevações nos custos devido a variações da taxa de

---

<sup>13</sup> A convexidade da curva de demanda determina como a elasticidade da demanda se altera com o preço. A elasticidade se eleva com elevações preço se a curva de demanda for menos convexa que uma demanda linear, isto é, uma demanda com elasticidade constante. Se a demanda se torna mais elástica quando os preços se elevam, o *mark-up* ótimo cobrado pelo produtor no mercado externo diminui se a moeda do comprador se depreciar em relação à do exportador.

câmbio não são totalmente repassados devido a poder de monopólio e pode também afetar os custos de financiamento de futuros investimentos. Conforme planos de investimentos são alterados, o *mark-up* é reduzido e a variação da taxa de câmbio é repassada somente parcialmente.<sup>14</sup>

Portanto, enquanto que nos modelos ortodoxos repasse cambial incompleto ocorre devido a imperfeições de mercado na abordagem Pós-Keynesiana é a regra. Não há qualquer motivo para se esperar que um repasse cambial completo seja encontrado empiricamente.

### 2.1.2. Macroeconômicos

Na literatura conhecida como Nova Macroeconomia Aberta (NMA) a moeda na qual os preços são determinados tem importantes implicações em relação a políticas monetária e cambial. Esta literatura constrói modelos Novos Keynesianos para a economia aberta com microfundamentações para as rigidezes nominais.

Em modelos do tipo Mundell-Fleming, os preços dos produtos domésticos em moeda doméstica é um dado e o repasse cambial para os preços é completo. Os primeiros modelos da NMA de Obstfeld e Rogoff (1995, 1998 e 2000) incorporaram esse mecanismo assumindo que os preços são fixados na moeda do produtor (*Producer Currency Pricing*, PCP). Esse pressuposto implica que a Lei do Preço Único é válida para preços aos consumidores e portanto que a PPP é válida.

Entretanto, diversos trabalhos mostram evidências de que a Lei do Preço Único não é válida e que o repasse cambial para os preços é mais próximo de zero do que de ser completo. (ENGEL, 1993 e; ENGEL e ROGERS, 2002)

Este resultado é consistente com a combinação de dois pressupostos: (i) que firmas tem o poder de discriminar preços em diferentes mercados (o conceito de *pricing-to-market* de Krugman apresentado na seção anterior) e (ii) que as firmas determinam os preços na moeda local (*Local Currency Pricing*, LCP).(BETTS e DEVEREUX, 1996).

Sob esses pressupostos os preços são rígidos na moeda do país importador e dada uma variação na taxa de câmbio não ocorrem ajustamentos de preços, modificando apenas o lucro do exportador resultando em um repasse cambial nulo.

---

<sup>14</sup> Resultados segundo os modelos de Kalecki (1971) e Eichner (1976) citados em da Silva e Vernengo (2009)

Em resumo, se os preços de exportações para o país são determinados na moeda do país importador, LCP, então variações da taxa de câmbio têm pouco efeito sobre os preços do país de destino, o que leva a um baixo repasse cambial. Se os preços de exportação são determinados na moeda do país exportador, PCP, então variações cambiais tem grandes efeitos sobre os preços levando a um alto grau de repasse cambial.

Outra abordagem macroeconômica a respeito do repasse cambial é de que este depende das políticas monetária e de câmbio do país.

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.

Para uma firma decidindo em quanto ajustar seus preços, uma baixa inflação pode ser associada com variações menos permanentes nos custos e a menores variações nos preços dos concorrentes, o que faria com que a firma que decidisse aumentar seus preços perdesse *market share* e obtivesse lucros menores.

Segundo Mishkin (2008) um importante corolário dessa proposição é que o repasse cambial permanecerá baixo apenas enquanto as autoridades monetárias continuarem ratificando as expectativas dos agentes de que irão responder agressivamente a choques que tenham potenciais efeitos adversos sobre a inflação.

Para Mishkin, um repasse cambial para os preços dos importados baixos não é um pré-requisito necessário para um repasse cambial baixo para os preços aos consumidores. Segundo o autor, mesmo que os preços importados reajam fortemente a variações da taxa de câmbio, se a política monetária for suficientemente reativa à inflação, ela pode isolar os preços ao consumidor dos efeitos do choque que provocaram a depreciação cambial.

A relação entre o regime de política monetária e o repasse cambial foi testada para um grande número de países por Devereux e Yetman (2002), Choudhri e Hakura (2001) e Ca'Zorzi *et al.* (2006). Estes trabalhos mostram que há evidências de que uma alta inflação de fato conduz a elevados níveis de repasse cambial sendo muitas vezes relacionado com um repasse cambial completo.

Goldfajn e Werlang (2000) identificam como determinantes macroeconômicos do repasse cambial o ciclo econômico (desvio do produto da tendência), a taxa de câmbio real, o ambiente inflacionário e o grau de abertura da economia.

O ciclo econômico influenciaria o grau do repasse cambial à medida que em períodos de expansão econômica, com alta demanda as firmas teriam maior facilidade de repassar aumentos nos custos devido à desvalorização cambial para seus preços finais. Enquanto que em períodos de recessão econômica as firmas teriam maior dificuldade de ajustar seus preços em proporção ao seu aumento nos custos.

Variações na taxa de câmbio não implicariam em mudança nos preços se estiverem apenas reestabelecendo a taxa de câmbio real à sua tendência, neste caso uma desvalorização, por exemplo, estaria apenas corrigindo uma moeda apreciada e não geraria um aumento generalizado dos preços.

O ambiente inflacionário influenciaria o repasse cambial da forma argumentada por Taylor (2000) de forma que países inflacionários tenderiam a ter taxas de repasse cambial mais elevadas do que países com inflação baixa e estabilizada.

O grau de abertura da economia seria positivamente correlacionado com o coeficiente de repasse cambial. Em uma economia mais aberta, com um volume mais elevado de importações e exportações, o repasse de uma variação da taxa de câmbio seria maior devido a maior participação de firmas estrangeiras no mercado doméstico.<sup>15</sup>

Alternativamente, Campa e Goldberg (2005) argumentam que o principal fator para a redução do repasse cambial para preços em países desenvolvidos seria a mudança na composição das importações com aumento da participação dos manufaturados, cujos preços tendem a sofrer repasse menor em detrimento das matérias-primas.

De forma geral, ocorrendo mudanças na composição das importações de produtos de indústrias com elevado grau de repasse cambial para indústrias com menores repasse, o repasse cambial “agregado” do país deverá declinar.<sup>16</sup>

Os resultados de Kohlscheen (2010) vão de encontro de Campa e Goldberg (2005). O autor mostra evidências que repasses cambiais elevados estão associados com taxas de câmbio com alta volatilidade assim como com a maior presença de produtos homogêneos nos fluxos de comércio internacional de um país.

---

<sup>15</sup> A maior participação de firmas estrangeiras no mercado doméstico é um determinante microeconômico do repasse cambial apontado por Dornbusch (1987)

<sup>16</sup> Bens comercializáveis tendem a responder mais fortemente a variações no câmbio, porém estes também possuem componentes não comercializáveis tais como custos de distribuição e propaganda. (Figueiredo e Govea, 2011)

## 2.2.Evidências na Literatura Empírica sobre o Repasse Cambial no Brasil

O repasse cambial para os preços no Brasil é estimado na literatura através de diversas abordagens: através de modelos de vetores autorregressivos (VAR), modelo de defasagens distribuídas, estimação de curva de Phillips, utilização de matriz insumo-produto entre outras. Além disso, o repasse foi estimado de forma agregada, desagregada por grupos ou setores e utilizando diversos indicadores de preços, ao consumidor, industriais e de produtos importados.

Belaisch (2003) estimou um modelo (VAR) para o período de julho de 1999 a dezembro de 2002 para analisar o repasse cambial para a inflação. Foram estimados diferentes modelos para diferentes desagregações do IPCA, para preços livres, administrados, de bens comercializáveis e não-comercializáveis. As demais variáveis utilizadas foram a taxa de câmbio, o preço do petróleo como uma *proxy* para choques de oferta e a produção industrial para a demanda agregada. O repasse cambial acumulado após 12 meses estimado a partir das funções de impulso resposta foram: 17% para o IPCA, 15% para os preços livres, 5% para preços administrados, 15% para bens comercializáveis e 12% para bens não-comercializáveis.

Minella *et al* (2003) também utilizaram um modelo VAR para estimar os coeficiente de repasse cambial e a importância da taxa de câmbio na variabilidade da taxa de inflação para o período de setembro de 1994 a dezembro de 2002. Dois modelos foram estimados: um para o IPCA e outro com os preços administrados e livres. Em ambos os modelos as demais variáveis foram a produção industrial, o *spread* da EMBI+ (*Emerging Markets Bond Index Plus*) sobre os títulos do tesouro como um indicador de crises financeiras, a taxa de câmbio e a taxa Selic. Os coeficientes de repasse cambial em 12 meses encontrados foram: 32,9% para os preços administrados, 17% para os preços livres e 17,9% para o IPCA. Os autores estimaram também o modelo para o período apenas posterior a implantação do RMI de julho de 1999 a dezembro de 2002, os resultados foram 20% para os preços administrados, 11,3% para os preços livres e 13,1% para o IPCA.

Squeff (2009) estimou o repasse cambial para o Brasil no período de 1999 a 2007 e para duas sub-amostras: de janeiro de 1999 a junho de 2003 e de junho de 2003 a dezembro de 2007 através de um VAR com as variáveis IPCA, taxa de câmbio nominal, índice de produção industrial e índice de *commodities*. O resultado encontrado indicou um repasse cambial após 12 meses de 11,6% para o período completo e 18,3% para a primeira sub-amostra e 8,5% para a segunda sub-amostra.

Araújo e Modenesi (2010a) mostram através de um modelo de vetores autorregressivos estruturais (SVAR) para o período de 1999 a 2010, que a taxa de câmbio é isoladamente o componente mais relevante na determinação do IPCA, seguido pelo nível de atividade econômica e pelas condições de oferta. Dessa forma, os fatores externos desempenham um papel crucial na evolução dos preços domésticos, sendo o coeficiente de repasse cambial maior do que o impacto da demanda agregada sobre os preços. Os autores encontraram um coeficiente de repasse do câmbio para inflação em 12 meses de 6 a 7%.

Nogueira (2006) também utilizou um modelo SVAR para analisar a resposta de inflação, taxa de juros e reservas internacionais a variações da taxa de câmbio, o modelo inclui ainda o crescimento do produto. A análise foi realizada para 8 países que utilizam o RMI divididos em dois grupos, sendo os países desenvolvidos Canadá, Reino Unido e Suécia para o período de 1985 a 2004 e os emergentes Brasil, República Checa, México, África do Sul e Coréia do Sul para o período de 1995 a 2004. Os resultados indicam que de forma geral o repasse cambial decresceu após a adoção do RMI embora ainda seja uma importante variável na inflação de todos os países. Para o Brasil o coeficiente estimado para o período após a implantação do RMI foi de 11% para 12 meses.

Souza e Alves (2011) estimaram o coeficiente de repasse no Brasil para o período de 1999 a 2009 considerando a existência de uma quebra estrutural no início de 2003. O cálculo do repasse cambial até 2002 utilizou a metodologia VEC. Para o segundo período foram empregadas as metodologias VAR e SVAR. As variáveis utilizadas foram o IPCA, a taxa de câmbio, o índice de preço do petróleo, e a produção industrial.

Os resultados indicaram que o coeficiente de repasse no período de 1999 a 2002 (11,26%) é significativamente superior ao coeficiente do período de 2003 a 2009 (1,78%).

Já Nogueira (2007) estima o repasse cambial baseado modelo de curva de Phillips *backward-looking* onde a variação dos preços é explicada pela variação na taxa de crescimento do produto, pela variação da taxa de câmbio nominal e pela variação no preço internacional. O modelo autorregressivo de defasagens distribuídas (ARDL) foi estimado por mínimos quadrados ordinários (MQO). A análise é realizada para os mesmos países que Nogueira (2006), para o Brasil o período de análise vai de julho de 1995 a dezembro de 2005. O repasse cambial diminuiu após a implantação do RMI na maioria dos países analisados. No Brasil foi estimado em 9% antes da implantação do RMI e 7% para depois do RMI.

Tombini e Alves (2006) estimaram os coeficientes de uma curva de Phillips híbrida onde a inflação dos preços livres do IPCA é determinada pela sua própria defasagem, pelos

preços administrados, a taxa de câmbio nominal, pelos preços internacionais (foram utilizados os preços de exportação das *commodities* nos EUA) e o *gap* do produto. Os coeficientes foram estimados variando ao longo do tempo utilizando a abordagem com filtro de Kalman. Os resultados indicaram que o coeficiente de repasse cambial caiu drasticamente com a implantação do RMI em 1999 e passou a aumentar persistentemente a partir de meados de 2002.

Schwartzman (2006) estimou os coeficientes de repasse cambial para o IPCA a partir de dados de preços desagregados, comercializáveis, não comercializáveis e administrados através da estimação da curva de Phillips no período de 1997 a 2003. Os resultados encontrados foram 14% para bens comercializáveis e não comercializáveis e 32% para os preços administrados.

Correa (2004) analisou os efeitos da internacionalização da indústria brasileira sobre o comportamento dos coeficientes de repasse cambial no período de 1996 a 2001. Os dados selecionados compõem um painel de setores da indústria. O modelo utiliza o Índice de Preços ao Atacado (IPA-OG), taxa de câmbio, grau de abertura, participação de indústrias estrangeiras no faturamento do setor, nível de proteção do setor medido pela tarifa, e utilização da capacidade instalada. Os resultados encontraram repasse cambial de 8,7% em um modelo de efeitos fixos e 11,2% em um modelo de efeitos variáveis.

Figueiredo e Gouvea (2011) utilizaram dados desagregados do IPC-Br no período de janeiro de 1999 a dezembro de 2008 para estimar o papel da rigidez dos preços no repasse cambial através de um modelo autorregressivo de defasagens distribuídas com mecanismo de correção de erros (ECM). A estimação é feita em dois estágios, o primeiro é a estimação de um modelo de *mark-up* onde o preço do produto depende do preço dos bens substitutos, da sua demanda, da taxa de câmbio e dos custos dos insumos internos e no segundo estágio, por meio de uma regressão *cross section* é verificado o efeito da rigidez de preços na variação do repasse cambial.

Os resultados apresentaram grande heterogeneidade entre os diferentes grupos e uma relação negativa entre rigidez de preços e repasse cambial. Os grupos de produtos com menores frequência de reajustes apresentaram também menores repasses cambial de longo prazo. O grau de repasse cambial agregado após 12 meses foi estimado em 9%. Os resultados desagregado por grupos foram: Alimentação: 14%, Habitação: 11%, Vestuário: 3%, Saúde e cuidados pessoais: 0,04%, Educação, leitura e recreação: 5%; Transportes 12% e Despesas diversas 2%.

Carvalho e Pereira (2000) analisaram o impacto da depreciação da taxa de câmbio sobre os custos dos principais setores da economia brasileira, com o uso de dados da matriz de insumo-produto de 1995. Segundo as estimativas realizadas pelos autores, uma depreciação nominal de 50% deve estar associada a uma pressão de custos que deve elevar a inflação ao consumidor em, aproximadamente, 8,2%.

Carneiro *et al.* (2002) estimaram especificações não lineares para o coeficiente de repasse cambial para o período de 1994 a 2001. Os autores estimaram uma curva de Phillips *backward-looking* para o IPCA e para seus grupos: preços livres e preços administrados; e subgrupos: alimentação, produtos industrializados e serviços. As variáveis determinantes da inflação são a taxa de câmbio real e a taxa de desemprego. O modelo é estimado através do método dos mínimos quadrados não-lineares. Os resultados indicam que o uso de modelos não lineares para a estimação do repasse cambial é superior ao de modelos lineares. O modelo não-linear com melhor especificação apresentou coeficiente de repasse cambial para o IPCA de 5,6% em 1999, 6% em 2000 e 7,7% em 2001. O modelo linear apresentou um coeficiente de repasse cambial de 6,3% em 12 meses para todo período. Em relação aos modelos estimados para as desagregações do IPCA, os repasses cambiais encontrados no modelo linear foram de 2% para os preços administrados e 5% para os preços livres, 7% para produtos industrializados, 2% para serviços e 6% para alimentação.

Correa e Minella (2010) também investigaram a presença de não-linearidades na curva de Phillips através da estimação de um modelo autorregressivo com limiar (*threshold autorregressive* – TAR) para o período de 1995 a abril de 2005. A variável utilizada para medir a inflação foi o IPCA apenas para os preços livres, as variáveis determinantes utilizadas foram a taxa de câmbio nominal, e o *gap* do produto.

Os resultados indicaram que há não-linearidade no repasse cambial relacionada ao ciclo econômico. O repasse cambial não é estatisticamente diferente de zero quando o *gap* do produto está abaixo do limiar enquanto que o repasse cambial estimado foi de 9% quando a economia está acima do limiar. O limiar estimado foi de 1,89% do produto potencial.

Os resultados mostram também evidências de que os efeitos de curto-prazo de variações na taxa de câmbio na inflação também são não lineares. Grandes depreciações tem repasse cambial de 11% após 3 meses enquanto que pequenas depreciações não tem efeito significativo. Neste caso o limiar para considerar uma depreciação como grande é 2,1%. Apreciações cambiais grandes ou pequenas não apresentaram efeitos significativos sobre os

preços após 3 meses. Além disso, o repasse cambial se mostrou mais elevado em período de baixa volatilidade do que em períodos de alta volatilidade (80% e 7%).

O quadro abaixo resume os resultados encontrados.

Quadro 1: Estimativas para o repasse cambial no Brasil

Artigo	Método	Período	Repasse Cambial estimado para 12 meses
Belaisch (2003)	VAR	1999-2002	17%
Minella <i>et al</i> (2003)	VAR	1994-2002	17.9% (1994-2002) 13.1% (1999-2002)
Squeff (2009)	VAR	1999-2007	11.6% (1999-2007), 18,3% (1999-2003) e 8,5% (2003-2007)
Araújo e Modenesi (2010a)	SVAR	1999-2010	6%
Nogueira (2006)	SVAR	1995-2004	11%
Souza e Alves (2011)	VEC, VAR e SVAR	1999-2009	11.26% (1999 a 2002) e 1,78% (2003 a 2009)
Nogueira (2007)	Curva de Phillips / ARDL	1995-2005	9% (1995-1999) 7% (1999-2005)
Schwartzman (2006)	Curva de Phillips / 3SLS	1997-2003	14% (bens comercializáveis e não comercializáveis) 32% (monitorados)
Correa (2004)	Painel	1996-2001	8,7% (efeitos fixos) 11,2% (efeitos variáveis)
Figueiredo e Gouvea (2011)	ECM	1999-2008	9%
Carneiro <i>et al.</i> (2002)	Curva de Phillips / especificações não lineares	1994-2001	5.6% (1999) 6% (2000) e 7,7% (2001)
Correa e Minella (2010)	Curva de Phillips (TAR)	1995-2005	11% (grandes depreciações) 0% (pequenas depreciações e apreciações), 80% (baixa volatilidade) 7% (alta volatilidade)

Fonte: Elaboração própria.

Os resultados parecem indicar que o repasse cambial foi reduzido após a implantação do RMI, tanto pelos estudos que fizeram essa análise explicitamente ou porque trabalhos que incluíram o período anterior ao RMI encontraram em geral coeficiente de repasse mais elevados.

## 2.3. Assimetria no Repasse Cambial

Em geral a literatura assume uma relação de longo prazo simétrica entre o nível geral de preços e a taxa de câmbio, presumindo que apreciações e depreciações são transmitidas na mesma magnitude para os preços. Entretanto existem motivos teóricos e evidências empíricas que suportam a hipótese de assimetria no repasse cambial para os preços.

### 2.3.1. Aspectos teóricos

Segundo Webber (1999b) a literatura teórica oferece explicações para a presença de repasse cambial assimétrico para os preços de importação que podem ser divididas em três categorias: (i) restrições de mercado; (ii) mudanças na tecnologia de produção; e (iii) objetivos de *market share*.

Restrições de mercado são explicadas por Foster e Baldwin (1986) devido ao fato dos exportadores estrangeiros fixarem a razão entre o volume de vendas e o investimento em capacidade de produção. E por Knetter (1994) por restrições na rede de distribuição dos exportadores, ou limitações do volume de exportações determinadas pela legislação de comércio externo do país importador. Em ambos os casos os exportadores são incapazes de aumentar as suas vendas frente ao aumento da demanda dos importadores decorrente de uma queda no preço provocada por uma apreciação cambial.

Supondo que os exportadores recebam pelo produto um preço  $P^X$  em sua própria moeda e que os importadores pagam um preço em sua própria moeda  $P^M = E \cdot P^X$ , onde  $E$  é a taxa de câmbio nominal entre as duas moedas.

Caso os importadores passem por uma apreciação de sua moeda ( $E \downarrow$ ) esta estimulará que demandem mais produtos. Entretanto, se não há investimento em capacidade produtiva suficiente, ou se o exportador não possui uma rede de distribuição que possa ser expandida, este pode não conseguir suprir toda (ou uma parte) da demanda adicional provocada por um preço de importação mais baixo ( $P^M \downarrow = E \downarrow \cdot P^X$ ). No caso limite onde não consegue suprir nenhuma demanda adicional, o exportador mantém  $P^M$  no mesmo nível de antes da apreciação, elevando o preço que receberá em sua moeda  $P^X$  na mesma magnitude da queda de  $E$  e o repasse cambial provocado pela apreciação será nulo ( $\overline{P^M} = E \downarrow \cdot P^X \uparrow$ ).

No caso de uma depreciação ( $E \uparrow$ ) uma parte dos importadores deixará de demandar o produto devido a elevação de  $P^M$ . Os exportadores responderão com uma redução do preço

recebido  $P^X$  porém em menor magnitude do que a elevação causada pela apreciação, pois não há restrição da capacidade de produção “para baixo”.

Portanto, no caso de restrições de capacidade produtiva e de comercialização o repasse cambial no caso de uma depreciação será maior que no caso de uma apreciação.

O efeito oposto pode ser observado no caso de assimetria resultante da preocupação da firma exportadora com objetivos de *market share*. Este caso é analisado dentro da literatura de PTM analisada na sessão 2.1. Em particular em Froot e Klemperer (1989), Marston (1990) e Krugman (1987). As firmas exportadoras tentarão praticar os preços mais baixos possíveis na moeda do importador, possibilitando a elevação das vendas e *market share*.

Neste caso uma apreciação da moeda do país importador frente à moeda do país exportador ( $E \downarrow$ ) permitirá às firmas exportadoras aumentar seu *market share* ao reduzir o preço pago pelos importadores na mesma magnitude que a redução da taxa de câmbio, mantendo inalterado o preço recebido em sua própria moeda ( $P^M \downarrow = E \downarrow \cdot \overline{P^X}$ ), o que implicaria em um repasse cambial completo.

Enquanto que em uma depreciação cambial ( $E \uparrow$ ), a empresa exportadora tentará evitar um aumento de  $P^M$ , para que não ocorra uma redução na demanda pelo produto no país importador. A empresa exportadora reduzirá o preço recebido em sua própria moeda o máximo possível, no caso limite reduzindo  $P^X$  na mesma magnitude da variação cambial, mantendo inalterado o preço pago pelos importadores ( $\overline{P^M} = E \uparrow \cdot P^X \downarrow$ ) resultando em um repasse cambial nulo.

No caso de assimetrias resultantes da preocupação dos exportadores com *market share*, o repasse cambial resultante de apreciações será maior do que o resultante de depreciações.

Ware e Winter (1988) destacam a possibilidade de mudanças na tecnologia de produção como causa para respostas assimétricas dos preços a variações no câmbio.

Considera-se que a firma produtora pode comprar seus insumos tanto domesticamente quanto importar<sup>17</sup>, alterando a tecnologia de produção entre uma que seja mais intensiva no insumo importado ou uma mais intensiva no produto doméstico. E que o objetivo da firma exportadora seja a maximização do lucro:

---

<sup>17</sup> Como só há dois países neste modelo, (país exportador e o país importador do produto final), a empresa exportadora irá comprar seu insumo importado do país importador do seu produto final. Na notação utilizada considera-se  $E \uparrow$  uma depreciação da moeda do país importador frente a moeda do país exportador o que torna o insumo importado mais barato para a empresa exportadora.

$$\begin{cases} \pi^D = \frac{P^M \cdot Q}{E} - \frac{P^{IM} \cdot i^M}{E} \\ \pi^A = \frac{P^M \cdot Q}{E} - P^I \cdot i \end{cases} \quad (2.2)$$

Onde  $P^{IM}$  e  $P^I$  os preços dos insumos importados e domésticos, e  $i^M$  e  $i$  as quantidades dos insumos utilizados.

Ocorrendo uma apreciação da moeda do país importador frente à moeda do país exportador ( $E \downarrow$ ), a empresa exportadora preferirá utilizar o insumo doméstico, maximizando o lucro  $\pi^A$ . A apreciação eleva a sua receita marginal para um dado preço praticado no país importador e mantém o seu custo marginal inalterado. A firma exportadora irá elevar a produção do produto provocando uma redução de  $P^M$  em uma magnitude que dependerá da elasticidade preço da demanda pelo produto no país importador, no caso onde a demanda seja inelástica, o repasse cambial será completo.

Caso a moeda do país importador deprecie em relação à moeda do país exportador ( $E \uparrow$ ), a firma produtora irá preferir utilizar insumo importado maximizando o lucro  $\pi^D$ . A redução da receita marginal da firma devido à depreciação do câmbio será na mesma proporção que a redução do custo, de forma que a firma não irá alterar o preço praticado no país importador implicando em um repasse cambial nulo.

A possibilidade de mudanças na tecnologia de produção resultará em um repasse cambial assimétrico onde apreciações acarretam um repasse cambial mais elevado que depreciações.

Dois dos três motivos descritos acima encontrados na literatura acarretam em um repasse cambial de apreciações superior ao de depreciações. Entretanto, comumente acredita-se que os preços são rígidos para baixo de forma que as firmas são mais propícias a aumentar o seu *mark-up* do que a reduzi-lo implicando em efeitos maiores resultantes de depreciações do que de apreciações. Desta forma, toda a literatura a respeito de rigidez para baixo na transmissão de preços de insumos para produtos pode ser utilizada na análise de assimetria no repasse cambial. (BUSSIÈRE (2007), PELTZMAN (2000) e FRANKEL *et al.* (2012)).

Outras explicações macroeconômicas podem ser encontradas na literatura. Para Delatte e Villavicencio (2011) um Banco Central com uma política fortemente anti-inflacionária implicará em um repasse assimétrico para o nível geral de preços se a reação do BC é mais forte após uma depreciação do que de uma apreciação. Para Goldfajn e Werlang (2000) o repasse cambial pode ser assimétrico dependendo da taxa de crescimento da

economia. Em períodos de recessão econômica os efeitos de uma depreciação sobre o aumento de preços podem ser menores que os efeitos de uma apreciação sobre a queda dos preços.

Além da possibilidade de presença de assimetrias no repasse cambial no sentido de depreciações e apreciações serem repassadas aos preços em proporções diferentes, a literatura destaca também a possibilidade de outros tipos de não linearidades no repasse cambial.

Segundo Campa *et al* (2008) pode haver um “limiar” abaixo do qual não ocorrem ajustamentos de preços. O grau de ajustamento dos preços dos produtos importados pode variar com o tamanho da variação cambial e com o grau de persistência com que esta é percebida.

Dessa forma, pequenas variações da taxa de câmbio não serão repassadas para os preços na presença de custos de ajustamento dos preços tais como custos de *menu*. E caso a taxa de câmbio possua uma alta volatilidade, mas sem uma tendência claramente definida, as firmas também tenderão a não ajustar as variações cambiais.

De forma geral, o ajustamento dos preços de importação a variações da taxa de câmbio depende da estrutura do mercado e das estratégias de fixação de preço das firmas, que irá variar de indústria para indústria e de país para país. A presença e a direção de assimetrias no repasse cambial para os preços de importados podem não ser definíveis *a priori*.

Em geral, indústrias produzindo produtos homogêneos e globalmente comercializáveis, devem apresentar um grau de repasse cambial mais elevado e menor possibilidade de presença de assimetria. Enquanto que indústrias nas quais os produtos são mais diferenciados e a estrutura de mercado é menos competitiva tem uma maior possibilidade de apresentar assimetrias e não-linearidades.

No quadro 2 de trabalhos empíricos apresentado na próxima seção há exemplos de trabalhos que não encontraram presença de assimetria, que encontraram repasse cambial de depreciação superior ao de apreciação e de apreciação superior a de depreciação.

### **2.3.2. Literatura Empírica**

Existem diversos métodos utilizados na literatura para encontrar evidências de assimetrias no repasse cambial. A maioria dos artigos analisados se refere ao primeiro estágio do repasse cambial. Embora o objetivo desta dissertação seja a análise para os preços aos consumidores a metodologia utilizada em ambos os casos é similar.

A grande maioria dos trabalhos utiliza algum tipo de decomposição da série da taxa de câmbio em apreciações e depreciações. Alternativamente existe possibilidade de utilização de métodos de estimações não lineares.

Dentre os trabalhos que decompõem a série da taxa de câmbio existem duas possibilidades de realizá-la. Através da utilização de variáveis *dummy* simples período –a-período ou através da soma acumulada das apreciações e depreciações. Ambos os métodos são utilizados nesta dissertação e serão apresentados no capítulo 3.

Os primeiros trabalhos utilizavam a decomposição período-a-período em estimativas de uma equação por mínimos quadrados ordinários (MQO) com as variáveis não-estacionárias diferenciadas. Posteriormente buscou-se explorar o conceito de cointegração e do modelo de correção de erros (*error correction model*, ECM) com a utilização das variáveis cumulativas. Ambos os métodos podem ser extrapolados para modelos onde todas as variáveis são consideradas endógenas do tipo VAR ou VEC. Estes métodos também serão explorados nesta dissertação e são descritos no capítulo 3.

O quadro abaixo apresenta os trabalhos analisados com seus métodos utilizados e resultados sumarizados.

Quadro 2: Trabalhos empíricos sobre repasse cambial com assimetria

Artigo	Metodologia		Índice de Preços	Países	Período	Resultados Encontrados.
	Decomposição da taxa de câmbio	Estimação				
Knetter (1994)	Variáveis <i>dummy</i> período-a-período	1 equação: MQO	Preços de exportação	Japão e Alemanha	1973-1987	Encontrou assimetrias (RCD>RCA) e repasse mais elevado no modelo assimétrico.
Pollard e Coughlin (2004)	Variáveis <i>dummy</i> período-a-período	1 equação: MQO	Preços de importados (desagregado por indústria)	29 indústrias nos EUA	1978-2000	Encontrou repasse cambial assimétrico em 15 indústrias. Com a direção da assimetria variando de indústria para indústria. Repasse cambial agregado simétrico.
Gil-Pareja (2000)	Variáveis <i>dummy</i> período-a-período	1 equação: MQO	preços de exportação (desagregado por indústria)	Bélgica, França, Alemanha, Itália, Holanda, Espanha e Reino Unido (26 indústrias)	1988 a1996	Das 26 indústrias nos 7 países apenas em 9 casos rejeitou-se a hipótese de repasse cambial simétrico.
Herzberg <i>et al.</i> (2003)	Variáveis <i>dummy</i> período-a-período	ECM	Preços de importados	Reino Unido	1970-2000	Repasse Cambial incompleto, mas não encontrou evidências de não linearidade.
Bussiere (2007)	Variáveis <i>dummy</i> período-a-período	1 equação: MQO e adição de termos quadráticos	Preços de importados, preços de exportação.	Canadá, Alemanha, França, Itália, Japão, Reino Unido e EUA.	1980-2006	Não linearidades/assimetria não podem ser rejeitadas para a maioria dos países da amostra, entretanto a direção da assimetria e a magnitude das não linearidades variam entre os países.
Webber (1999b)	Soma acumulada das apreciações / depreciações	VAR	Preços de importados	Coréia do Sul, Singapura, Malásia, Austrália, Tailândia, Japão, Paquistão e Filipinas.	1983 a1997	Encontrou assimetrias (Depr.> Aprec.) em todos os países exceto em Singapura e Japão.
Wickremasinghe e Silvapulle (2004)	Soma acumulada das apreciações / depreciações	ECM	Preços de importados	Japão	1975 -1997	Encontrou repasse cambial assimétrico. Repasse cambial de apreciações maior que de depreciações.

Campa <i>et al.</i> (2008)		ECM com adição de termos quadráticos e cúbicos.	Preços de importados (desagregado por indústria)	Países da União Europeia (EU-15) em 14 indústrias	1989-2004	8 das 14 indústrias apresentaram repasse cambial assimétrico. Em todas o ajustamento é maior para depreciações do que para apreciações.
Karoro <i>et al.</i> (2009)	Soma acumulada das apreciações / depreciações	ECM com <i>threshold</i>	Preços de importados	África do Sul	1980- 2005	Repasse Cambial de longo prazo incompleto. Encontrou assimetria: repasse cambial mais elevado em depreciações do que em apreciações.
Alvarez <i>et al.</i> (2008)	Variáveis <i>dummy</i> período-a-período	ECM com <i>threshold</i>	Preços de importados	Chile	1996-2007	Evidencia de assimetria em bens de capital e agrícolas (repasse cambial de depreciações maior que de apreciações). Não encontrou evidências de assimetria para o agregado.
Mihaljek e Klau (2008)	Variáveis <i>dummy</i> período-a-período	1 equação: MQO	Preços ao consumidor	Índia, Coréia do Sul, Malásia, Filipinas, Tailândia, Brasil, Chile, México, Peru, República Tcheca, Hungria, Polônia e Turquia.	1994-2006	Encontrou assimetria no repasse cambial. Depreciação possui efeito mais forte que apreciação: Coréia, Malásia, México, Polônia. Apreciação possui efeito mais forte que Depreciação: Filipinas, Brasil, e Hungria. Repasse cambial simétrico estimado para o Brasil: 10%
Khundrakpam (2007)	Variáveis <i>dummy</i> período a período	VAR	Preços no atacado	Índia	1991-2005	Repasse cambial estimado simétrico: 6% no curto e 9% no longo prazo. Presença de assimetria: 14% (apreciações) e 3% (depreciações) no curto prazo e 20% e 5% no longo prazo.
Przystupa e. Wróbel (2009)	Variáveis <i>dummy</i> período-a-período	ECM	Preços ao consumidor	Polônia	1997-2008	Encontrou assimetria. Repasse cambial estimado de 2 a 7% para apreciações 24% para depreciações.
Delatte e López-Villavicencio (2011)	Soma acumulada das apreciações / depreciações	ECM	Preços ao consumidor	Alemanha. Japão, EUA e Reino Unido.	1970-1990	O modelo com assimetria eleva a magnitude e velocidade de ajustamento do repasse cambial em caso de depreciações. Em todos os países depreciações apresentaram repasse cambial maior que apreciações.
Levasseur (2008)	Variáveis <i>dummy</i> período-a-período	1 equação: MQO	Preços ao consumidor	Republica Checa	1998-2007	Não encontrou evidências de repasse cambial assimétrico.

Fonte: Elaboração própria

### 3. ANÁLISE EMPÍRICA

#### 3.1. Base de Dados

A análise compreende o período de janeiro de 1999 a dezembro de 2011. A escolha do ano de 1999 para o início da análise se deve em razão da mudança do regime cambial e da flexibilização da taxa de câmbio.

A estrutura microeconômica é considerada como dada, pressupondo-se portanto que os aspectos microeconômicos determinantes do repasse cambial e assimetria descritos pela literatura revisada nas seções 2.1.1 e 2.3 não se alteraram no período.

Os três principais determinantes macroeconômicos do nível geral de preços considerados no modelo são i) a demanda agregada; ii) a oferta agregada e iii) a taxa de câmbio.<sup>18</sup>

Para a estimação do modelo foram utilizadas as seguintes variáveis: i) *IPCA*: o índice de preços ao consumidor amplo (IPCA), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) por ser este o índice utilizado pelo BCB para balizar o sistema de metas de inflação. ii) *IND*: o índice da produção física (*quantum*) da indústria de transformação calculado pelo IBGE de acordo com a Pesquisa Industrial Mensal (PIM-PF) utilizado como *proxy* para a demanda agregada; iii) *COMM*: o índice de preços das *commodities*, calculado pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) utilizado como *proxy* para condições da oferta agregada e iv) *CAMBIO*: a taxa de câmbio real/dólar média mensal fornecida pelo BCB.

A escolha do índice de produção industrial como *proxy* para a demanda agregada se deu devido a não disponibilidade de uma série mensal adequada para a atividade econômica como um todo. Embora o uso da produção física industrial seja usual na literatura cabe ressaltar que esse indicador possui limitações por representar apenas 30% do Produto Interno Bruto (PIB).<sup>19</sup>

O índice de *commodities* do IPEA é calculado a partir da base de dados do Fundo Monetário Internacional (FMI) que apresenta preços em dólares para diversos produtos e ponderados de acordo como Índice de Preços ao Produtor Amplo (IPA-BR) da Fundação Getúlio Vargas (FGV), sendo construídos cinco subgrupos: i) grãos, oleaginosas e frutas; ii)

---

<sup>18</sup>Conforme McCarthy (2000), Belaisch (2003), Squeff (2009), Araújo e Modenesi (2010a), Souza e Alves (2011)

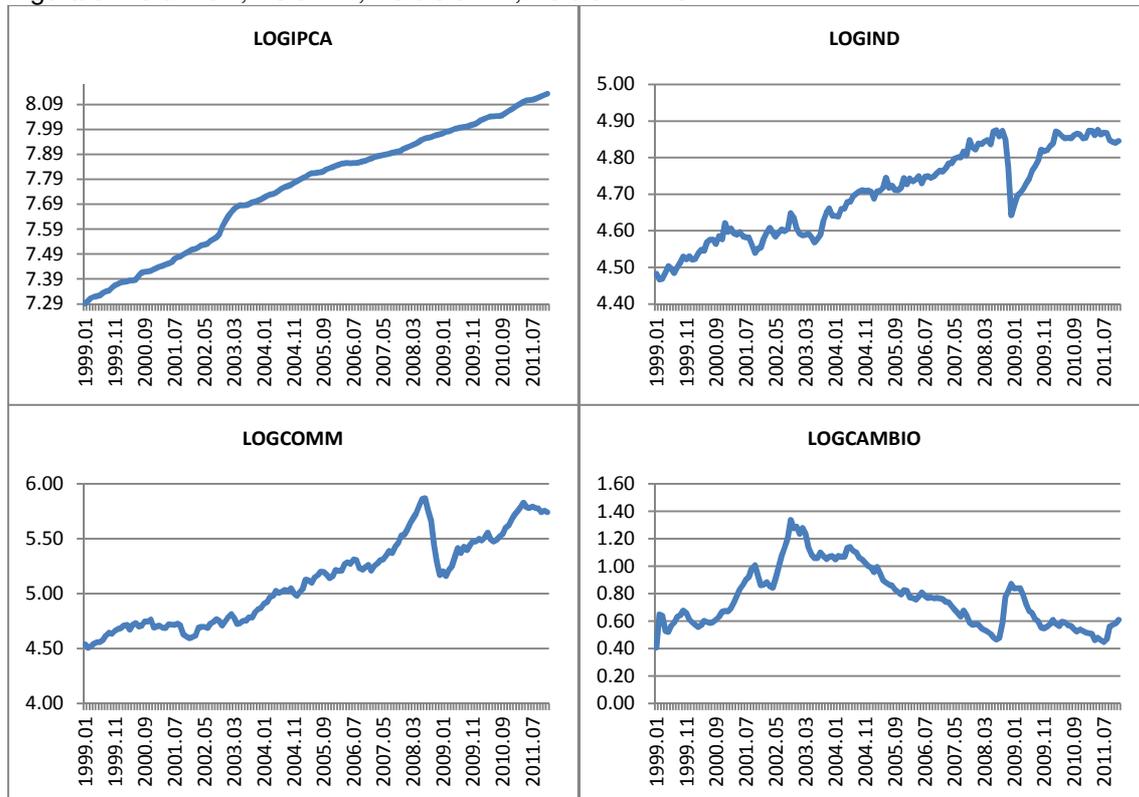
<sup>19</sup>Araújo e Modenesi (2010a)

carnes; iii) minerais iv) petróleo e derivados e v) matérias primas. (Nonnemberg e Lameiras, 2005)

Este índice portanto reflete as condições de oferta ao representar a estrutura de custos do setor produtivo. Isto é, uma elevação no preço das *commodities* é interpretada como representativa de um choque de oferta acarretando em pressões inflacionárias.

Todas as séries possuem periodicidade mensal e foram utilizadas em logaritmos nas estimações.

Figura 3: LOGIPCA, LOGIND, LOGCOMM, LOGCAMBIO



Fonte: Elaboração própria.

### 3.2. Incorporando Assimetria

Em um modelo autorregressivo com defasagens distribuídas (ARDL) uma variável  $y_t$  depende de suas próprias defasagens e de um vetor de variáveis  $X$  tanto contemporaneamente quanto de forma defasada. A equação (1) abaixo especifica um ARDL com uma única variável explicativa  $x_t$ .<sup>20</sup>

<sup>20</sup>Outras variáveis explicativas podem ser incluídas ao modelo acrescentando componentes  $\sum_{h=0}^r \beta_h z_{t-h}$

$$y_t = \sum_{j=1}^p \phi_j y_{t-j} + \sum_{i=0}^s \alpha_i x_{t-i} + u_t \quad (1)$$

O modelo (1) pode ser generalizado para incorporar assimetrias assumindo que  $x_t$  tem diferentes impactos sobre  $y_t$  caso seja positivo ou negativo.

$$y_t = \sum_{j=1}^p \phi_j y_{t-j} + \sum_{i=0}^s \alpha_i^+ x_{t-i}^+ + \sum_{l=0}^q \alpha_l^- x_{t-l}^- + u_t \quad (2)$$

Caso as séries sejam estacionárias o modelo ARDL pode ser consistentemente estimado por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Se as variáveis forem não-estacionárias I(1), porém o resíduo da regressão for I(0), pode-se explorar o conceito de cointegração de Engle e Granger (1987) em um Modelo de Correção de Erros (ECM) e é possível estimar o vetor cointegrante  $(1, -\theta)$  que permite captar as relações assimétricas de longo-prazo.<sup>21</sup>

$$\Delta y_t = \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta y_{t-j} + \sum_{i=0}^q \phi_i \Delta x_{t-i} + \lambda (y_{t-1} - \theta x_{t-1}) + u_t \quad (3)$$

Incorporando assimetria, de acordo com Shin *et al.* (2011):

$$\Delta y_t = \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta y_{t-j} + \sum_{i=0}^p \alpha_i^+ \Delta x_{t-i}^+ + \sum_{h=0}^p \alpha_h^- \Delta x_{t-h}^- + \lambda^+ (y_{t-1} - \theta^+ x_{t-1}^+) + \lambda^- (y_{t-1} - \theta^- x_{t-1}^-) + u_t \quad (4)$$

Caso exista uma relação de cointegração em (4) que não existe em (3), esta é conhecida como *hidden cointegration*. (Granger e Yoon, 2002 e Schorderet, 2004)

Um modelo de vetores autorregressivos  $VAR(p)$  na forma reduzida pode ser especificado na forma

$$Y_t = c_0 + \Phi_1 Y_{t-1} + \Phi_2 Y_{t-2} + \dots + \Phi_p Y_{t-p} + e_t \quad (5)$$

Onde:

$Y_t = (y_{1,t}, \dots, y_{K,t})'$  é um vetor  $K \times 1$  de variáveis,

---

<sup>21</sup>Caso as variáveis não cointegrem o procedimento normalmente utilizado na literatura é utilizar as séries na primeira diferença

$e_t = (e_{1,t}, \dots, e_{K,t})'$  um vetor  $K \times 1$  de termos de erro ruído branco de média zero com matriz de variância-covariância  $E(e_t, e_t') = \Sigma_e$ , isto é,  $e_t \sim (0, \Sigma_e)$

$\Phi_1, \dots, \Phi_p$  matrizes  $K \times K$  de coeficientes.

Cada elemento do vetor  $Y_t = (y_{1,t}, \dots, y_{K,t})'$ , é explicado em função de suas próprias defasagens e das defasagens de todos os outros componentes de  $Y_t$ .

Modelos VAR podem ser generalizados para incorporar assimetrias da mesma forma que suas especificações univariadas ADRL correspondentes. Todos, ou apenas alguns, elementos do vetor  $Y_t$  podem ser decompostos em valores negativos e positivos. (Frey e Manera, 2007)

$$Y_t = \Phi_1^+ Y_{t-1}^+ + \Phi_1^- Y_{t-1}^- + \dots + \Phi_q^+ Y_{t-p}^+ + \Phi_q^- Y_{t-p}^- + e_t \quad (6)$$

Da mesma forma, o conceito de cointegração pode ser explorado em um modelo de vetores com correção de erros (VEC).

As variáveis  $x_t^+$  e  $x_t^-$  podem ser construídas de duas formas: por variações cumulativas ou período-a-período.

i) Período-a-período

Utiliza-se uma *dummy* para representar variações positivas ou negativas de  $x$  em relação apenas ao período anterior.

$$\begin{cases} P_t = 1 \text{ se } \Delta x_t \geq 0 \\ 0, \text{ caso contrário} \end{cases} \quad e \quad \begin{cases} N_t = 1 \text{ se } \Delta x_t < 0 \\ 0, \text{ caso contrário} \end{cases}$$

De forma que:

$$x_t^+ = P_t \cdot x_t$$

$$x_t^- = N_t \cdot x_t$$

ii) Variações Cumulativas

Baseado na metodologia de Schorderet (2004) e Granger e Yoon (2002), uma série temporal pode ser decomposta da seguinte forma:  $x_t = x_0 + x_t^+ + x_t^-$ , onde

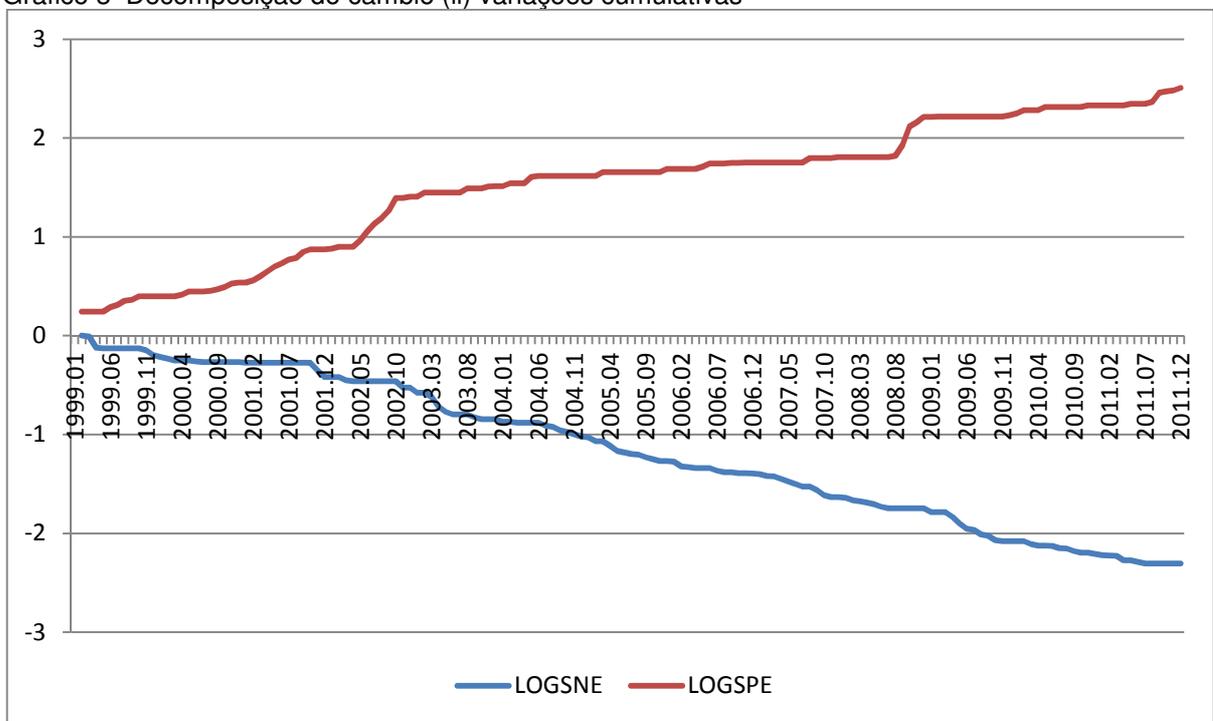
$$x_t^+ = \sum_{i=1}^t \theta_i (\Delta x_i) \quad ; \quad \begin{cases} \theta_i = 1 \text{ se } \Delta x_i \geq 0, \\ 0, \text{ caso contrário.} \end{cases}$$

$$x_t^- = \sum_{i=1}^t \theta_i^* (\Delta x_i) \quad ; \quad \begin{cases} \theta_i^* = 1 \text{ se } \Delta x_i < 0, \\ 0, \text{ caso contrário.} \end{cases}$$

De forma que seu valor em qualquer instante  $t$  seja igual ao seu valor inicial mais a soma de todas as suas variações positivas e negativas até  $t$ .

O gráfico abaixo mostra a decomposição da série da taxa de câmbio na soma das variações positivas acumuladas (*LOGSPE*) e na soma das variações negativas acumuladas (*LOGSNE*).

Gráfico 3 Decomposição do câmbio (ii) variações cumulativas



Fonte: Elaboração própria.

### 3.3. Teste de Raiz Unitária

Antes de realizar as estimações as deve-se testar as variáveis para presença de raiz unitária e definição da ordem de integração. Foram utilizados três testes de raiz unitária: o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Dickey-Fuller GLS (DF-GLS) e o teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS).

A hipótese nula dos testes ADF e DF-GLS é de presença de raiz unitária. Enquanto que a hipótese nula do teste KPSS é de que a série é estacionária  $I(0)$ .

As tabelas abaixo mostram os resultados dos testes.

Tabela 3: Teste de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

<b>Hipótese Nula: A série possui raiz unitária. Rejeita <math>H_0</math> se <math>t &lt; \tau</math></b>						
Variável	Termos	Estatística	p-valor	Valores Críticos		
				1%	5%	10%
<b>Nível</b>						
LOGIPCA	const, tend	-1.3584	0.8691	-4.0187	-3.4393	-3.1440
LOGIND	const, tend	-3.7538	0.0218	-4.0196	-3.4397	-3.1442
LOGCOMM	const, tend	-3.8660	0.0158	-4.0192	-3.4395	-3.1441
LOGCAMBIO	const	-1.4658	0.5484	-3.4731	-2.8802	-2.5768
LOGSPE	const, tend	-1.8820	0.6590	-4.0192	-3.4395	-3.1441
LOGSNE	const, tend	-2.3813	0.3878	-4.0192	-3.4395	-3.1441
<b>Primeira Diferença</b>						
D(LOGIPCA)	const	-5.8937	0.0000	-3.4731	-2.8802	-2.5768
D(LOGIND)	const	-9.9867	0.0000	-3.4746	-2.8809	-2.5771
D(LOGCOMM)	const	-8.2812	0.0000	-3.4731	-2.8802	-2.5768
D(LOGCAMBIO)	const	-10.0599	0.0000	-3.4731	-2.8802	-2.5768
D(LOGSPE)	const	-7.5548	0.0000	-3.4734	-2.8803	-2.5769
D(LOGSNE)	const	-9.9168	0.0000	-3.4734	-2.8803	-2.5769

A escolha do número defasagens foi feita automaticamente pelo Eviews com base no critério de informação de Schwartz

Fonte: Elaboração própria

Tabela 4: Teste de Raiz Unitária Dickey-Fuller-GLS (DF-GLS)

<b>Hipótese Nula: A série possui raiz unitária. Rejeita <math>H_0</math> se <math>t &lt; \tau</math></b>					
Variável	Termos	Estatística	Valores Críticos		
			1%	5%	10%
Nível					
LOGIPCA	const, tend	-1.0153	-3.5152	-2.9760	-2.6860
LOGIND	const, tend	-3.0059	-3.5176	-2.9780	-2.6880
LOGCOMM	const, tend	-3.8167	-3.5164	-2.9770	-2.6870
LOGCAMBIO	const	-1.0789	-2.5801	-1.9429	-1.6153
LOGSPE	const, tend	-1.4710	-3.5164	-2.9770	-2.6870
LOGSNE	const, tend	-2.1694	-3.5164	-2.9770	-2.6870
Primeira Diferença					
D(LOGIPCA)	const	-4.1279	-2.5801	-1.9429	-1.6153
D(LOGIND)	const	-6.6692	-2.5803	-1.9429	-1.6153
D(LOGCOMM)	const	-4.2605	-2.5802	-1.9429	-1.6153
D(LOGCAMBIO)	const	-0.7842	-2.5804	-1.9430	-1.6153
D(LOGSPE)	const	-6.9082	-2.5802	-1.9429	-1.6153
D(LOGSNE)	const	-9.5051	-2.5802	-1.9429	-1.6153

A escolha do número defasagens foi feita automaticamente pelo Eviews com base no critério de informação de Schwartz

Fonte: Elaboração própria

Tabela 5: Teste de Raiz Unitária Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)

<b>Hipótese Nula: A série é estacionária. Rejeita <math>H_0</math> se <math>n &gt; \eta</math></b>					
Variável	Termos	Estatística	Valores Críticos		
			1%	5%	10%
Nível					
LOGIPCA	const, tend	0.3361	0.2160	0.1460	0.1190
LOGIND	const, tend	0.0729	0.2160	0.1460	0.1190
LOGCOMM	const, tend	0.0900	0.2160	0.1460	0.1190
LOGCAMBIO	const	0.4955	0.7390	0.4630	0.3470
LOGSPE	const, tend	0.2588	0.2160	0.1460	0.1190
LOGSNE	const, tend	0.1419	0.2160	0.1460	0.1190
Primeira Diferença					
D(LOGIPCA)	const	0.4179	0.7390	0.4630	0.3470
D(LOGIND)	const	0.1257	0.7390	0.4630	0.3470
D(LOGCOMM)	const	0.0299	0.7390	0.4630	0.3470
D(LOGCAMBIO)	const	0.2490	0.7390	0.4630	0.3470
D(LOGSPE)	const	0.1859	0.7390	0.4630	0.3470
D(LOGSNE)	const	0.0680	0.7390	0.4630	0.3470

Fonte: Elaboração própria

A interpretação dos testes de raiz unitária com relação à ordem de integração das variáveis está resumida na tabela abaixo:

Tabela 6: Ordem de Integração das Variáveis

Variável	ADF	ADF-GLS	KPSS
LOGIPCA	I(1)	I(1)	I(1) ou I(2)*
LOGIND	I(0)** ou I(1)	I(0)** ou I(1)	I(0)
LOGCOMM	I(0)	I(0)	I(0)
LOGCAMBIO	I(1)	I(1)	I(0) ou I(1)**
LOGSPE	I(1)	I(1)	I(1)
LOGSNE	I(1)	I(1)	I(0) ou I(1)*

Resultados a 1%, \*\* a 5% e \* a 10% ;  
Fonte: Elaboração própria

Portanto, serão consideradas as seguintes ordem de integração: *LOGIPCA*, *LOGCAMBIO*, *LOGSPE* e *LOGSNE* como I(1) e *LOGIND* e *LOGCOMM* como I(0).

### 3.4.Cálculo do repasse

O cálculo do repasse cambial é realizado a partir das funções de impulso resposta estimadas pelo VAR de acordo com a equação (7) abaixo, conforme sugerido por McCarthy (2000) e estimado para o Brasil por Belaisch (2003), Squeff (2009), Araújo e Modenesi (2010a) e Souza e Alves (2011).

$$RC_{t,t+j} = \left( \frac{\sum \Delta P_{t,t+j}}{\sum \Delta E_{t,t+j}} \right) \cdot 100 \quad (7)$$

Onde *P* é o índice de preços e *E* a taxa de câmbio.

O repasse cambial é calculado após um choque na variável *DLOGCAMBIO* no modelo simétrico (ou em *DLOGSNE* para calcular o repasse após uma apreciação ou *DLOGSPE* após depreciação no modelo que incorpora assimetrias) dividindo a variação acumulada de *LOGIPCA* após *j* meses pela variação acumulada de *LOGCAMBIO* (ou de *LOGSNE* + *LOGSPE*) após *j* meses. Para que o resultado represente um percentual, multiplica-se por 100.

### 3.5. Modelo VAR

#### 3.5.1 Decomposição do câmbio em apreciações e depreciações.

Os testes de raiz unitária referentes às variáveis *LOGCAMBIO* e *LOGIPCA* indicaram presença de raiz unitária e portanto a não estacionariedade dessas séries. Por construção as variáveis *LOGSNPE* e *LOGSPE* também não são estacionárias.

Um modelo *VAR* incorporando assimetrias a partir do método (ii) de decomposição do câmbio por variações cumulativas utilizaria estas variáveis *I(1)* no nível e poderia ser não estacionário. Foi estimado um *VAR* com essas variáveis e de fato, o modelo apresentou um autovalor igual a 1, caracterizando portanto um sistema não estacionário. O repasse cambial estimado a partir desse modelo possui uma característica explosiva ao longo do tempo.

Decidiu-se portanto utilizar o método (i) de decomposição do câmbio período-a-período a partir da utilização das *dummies*:

$$\begin{cases} P_t = 1 \text{ se } \Delta \text{LOGCAMBIO}_t \geq 0 \\ 0, \text{ caso contrário} \end{cases} \quad \text{e} \quad \begin{cases} N_t = 1 \text{ se } \Delta \text{LOGCAMBIO}_t < 0 \\ 0, \text{ caso contrário} \end{cases}$$

Ou seja, se no período  $t$  o câmbio apreciou ( $\text{LOGCAMBIO}_t < \text{LOGCAMBIO}_{t-1}$ ) em relação ao período anterior então  $P_t$  assume valor 0 e  $N_t$  valor 1. Caso o câmbio tenha depreciado ( $\text{LOGCAMBIO}_t \geq \text{LOGCAMBIO}_{t-1}$ ) em  $t$  em relação ao período anterior então  $P_t$  assume valor 1 e  $N_t$  valor 0.

Para assegurar a estabilidade do modelo *VAR* utilizou-se então as variáveis *LOGIPCA* e *LOGCAMBIO* em primeira diferença, sendo estas estacionárias.

*DLOGIPCA*, a primeira diferença de *LOGIPCA* equivale à taxa de crescimento do IPCA e, portanto à taxa de inflação.

As variáveis *dummies*  $P_t$  e  $N_t$  foram multiplicadas à *DLOGCAMBIO* para representar as séries de depreciação e apreciação cambial. Como estas equivalem à primeira diferença das variáveis cumulativas *LOGSPE* e *LOGSNE* serão denotadas da seguinte forma:

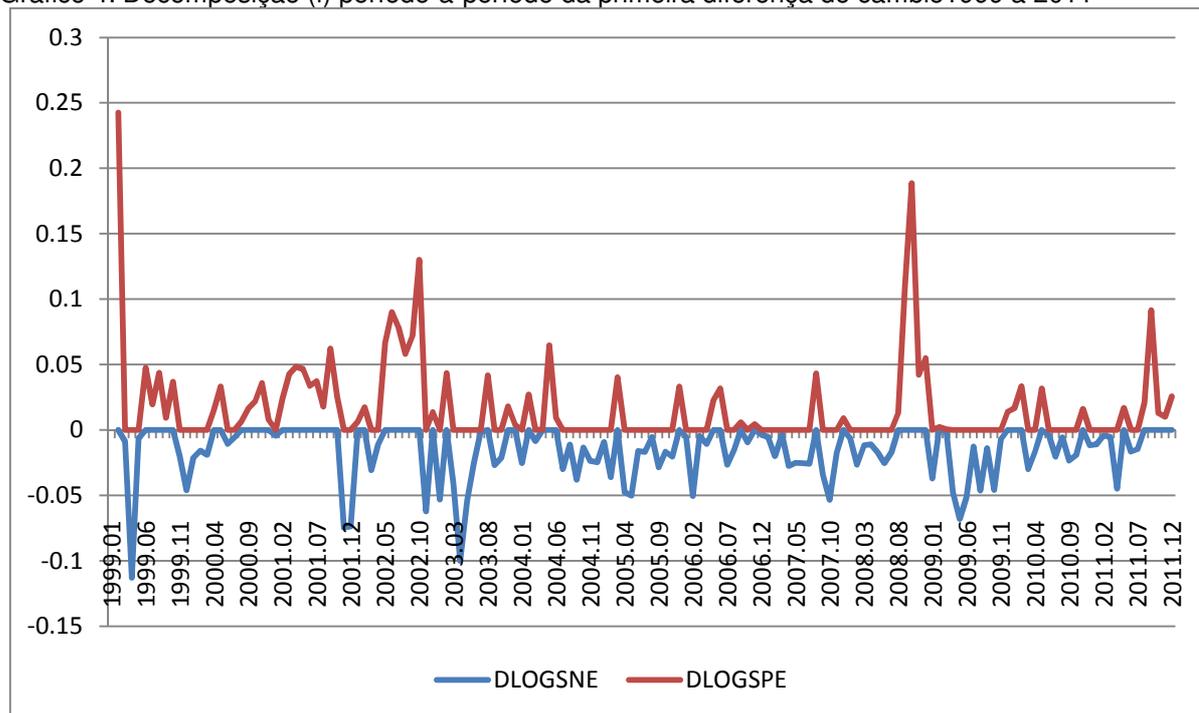
$$DLOGSPE = P_t \cdot DLOGCAMBIO$$

$$DLOGSNE = N_t \cdot DLOGCAMBIO$$

Ou seja, caso o câmbio tenha apreciado no período  $t$  em relação ao período anterior, ( $P_t = 0; N_t = 1$ ),  $DLOGSPE$  será zero e  $DLOGSNE$  assumirá o valor da variação (negativa) da taxa câmbio em relação ao período anterior.

O inverso ocorrerá em caso de depreciação do câmbio ( $P_t = 1; N_t = 0$ ).  $DLOGSPE$  assumirá o valor da variação (positiva) da taxa câmbio em relação ao período anterior e  $DLOGSNE$  será zero. O Gráfico 4 abaixo mostra as duas séries:

Gráfico 4: Decomposição (i) período-a-período da primeira diferença do câmbio 1999 a 2011



Fonte: Elaboração própria.

Em todo o período ocorreram 90 episódios de apreciações e 65 de depreciações.

### 3.5.2. Estimação

Na forma estrutural de um modelo  $VAR(p)$ , cada uma das variáveis

$Y_t = (y_1 = DLOGSNE, y_2 = DLOGSPE, y_3 = LOGCOMM, y_4 = LOGIND, y_5 = DLOGIPCA)'$  é determinada pelas outras variáveis contemporaneamente (no mesmo  $t$ ), pelas suas próprias defasagens e pelas defasagens das demais variáveis.

$$\begin{bmatrix} a_{11} & \dots & a_{15} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{51} & \dots & a_{55} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t} \\ \vdots \\ y_{5,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} v_{01} \\ \vdots \\ v_{05} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11}^1 & \dots & b_{15}^1 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ b_{51}^1 & \dots & b_{55}^1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ \vdots \\ y_{5,t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} b_{11}^p & \dots & b_{15}^p \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ b_{51}^p & \dots & b_{55}^p \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-p} \\ \vdots \\ y_{5,t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & \dots & b_{15} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ b_{51} & \dots & b_{55} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{1,t} \\ \vdots \\ u_{5,t} \end{bmatrix}$$

$$\Rightarrow AY_t = v_0 + B_1Y_{t-1} + \dots + B_pY_{t-p} + Bu_t \quad (8)$$

A matriz  $A$  estabelece os coeficientes das relações contemporâneas,  $u_t$  é o vetor de erros estruturais, ruído branco com matriz de variância-covariância  $E(u_t, u_t') = \Sigma_u$ . Os erros estruturais são por definição não correlacionados de forma que a matriz  $\Sigma_u$  é diagonal.

Para estimar o modelo é necessário deduzir a sua forma reduzida, expressando  $Y_t$  em função apenas de seus valores defasados  $Y_{t-1}$ , para isso é necessário pré-multiplicar ambos os lados da forma estrutural na equação (8) por  $A^{-1}$ :

$$A^{-1}AY_t = A^{-1}v_0 + A^{-1}B_1Y_{t-1} + \dots + A^{-1}B_pY_{t-p} + A^{-1}Bu_t \quad (9)$$

De forma a obter o VAR em sua forma reduzida como na equação (5):

$$Y_t = c_0 + \Phi_1Y_{t-1} + \Phi_2Y_{t-2} + \dots + \Phi_pY_{t-p} + e_t$$

onde:

$$c_0 = A^{-1}v_0$$

$$\Phi_i = A^{-1}B_i$$

$$Ae_t = Bu_t$$

A forma reduzida do VAR permite estimar consistentemente os parâmetros  $c_0$ ,  $\Phi_i$ ,  $e_t$  por mínimos quadrados ordinários (MQO). Entretanto, o interesse está em analisar como o vetor  $Y_t$  responde aos choques estruturais  $u_t$ . A questão é: como recuperar os elementos da matriz  $A$  da forma estrutural a partir dos parâmetros estimados na forma reduzida para que se possa reconstruir a matriz  $Bu_t$  a partir de  $Ae_t = Bu_t$  e as matrizes  $B_i$  a partir de  $\Phi_i = A^{-1}B_i$ ?

Por construção  $Ae_t = Bu_t$ , portanto a variância de  $e_t$  é:

$$E(e_t e_t') = A^{-1}E(u_t u_t')A^{-1}$$

$$\Sigma_e = A^{-1}\Sigma_u A^{-1}$$

Como  $\Sigma_e$  pode ser estimado consistentemente por MQO através da forma reduzida é portanto considerado como dado. Este sistema de equações lineares pode então ser resolvido desde que o número de parâmetros desconhecidos não exceda o número de equações. Para tal

é necessário impor restrições em determinados elementos de  $A$ , a forma mais comum de restrições é impor que alguns elementos  $a_{ij}$  sejam iguais à zero.<sup>22</sup>

$$\begin{bmatrix} 1 & a_{12} & a_{13} & a_{14} & a_{15} \\ a_{21} & 1 & a_{23} & a_{24} & a_{25} \\ a_{31} & a_{32} & 1 & a_{34} & a_{35} \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & a_{45} \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{SNE} \\ e_{SPE} \\ e_{COMM} \\ e_{IND} \\ e_{IPCA} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b_{55} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{SNE} \\ u_{SPE} \\ u_{COMM} \\ u_{IND} \\ u_{IPCA} \end{bmatrix}$$

Uma forma de recuperar as inovações estruturais a partir das inovações da forma reduzida é ortogonalizar os erros da forma reduzida através da decomposição de Cholesky definindo uma matriz triangular inferior  $P$  tal que  $\Sigma_e = PP'$ . Entretanto este método é apropriado apenas se a estrutura incorporada em  $P$  possa ser justificada através da teoria econômica, pois é imposta uma determinada cadeia de causalidades de acordo com a ordenação das variáveis, sendo a primeira a mais exógena até por último a variável que é mais afetada pelas demais.

Como não há um motivo teórico para ordenar apreciações e depreciações do câmbio, o modelo foi estimado de duas formas utilizando a decomposição de Cholesky, com as ordenações e estruturas de erros apresentadas abaixo em Cholesky B e C. Cholesky A é uma estimação simétrica sem decomposição da variável  $DLOGCAMBIO$ <sup>23</sup>:

É possível ainda estimar um modelo estrutural (SVAR) impondo restrições do tipo  $a_{ij} = 0$  à matriz  $A$ . Foi estimado um modelo similar aos modelos Cholesky B e C apresentados anteriormente, porém considerando que as variáveis  $LOGSPE$  e  $LOGSNE$  não se afetam contemporaneamente.

Modelo Cholesky A (Simétrico):  $DLOGCAMBIO$ ,  $LOGCOMM$ ,  $LOGIND$  e  $DLOGIPCA$ .

$$\begin{aligned} e_{CAMBIO} &= b_{11}u_{CAMBIO} \\ a_{21}e_{CAMBIO} + e_{COMM} &= b_{22}u_{COMM} \\ a_{31}e_{CAMBIO} + a_{32}e_{COMM} + e_{IND} &= b_{33}u_{IND} \\ a_{41}e_{CAMBIO} + a_{42}e_{COMM} + a_{43}e_{IND} + e_{IPCA} &= b_{44}u_{IPCA} \end{aligned}$$

<sup>22</sup> É necessário impor  $K(K + 1)/2$  restrições nas matrizes  $(K \times K)$   $A$  e  $B$  para satisfazer a condição de ordem para identificação exata. A condição de ordem é necessária, porém pode não ser suficiente se as condições de posto não forem satisfeitas. Rubio-Ramirez *et al.* (2010) discute essas condições de posto.

<sup>23</sup> Os coeficientes  $a_{ii}$  são considerados iguais a 1.

Modelo Cholesky B: *DLOGSNE, DLOGSPE, LOGCOMM, LOGIND e DLOGIPCA*.

$$e_{SNE} = b_{11}u_{SNE}$$

$$a_{21}e_{SNE} + e_{SPE} = b_{22}u_{SPE}$$

$$a_{31}e_{SNE} + a_{32}e_{SPE} + e_{COMM} = b_{33}u_{COMM}$$

$$a_{41}e_{SNE} + a_{42}e_{SPE} + a_{43}e_{COMM} + e_{IND} = b_{44}u_{IND}$$

$$a_{51}e_{SNE} + a_{52}e_{SPE} + a_{53}e_{COMM} + a_{54}e_{IND} + e_{IPCA} = b_{55}u_{IPCA}$$

Modelo Cholesky C: *DLOGSPE, DLOGSNE, LOGCOMM, LOGIND e DLOGIPCA*.

$$e_{SNE}a_{12} + e_{SPE} = b_{11}u_{SNE}$$

$$e_{SPE} = b_{22}u_{SPE}$$

$$a_{31}e_{SPE} + a_{32}e_{SNE} + e_{COMM} = b_{33}u_{COMM}$$

$$a_{41}e_{SPE} + a_{42}e_{SNE} + a_{43}e_{COMM} + e_{IND} = b_{44}u_{IND}$$

$$a_{51}e_{SPE} + a_{52}e_{SNE} + a_{53}e_{COMM} + a_{54}e_{IND} + e_{IPCA} = b_{55}u_{IPCA}$$

Modelo SVAR A:

$$e_{SNE} = b_{11}u_{SNE}$$

$$e_{SPE} = b_{22}u_{SPE}$$

$$a_{31}e_{SNE} + a_{32}e_{SPE} + e_{COMM} = b_{33}u_{COMM}$$

$$a_{41}e_{SNE} + a_{42}e_{SPE} + a_{43}e_{COMM} + e_{IND} = b_{44}u_{IND}$$

$$a_{51}e_{SNE} + a_{52}e_{SPE} + a_{53}e_{COMM} + a_{54}e_{IND} + e_{IPCA} = b_{55}u_{IPCA}$$

Para determinar o número de defasagens das variáveis a serem incluídas no modelo foram realizados os usuais testes de seleção de defasagens do sistema VAR (anexo), que indicaram a inclusão de duas defasagens. Entretanto, a estimação do modelo com duas defasagens apresentou autocorrelação serial. Acrescentou-se portanto mais uma defasagem ao modelo. O modelo VAR com três defasagens não apresentou autocorrelação serial a 5% de acordo com o teste dos multiplicadores de lagrange de Breusch-Godfrey (anexo) . De qualquer forma, os resultados encontrados estimando-se VAR(3) e VAR(2) são muito similares. Todos os resultados apresentados abaixo foram estimados com 3 defasagens.

Tabela 7: Repasse Cambial – Modelos Cholesky A, B e C

Meses	Modelo Cholesky A	Modelo Cholesky B		Modelo Cholesky C	
		Apreciação	Depreciação	Apreciação	Depreciação
1	-1.38%	-1.90%	-0.34%	-2.79%	-0.92%
2	-0.04%	-1.09%	1.78%	-2.63%	0.67%
3	1.78%	0.75%	3.10%	-0.45%	2.18%
4	3.12%	1.74%	5.28%	0.00%	3.86%
5	4.05%	2.38%	7.13%	0.04%	5.23%
6	4.77%	3.01%	8.71%	0.34%	6.39%
7	5.28%	3.50%	9.90%	0.58%	7.26%
8	5.62%	3.84%	10.67%	0.72%	7.85%
9	5.84%	4.11%	11.12%	0.91%	8.23%
10	5.99%	4.33%	11.37%	1.10%	8.47%
11	6.11%	4.50%	11.51%	1.25%	8.63%
<b>12</b>	<b>6.20%</b>	<b>4.64%</b>	<b>11.60%</b>	<b>1.39%</b>	<b>8.75%</b>

Fonte: Elaboração própria

Tabela 8: Repasse Cambial – Modelo SVAR A

Meses	Modelo SVAR A	
	Apreciação	Depreciação
1	-2.79%	-0.34%
2	-2.63%	1.78%
3	-0.45%	3.10%
4	0.00%	5.28%
5	0.04%	7.13%
6	0.34%	8.71%
7	0.57%	9.90%
8	0.72%	10.67%
9	0.92%	11.12%
10	1.10%	11.37%
11	1.26%	11.51%
<b>12</b>	<b>1.39%</b>	<b>11.60%</b>

Fonte: Elaboração própria

A imposição de diferentes ordenações das variáveis a serem utilizadas na decomposição de Cholesky irá resultar em diferentes funções de impulso-resposta dependendo da magnitude da correlação entre os erros da forma reduzida  $e$ . Apenas se todas as correlações entre os erros forem zero as funções de impulso-resposta serão as mesmas independente da ordenação. Segundo Enders (2008) uma boa “regra de bolso” para saber se modificações na ordenação das variáveis serão significativas é verificar as correlações entre os erros ( $\rho_{ij}$ ). Caso  $|\rho_{ij}| > 0,2$  então as modificações nas ordenações resultarão em funções de impulso resposta diferentes.

A matriz de variância-covariância dos resíduos (anexo) estimados através do VAR na forma reduzida apresenta uma correlação em valores absolutos maior que 0,2 apenas entre *DLOGSNE* e *DLOGSPE* (0,42) e entre *DLOGSPE* e *LOGCOMM* (- 0,26).

Outras estimações com diferentes ordenações são apresentadas no anexo, entre elas uma similar ao modelo estimado acima, porém com *LOGCOMM* precedendo *DLOGSPE*. Também foi sempre estimado além da decomposição de Cholesky, um modelo SVAR equivalente com imposição de  $a_{21}$  e  $a_{12}$  iguais a zero.

Todos os resultados encontrados indicam presença de assimetria no repasse cambial. De forma geral os resultados obtidos indicam um repasse cambial de depreciações entre 8 e 13% e de apreciações entre 1 e 4%.

### **3.6.Cointegração**

Dada a evidência apresentada na seção 3.3 de que as séries *LOGIPCA* e *LOGCAMBIO* possuem raiz unitária é possível verificar se existe uma relação de cointegração entre elas.

Isto é, as variáveis são não-estacionárias e portanto possuem uma tendência estocástica. Se essa tendência estocástica for comum entre elas é possível que existam combinações lineares dessas variáveis que sejam  $I(0)$ . Neste caso diz-se que as variáveis são cointegradas e que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas. (LUTKEPOHL, 2005)

Os testes empregados foram os testes de cointegração do traço e do máximo autovalor de Johansen. Sendo  $r$  o número de vetores de cointegração.

As hipóteses dos testes são:

Traço	Máximo Autovalor
$H_0: r = r^*$	$H_0: r = r^*$
$H_1: r > r^*$	$H_1: r = r^* + 1$

Tabela 9: Teste de cointegração entre *LOGIPCA* e *LOGCAMBIO*

Estatística do Traço				
$r$	Autovalor	$\lambda_{tr}$	Valor Crítico a 5%	p-valor
$r = 0$	0.040780	8.394373	15.49471	0.4242
$r = 1$	0.012791	1.982596	3.841466	0.1591
Estatística do Máximo Autovalor				
	Autovalor	LR	Valor Crítico a 5%	p-valor
$r = 0$	0.040780	6.411777	14.26460	0.5610
$r = 1$	0.012791	1.982596	3.841466	0.1591

Resultados para estimação com constante e 1 defasagem. O resultado se mantém com tendência linear e constante e com 2, 3 e 4 defasagens.

Fonte: Elaboração própria

Não se pode rejeitar a hipótese nula de que  $r = 0$  em nenhum dos dois testes. Isto é, não há evidência de cointegração entre as variáveis *LOGIPCA* e *LOGCAMBIO*.

Entretanto, conforme descrito na seção 3.2. pode existir uma relação de cointegração entre a variável *LOGCAMBIO* decomposta pelo método das variações cumulativas *LOGSPE* e *LOGSNE* e a variável *LOGIPCA* que não existe entre as variáveis *LOGCAMBIO* e *LOGIPCA*. Caso isso ocorra diz-se que existe uma *hidden cointegration*. (Granger e Yoon, 2002 e Schorderet, 2004).

A tabela 10 abaixo mostra o resultado do teste de cointegração entre *LOGIPCA*, *LOGSNE* e *LOGSPE*.

Tabela 10: Teste de cointegração entre *LOGIPCA*, *LOGSNE* e *LOGSPE*

<b>Estatística do Traço</b>				
<i>r</i>	Autovalor	$\lambda_{tr}$	Valor Crítico a 5%	p-valor
<i>r</i> = 0*	0.205717	45.16637	29.79707	0.0004
<i>r</i> = 1	0.063302	10.61908	15.49471	0.2360
<i>r</i> = 2	0.005385	0.809910	3.841466	0.3681

<b>Estatística do Máximo Autovalor</b>				
	Autovalor	LR	Valor Crítico a 5%	p-valor
<i>r</i> = 0*	0.205717	34.54730	21.13162	0.0004
<i>r</i> = 1	0.063302	9.809165	14.26460	0.2248
<i>r</i> = 2	0.005385	0.809910	3.841466	0.3681

Resultados para estimação com constante e 1 defasagem. O resultado se mantém com tendência linear e constante e com 2, 3 e 4 defasagens

Fonte: Elaboração própria

O resultado do teste aponta a presença de 1 vetor de cointegração entre as variáveis *LOGIPCA*, *LOGSNE* e *LOGSPE*.

Com a indicação de da existência de um vetor de cointegração entre as variáveis podemos então estimar um modelo de vetores autorregressivos com correção de erros (VEC) da seguinte forma:

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_p \Delta Y_{t-p} + BZ_t + u_t \quad (10)$$

Onde a relação de longo prazo é dada pelo vetor de variáveis endógenas  $\Pi Y_{t-1}$ , os fatores de curto prazo por  $\Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_p \Delta Y_{t-p}$  sendo *p* o número de defasagens do modelo e  $Z_t$  é um vetor de variáveis exógenas.

A tabela abaixo mostra o resultado do vetor de cointegração estimado para o modelo (10) com  $Y = [LOGIPCA, LOGSPE, LOGSNE]'$  e  $Z = [LOGCOMM \text{ e } LOGIND]'$ .

As estimativas correspondem aos componentes do vetor  $(1, -c, -\beta_1, -\beta_2)$  da relação de longo prazo:

$$LOGIPCA_t = c + \beta_1 LOGSPE_t + \beta_2 LOGSNE_t \quad (11)$$

:  
Tabela 11: Vetor de cointegração. *LOGIPCA*, *LOGSPE*, e *LOGSNE*

Vetor de Cointegração			
<i>LOGIPCA</i> (-1)	<i>LOGSPE</i> (-1)	<i>LOGSNE</i> (-1)	C
1	<b>-0.28445</b>	<b>-0.008015</b>	<b>-7.337518</b>
	(0.01560)	(0.02175)	
	[-18.2291]	[-0.36845]	

Estimado com constante e 2 defasagens. Erros padrão em () e estatísticas t em []

Fonte: Elaboração própria.

O resultado apresenta uma relação de longo prazo entre *LOGSPE* e *LOGIPCA* positiva ( $\hat{\beta}_1 = 0,28$ ) conforme o esperado. Entretanto, o coeficiente estimado para os efeitos de *LOGSNE* sobre *LOGIPCA* não é estatisticamente diferente de zero<sup>24</sup> indicando que talvez não haja uma relação de longo prazo entre o IPCA e as apreciações no câmbio.

Investigou-se portanto a existência de relação de cointegração separadamente entre *LOGIPCA* e *LOGSNE* e entre *LOGIPCA* e *LOGSPE*.

As tabelas abaixo mostram os resultados dos testes de cointegração de Johansen

Tabela 12: Teste de cointegração entre *LOGIPCA*, *LOGSNE*

Estatística do Traço				
<i>r</i>	Autovalor	$\lambda_{tr}$	Valor Crítico a 5%	p-valor
<i>r</i> = 0	0.048526	7.466808	15.49471	0.524
<i>r</i> = 1	3.59E-05	0.005386	3.841466	0.9408
Estatística do Máximo Autovalor				
	Autovalor	LR	Valor Crítico a 5%	p-valor
<i>r</i> = 0	0.048526	7.461422	14.2646	0.4361
<i>r</i> = 1	3.59E-05	0.005386	3.841466	0.9408

Resultados para estimação com constante e 1 defasagem. O resultado se mantém com tendência linear e constante e com 2, 3 e 4 defasagens

Fonte: Elaboração própria

<sup>24</sup>A estatística *t* referente a  $\hat{\beta}_2$  é menor que a estatística *t* crítica a 5%: (0,02) < (1,97)

Tabela 13: Teste de cointegração entre *LOGIPCA*, e *LOGSPE*

<b>Estatística do Traço</b>				
<i>r</i>	Autovalor	$\lambda_{tr}$	Valor Crítico a 5%	p-valor
$r = 0^*$	0.223245	38.70041	15.49471	0.0000
$r = 1$	0.001976	0.300578	3.841466	0.5835

<b>Estatística do Máximo Autovalor</b>				
	Autovalor	LR	Valor Crítico a 5%	p-valor
$r = 0^*$	0.223245	38.39983	14.2646	0.0000
$r = 1$	0.001976	0.300578	3.841466	0.5835

Resultados para estimação com constante e 1 defasagem. O resultado se mantém com tendência linear e constante e com 2, 3 e 4 defasagens

Fonte: Elaboração própria

Conforme esperado os resultados indicam a existência de um vetor de cointegração entre *LOGIPCA* e *LOGSPE* e que não existe vetor de cointegração entre *LOGIPCA* e *LOGSNE*.

A tabela abaixo mostra o vetor de cointegração estimado do modelo VEC da equação (9) com  $Y = [LOGIPCA, LOGSPE]'$  e  $Z = [LOGCOMM, LOGIND, DLOGSNE]'$ .<sup>25</sup>

As estimativas correspondem ao componentes do vetor  $(1, -c, -\beta_1)$  da relação de longo prazo:

$$LOGIPCA_t = c + \beta_1 LOGSPE_t \quad (11)$$

Tabela 14: : Vetor de cointegração. *LOGIPCA* e *LOGSPE*

<b>Vetor de Cointegração</b>		
<b>LOGIPCA(-1)</b>	<b>LOGSPE(-1)</b>	<b>C</b>
1.000000	-0.278987	-7.336558
	(0.01577)	
	[-17.6947]	

Estimado com constante e 2 defasagens. Erros padrão em () e estatísticas t em []

Fonte: Elaboração própria

O resultado das estimações de cointegração mostram evidências da existência de assimetria no repasse cambial. Os resultados indicam a existência de uma relação de longo prazo positiva entre o IPCA e as depreciações da taxa de câmbio conforme o esperado. Enquanto que os resultados indicam que não existe uma relação de longo prazo entre o IPCA e apreciações da taxa de câmbio.

<sup>25</sup> O modelo foi estimado também com o vetor Z na forma  $Z = [LOGCOMM, LOGIND, LOGSNE]'$  e  $Z = [LOGCOMM, LOGIND]'$ . Os resultados não diferiram significativamente.

## CONCLUSÃO

Esta dissertação se propôs a buscar evidências de que o repasse cambial da taxa de câmbio para a inflação no Brasil no período após a liberalização do câmbio e adoção do regime de metas de inflação é assimétrica.

A magnitude do resultado das estimações do modelo VAR simétrico estão de acordo com os resultados encontrados pela literatura analisada, corroborando a hipótese de que o repasse cambial vem se reduzindo desde a implantação do regime de metas de inflação.

As estimações que buscaram captar assimetria partir da decomposição da taxa de câmbio período-a-período indicaram evidências de que o repasse cambial no Brasil no período analisado possui comportamento assimétrico.

Embora a estimação de um modelo VAR exija a imposição de restrições, seja de uma cadeia de causalidade quando utilizada a decomposição de Cholesky, seja de imposição de relações contemporâneas nulas quando estimado um VAR estrutural os modelos estimados apresentaram resultados semelhantes. Em geral a estimação do repasse após depreciação foi de 8 a 13% enquanto que o repasse após apreciações foi de 1 a 4%.

Desta forma, como a taxa de câmbio apresentou uma tendência contínua de valorização a partir de 2003, com exceção do período da crise internacional de junho de 2008 a fevereiro de 2009, é possível que estimações do repasse cambial simétricas que incluam períodos com mais apreciações encontrem repasses cambiais menores devido ao menor impacto sobre a inflação de apreciações da taxa de câmbio. Por outro lado, como de fato não se observou uma aceleração inflacionária após a desvalorização do final de 2008 como a ocorrida em 2002 é possível que, mesmo considerando a assimetria no repasse cambial, a magnitude do repasse de depreciações tenha se reduzido ao longo do tempo. São necessárias novas análises do comportamento do repasse ao longo do tempo em um modelo que incorpore assimetria controlando pelos demais determinantes da inflação.

A análise de cointegração, isto é, de uma relação de longo prazo entre o câmbio e o IPCA, também aponta para evidências de assimetria no repasse cambial. Embora não exista uma relação de cointegração entre a taxa de câmbio e o IPCA, quando a taxa de câmbio foi decomposta através de variações cumulativas encontrou-se uma relação de cointegração entre as variações positivas do câmbio e o IPCA. Isto é, pode-se inferir que depreciações tem uma influência sobre o IPCA no longo prazo que não existe para apreciações. Este resultado corrobora os resultados do modelo VAR.

As duas análises apontam, portanto para a presença de assimetria no repasse cambial para a inflação no Brasil para o período analisado.

Portanto, mesmo que a taxa de câmbio possua um comportamento em que apreciações e depreciações se anulem ao longo do tempo, como existem evidências de que o repasse cambial é assimétrico e os impactos de depreciações são transmitidos em maior magnitude aos preços do que de apreciações, a volatilidade da taxa de câmbio terá um impacto positivo sobre os preços ao consumidor.

## REFERÊNCIAS

- Alvarez R., Jaramillo P., e Selaive J. (2008). “Exchange Rate Pass-through into Import Prices: The Case of Chile”, Working Paper No. 465, Central Bank of Chile
- Araújo, E. e Modenesi, A. (2010a). “A Importância do Setor Externo na Evolução do IPCA (1999-2010): uma análise com base em um modelo SVAR”. In: XXXVIII Encontro Nacional de Economia (ANPEC), Salvador (BA).
- Araújo, E. e Modenesi, A. (2010b) “Custos e benefícios do controle inflacionário no Brasil (2000-2008): uma análise empírica do mecanismo de transmissão da política monetária com base em um modelo VAR.” In: XXXVIII Encontro Nacional de Economia (ANPEC), Salvador (BA).
- Arestis, P. e Milberg, W. (1993) “Degree of Monopoly, Pricing and Flexible Exchange Rates” *Journal of Post Keynesian Economics*, vol 16.
- Ball, L. (1999) “Policy rules for Open Economies”. NBER Working Paper Series, n. 6.760.
- Ball, L. (2000) “Policy rules and external shocks” NBER Working Paper Series, n. 7.910.
- Ball, L. e Mankiw, G. (1994). “Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations” *The Economic Journal*, 104(March), 247-261.
- Banco Central do Brasil (1999). *Decreto Nº 3.088 de 21 de junho de 1999*. 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). *Carta Aberta ao Ministro de Estado da Fazenda*. Brasília: Banco Central do Brasil.
- \_\_\_\_\_ (2012) *Preços Administrados. Série Perguntas Mais Frequentes*. Brasília: Banco Central do Brasil. Jan.
- Barbosa-Filho, N. (2006) “Exchange rates, growth and inflation”, apresentado na II Annual Conference on Development and Change ACDC, Campos do Jordão, Brazil, November 2006
- Belaisch, A., (2003) “Exchange Rate Pass-Through in Brazil” IMF Working Paper 03/141. Washington: International Monetary Fund.
- Betts, C., e Devereux, M.B., (1996). “The exchange rate in a model of pricing-to-market.” *European Economic Review* 40, 1007–1021.
- Bogdanski, J., Tombini A., e Werlang, S.(2000). “Implementing Inflation Targeting in Brazil”. *Banco Central do Brasil*. Working Paper n. 1

- Bussiere, M. (2007). “Exchange rate pass-through in the G7 economies: the role of nonlinearities and asymmetries”. European Central Bank Working Paper
- Ca’Zorzi, M.; Hahn, E.; Sánchez, M. (2006). “Exchange rate pass-through in Emerging Markets”. European Central Bank Working Paper
- Campa, J. e Goldberg, L. (2002) “Exchange Rate Pass-Through into Import Prices: A Macro or Micro Phenomenon?” NBER working paper No. 8934.
- Campa, J.; Goldberg, L. (2005) “Exchange rate pass-through into imports prices.” *The Review of Economics and Statistics*. v. 87. p. 679-690
- Campa, J., Mínguez, J., Barriel, M. (2008) “Non-linear adjustment of import prices in the European Union” Bank of England. Working Paper No. 347.
- Carneiro, D., Monteiro, A. M. e Wu, T. (2002). “Mecanismos Não-lineares de Repasse Cambial para o IPCA”. Departamento de Economia PUC-Rio, Texto para Discussão no 462.
- Carvalho, F. (2004) “Teoria e política monetárias: uma visão pessoal sobre uma relação difícil.” *Econômica*, v. 6, n. 2, p. 315-334
- Carvalho, F. (2005). “Uma contribuição ao debate em torno da eficácia da política monetária e algumas implicações para o caso do Brasil.” *Revista de Economia Política*, v. 25, n. 4, p. 323-336
- Carvalho, A. e Pereira, T. (2000). “Desvalorização cambial e seu impacto sobre os custos e preços industriais no Brasil – uma análise dos efeitos de encadeamento nos setores produtivos”. *Textos para discussão nº 711 – IPEA*. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.
- Choudhri, E. e Hakura D. (2001), “Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter?” IMF Working Paper WP/01/194.
- Clarida, R.; Galí, J.; Gertler, M. (1999) “The science of monetary policy: a new Keynesian perspective”. *Journal of Economic Literature*, v. XXXVII, p. 1.661-1.707
- Copom (1999) “Notas da 33ª Reunião do Comitê de Política Monetária do Banco Central do Brasil” Banco Central do Brasil.
- Correa, A. (2004). “A internacionalização da indústria brasileira e seus impactos sobre os coeficientes de *pass-through* no Brasil no período 1996-2001”. *Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia*.
- Correa, A. S. e Minella, A. (2010). “Nonlinear mechanisms of the exchange rate pass-through: A Phillips curve model with threshold for Brazil”. *Revista Brasileira de Economia*, 64(3):231–243.
- Delatte, A. e López-Villavicencio, A. (2011) “Asymmetric Exchange Rate Pass-Through: Evidence from Major Countries”. Working Paper, Rouen Business School

Delatte, A. e López-Villavicencio, A. (2010). "Asymmetric Responses of Prices to Exchange Rate Variations. Evidence from the G7 Countries" Working Paper, Rouen University Business School

Devereux, M. e Yetman, J. (2002). "Price Setting and Exchange Rate Pass-Through," Working Papers 222002, Hong Kong Institute for Monetary Research.

Dornbusch, R. (1987), "Exchange Rates and Prices", *American Economic Review*, 77(1), March 1987, pp. 93-106.

Enders, W. (2008) *Applied econometric time series*. John Wiley & Sons

Enders, W. e Granger C. (1998). "Unit-root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rates". *Journal of Business and Economic Statistics*, 16, pp. 304–311.

Enders, W., e Sicklos, P.L. (2001). "Cointegration and Threshold Adjustment". *Journal of Business and Economic Statistics*, 19, 166-176.

Engel, C. (1993) "Real exchange rates and relative prices: An empirical investigation" *Journal of Monetary Economics*. Vol 32, no 1, Agosto 1993, pp 35–50

Engel, C. e Rogers (1999) "Violating the Law of One Price: Should We Make a Federal Case Out of It?" NBER Working Paper No. 7242

Engle F., e Granger C. (1987). "Co-integration and error correction: representation, estimation and testing". *Econometrica*, 55, pp. 251–276.

Figueiredo, F. e Gouvea, S. (2011) "Repasse Cambial para a Inflação: o papel da rigidez de preços" In: *Dez Anos de Metas para a Inflação no Brasil - 1999-2009*. Brasília: Banco Central do Brasil.

Foster, H., e Baldwin, R. (1986) "Marketing bottlenecks and the relationship between exchange rates and prices." Department of Economics, Massachusetts Institute of Technology, Cambridge, Mass.

Frey, G. e Manera, M. (2007) "Econometric Models of Asymmetric Price Transmission" *Journal of Economic Surveys*, 21(2), pp. 349-415.

Frankel, J., Parsley, D. e Wei, S. (2012) "Slow Pass-through Around the World: A New Import for Developing Countries?" *Open Economies Review* 23(2) pp 213-251.

Froot, K., e Klemperer, P. (1989) "Exchange rate pass-through when market share matters" *American Economic Review*, 79(4), 637-654.

Gil-Pareja (2000), "Exchange Rates and European Countries' Export Prices: An Empirical Test for Asymmetries in Pricing to Market Behavior," *Weltwirtschaftliches Archiv* 136(1), pp. 1-23.

Goldberg, K.; Knetter, M. (1997) "Goods prices and exchange rates: what have we learned?" *Journal of Economic Literature*, v. 35

Goldfajn, I. e Werlang, S. (2000) "The pass-through from depreciation to inflation: a panel study". *Banco Central do Brasil*. Working Paper n. 05

Granger, C., Yoon, G., (2002). "Hidden cointegration" University of California, San Diego, Department of Economics Working Paper 2002-02.

Granger, J., e Lee, H. (1989). "Investigation on production sales and inventory relationship using multicointegration and non-symmetric error correction models". *Journal of Applied Econometrics*, 4, pp. 145-159.

Herzberg, V., Kapetanios G., e Price G. (2003). "Import prices and exchange rate passthrough: theory and evidence from the United Kingdom", Working Paper No. 182, Bank of England

Johansen, S. (1988) "Statistical analysis of cointegrating vectors" *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(1)(1).

Knetter, M. (1994), "Is Export Price Adjustment Asymmetric? Evaluating the Market Share and Marketing Bottlenecks Hypotheses," *Journal of International Money and Finance* 13(1), 55-70.

Kohlscheen, E. (2010), "Emerging floaters: Pass-throughs and (some) new commodity currencies" *Journal of International Money and Finance*, Vol. 29, No. 8, pp. 1580 - 1595.

Krugman, P. (1987) "Pricing to Market When the Exchange Rate Changes", in Arndt, S. e Richardson, J., *Real-Financial Linkages Among Open Economies*, Cambridge, MA, MIT Press.

Karoro, T., Meshach, A. e Cattaneo, N. (2009) "Exchange Rate Pass-through to Import Prices in South Africa: Is There Asymmetry?" *South African Journal of Economics* Vol. 77:3 September

Khundrakpam J. (2007). "Economic reforms and exchange rate pass-through to domestic prices in India", BIS Working Paper No.225, Basel, Bank for International Settlements

Levasseur, S. (2008), "How important and asymmetric the exchange rate pass-through to consumer prices in the Czech republic?" *Papers and Proceedings of the 4<sup>th</sup> International Conference on Applied Statistics*, Bucharest, November 20-22

Lütkepohl, H. (2005). *New introduction to multiple time series analysis*. Cambridge University. Press.

Marston, R. (1990), "Pricing to Market in Japanese Manufacturing", *Journal of International Economics*, 29, pp. 217-236.

McCarthy, J. (2000). "Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies." FRB of New York Staff Report 111

Mendonça, H. (2007). “Metas de inflação e taxa de juros no Brasil: uma análise do efeito dos preços livres e administrados.” *Revista de Economia Política*, v. 27, p. 431-451.

Menon, J. (1995) “Exchange rate pass-through”. *Journal of Economic Survey*, v. 9, n° 2, p. 197-231

Mihaljek, D e Klau, M. (2008). “Exchange rate pass-through in emerging market economies: what has changed and why?” BIS Paper No. 35, Janeiro. Basiléia: Bank for International Settlements

Minella, A.; Freitas, P.; Goldfajn, I.; Muinhos, M. (2003). “Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility.” *Journal of International Money and Finance*, v. 22. p. 1015-1040

Mishkin, F. (1995), “Symposium on the monetary transmission mechanism”. *Journal of Economic Perspectives*, V. 9 (4), PP. 3-10.

Mishkin, F. (1996), “The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy,” *NBER Working Paper*, No. 5464 (Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research).

Mishkin, F. (2000) “Inflation Targeting in Emerging Market Countries” NBER Working Paper Series, Working Paper 7618

Mishkin, F. (2008) “Exchange Rate Pass-Through and Monetary Policy” NBER Working Paper Series, Working Paper 13889.

Modenesi, A. (2005) *Regimes monetários: teoria e a experiência do real*. Ed. Manole

Modenesi, A. (2011). “Conservadorismo e rigidez na política monetária: uma estimativa da função de reação do BCB (2000-2007)”. *Revista de Economia Política*, v. 21, p. 79-98

Modenesi, A e Modenesi, R. (2010). “Quinze Anos de Rigidez Monetária no Brasil (1995-2008): uma agenda de pesquisa.” Anais do III Encontro Internacional da Associação Keynesiana do Brasil

Modenesi, A.; Modenesi, R. ; Martins, N (2012). “A Modified Taylor Rule for the Brazilian Economy: convention and conservatism in 11 years of inflation targeting (2000-2010)”. Anais do XVII Encontro Internacional de Economia Política.

Modenesi, A e Pires-Alves (2012). “Mecanismo de Transmissão da Política Monetária: uma abordagem micro-macro integrada.” Anais do V Encontro Internacional da Associação Keynesiana do Brasil

Nogueira, R. (2006). "Inflation Targeting, Exchange Rate Pass-Through and 'Fear of Floating'," *Studies in Economics* 0605, Department of Economics, University of Kent

Nogueira, P. (2007), “Inflation targeting and exchange rate pass-through”. *Economia Aplicada*, São Paulo, v.11 (2), pp. 189-208, Abril-Junho

- Nonnemberg, M. e Lameiras, M. . (2005). “Preços das Commodities e o IPA.” *Boletim de Conjuntura* n. 69, junho de 2005
- Obstfeld, M. e Rogoff, K. (1995) “Exchange rate dynamics redux” *Journal of Political Economy* 103, 624–660.
- Obstfeld, M. e Rogoff, K. (1998) “Risk and Exchange Rates.” NBER Working Paper No. 6694.
- Obstfeld, M., e Rogoff, K., (2000) “New directions for stochastic open economy models” *Journal of International Economics* Vol 50, no 1, fev, pp 117–153
- Olivei, G. P. (2002). “Exchange rates and the prices of manufacturing products imported into the United States”. *New England Economic Review*, 1st Quarter:3–18.
- Oreiro, J.; Punzo, L.; Araújo, E. e Squeff, G.(2009). “Restrições macroeconômicas ao crescimento da economia brasileira: diagnósticos e algumas proposições de política”. Texto para discussão N. 1431, IPEA/RJ
- Peltzman, S. (2000) "Prices rise faster than they fall." *Journal of Political Economy* 108.3: 466-502.
- Pesaran, H., and Y. Shin (1997) “An autoregressive distributed lag modeling approach to cointegration analysis” DAE, University of Cambridge, working paper, 9514
- Pollard, P. and Coughlin, C. (2004), “Size Matters: Asymmetric Exchange Rate Pass-through at the Industry Level”, University of Nottingham Research Paper 2004-13 and Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper 2003-029C.
- Prates, D. (2010) “O Regime Cambial Brasileiro de 1999 a 2008” Textos para discussão CEPAL – IPEA, 12.
- Przystupa, J., e Wróbel, E. (2009).“Asymmetry of the exchange rate pass-through: An exercise on the Polish data” MPRA working paper, 17660.
- Rubio-Ramirez, J.F., Waggoner, D., e Zha, T. (2010), “Structural Vector Autoregressions: Theory of Identification and Algorithms for Inference,” *Review of Economic Studies*, 77, 665-696.
- Schorderet, Y. (2004) “Asymmetric Cointegration” Working Paper, Department of Econometrics, University of Geneva.
- Schwartzman, F. “Estimativa de curva de Phillips para o Brasil com preços desagregados”. *Economia Aplicada*, 10 (1), Jan-mar, 2006
- Serrano, F. (2010) “Juros, câmbio e o sistema de metas de inflação no Brasil.” *Revista de Economia Política*, Vol. 30, n.1, Jan.

Shin, Y. e Yu, B. (2006). "An ARDL Approach to an Analysis of Asymmetric Long run Cointegrating Relationships". Working Paper, Leeds University Business School.

Shin, Y., Yu, B. and Greenwood-Nimmo, M. (2011), "Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in an ARDL framework", Working Paper, Leeds University Business School

da Silva C. e Vernengo M. (2009). "The decline of the exchange rate pass-through in Brazil: explaining the fear of Floating". *International Journal of Political Economy*, 37(4): 64–79

Squeff, G. (2009). "Repassse cambial reverso: uma avaliação sobre a relação entre taxa de câmbio e IPCA no Brasil (1999-2007)". In: II Encontro Internacional da Associação Keynesiana Brasileira, Porto Alegre.

Souza, R. e Alves, A. (2011) "Relação entre câmbio e preços no brasil: aspectos teóricos e evidências empíricas" *Anais do XXXVIII Encontro Nacional de Economia*

Summa, R. (2010) "Um modelo alternativo ao novo consenso para a economia aberta" Tese de Doutorado, IE-UFRJ, 2010.

Svensson, L. (1999) "Inflation targeting as a monetary policy rule" *Journal of Monetary Economics* 43 607-654

Taylor, J. (1993) "Discretion versus policy rules in practice", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39, 195-214.

Taylor, J. (2000) "Low inflation, pass-through and the pricing power of firms." *European Economic Review*, v. 44. p. 1389-1408

Taylor, J., (2001). "The Role of the Exchange Rate in Monetary Policy Rules." *American Economic Review*, 91 (2001), pp. 263–267

Tombini, A.; Alves, S. (2006). "The recent brazilian disinflations process and costs". *Working Papers Series* nº 109. Brasília: Banco Central do Brasil

Ware, R., and Winter, R. (1988) "Forward markets, currency options and the hedging of foreign exchange risk." *Journal of International Economics* 25.3 291-302.

Webber, A. (1999a): "Dynamic and Long Run Responses of Import Prices to the Exchange Rate in the Asia-Pacific" Economics Working Papers, WP99-11(School of Economics, University of Wollongong, NSW, Australia).

Webber, A (1999b). "Newton's gravity law and import prices in the Asia Pacific" *Japan and the World Economy*, 12(1):71-87.

Wickremasinghe, G., e Silvapulle, P. (2004). "Exchange rate pass-through to manufactured import prices: The case of japan." *International Trade* 406006

## ANEXO

Modelo CholeskyD: LOGCOMM LOGIND LOGCAMBIO LOGIPCA

Modelo Cholesky E: LOGCOMM LOGIND LOGSNE LOGSPE LOGIPCA

Modelo CholeskyF: LOGCOMM LOGIND LOGSPE LOGSNE LOGIPCA

(Ordenação utilizada em Belaisch, 2003)

### Com Câmbio e IPCA em Primeira Diferença.

Meses	Modelo Cholesky D2	Modelo Cholesky E2		Modelo Cholesky F2	
		Apreciação	Depreciação	Apreciação	Depreciação
1	-1.36%	-2.08%	-0.81%	-2.77%	-1.28%
2	-0.04%	-0.87%	1.46%	-2.09%	0.58%
3	1.78%	1.40%	3.19%	0.51%	2.50%
4	3.12%	2.65%	5.63%	1.22%	4.46%
5	4.05%	3.47%	7.54%	1.48%	5.95%
6	4.77%	4.21%	9.07%	1.94%	7.14%
7	5.28%	4.74%	10.07%	2.28%	7.94%
8	5.62%	5.09%	10.60%	2.52%	8.41%
9	5.84%	5.35%	10.82%	2.77%	8.65%
10	5.99%	5.53%	10.85%	2.99%	8.76%
11	6.11%	5.66%	10.82%	3.16%	8.80%
<b>12</b>	<b>6.20%</b>	<b>5.75%</b>	<b>10.76%</b>	<b>3.29%</b>	<b>8.82%</b>

Modelo SVAR D: Coeficientes de A estimados:  $a_{13}, a_{14}, a_{23}, a_{24}, a_{43}, a_{51}, a_{52}, a_{53}, a_{54}$

Tabela N: **Com Câmbio e IPCA em Primeira Diferença.**

Meses	Modelo SVAR D2	
	Apreciação	Depreciação
1	-2.78%	-0.81%
2	-2.09%	1.46%
3	0.51%	3.18%
4	1.22%	5.63%
5	1.48%	7.54%
6	1.93%	9.06%
7	2.28%	10.07%
8	2.52%	10.60%
9	2.77%	10.82%
10	2.99%	10.85%
11	3.16%	10.82%
<b>12</b>	<b>3.29%</b>	<b>10.76%</b>

Modelo CholeskyG: LOGCOMM LOGCAMBIO LOGIND LOGIPCA

Modelo Cholesky H: LOGCOMMLOGSNE LOGSPE LOGIND LOGIPCA

Modelo CholeskyI: LOGCOMM LOGSPE LOGSNE LOGIND LOGIPCA

**Com Câmbio e IPCA em Primeira Diferença.**

Meses	Modelo Cholesky G2	Modelo Cholesky H2		Modelo Cholesky I2	
		Apreciação	Depreciação	Apreciação	Depreciação
1	-1.62%	-2.18%	-0.72%	-2.95%	-1.24%
2	-0.02%	-1.18%	1.76%	-2.63%	0.69%
3	2.12%	0.99%	3.63%	-0.27%	2.64%
4	3.64%	2.14%	6.21%	0.30%	4.66%
5	4.65%	2.82%	8.28%	0.37%	6.20%
6	5.39%	3.46%	9.98%	0.68%	7.44%
7	5.87%	3.90%	11.14%	0.89%	8.28%
8	6.14%	4.17%	11.80%	1.01%	8.79%
9	6.27%	4.38%	12.09%	1.16%	9.05%
10	6.34%	4.52%	12.18%	1.31%	9.17%
11	6.36%	4.63%	12.17%	1.43%	9.22%
<b>12</b>	<b>6.37%</b>	<b>4.71%</b>	<b>12.13%</b>	<b>1.53%</b>	<b>9.24%</b>

Modelo SVAR G: Coeficientes de A estimados:  $a_{13}, a_{23}, a_{41}, a_{42}, a_{43}, a_{51}, a_{52}, a_{53}, a_{54}$

Tabela N: **Com Câmbio e IPCA em Primeira Diferença.**

Meses	Modelo SVAR G2	
	Apreciação	Depreciação
1	-2.95%	-0.72%
2	-2.63%	1.76%
3	-0.27%	3.63%
4	0.30%	6.21%
5	0.38%	8.28%
6	0.68%	9.98%
7	0.90%	11.14%
8	1.01%	11.80%
9	1.16%	12.09%
10	1.31%	12.18%
11	1.43%	12.17%
<b>12</b>	<b>1.53%</b>	<b>12.13%</b>

## SVAR BASEADO NA CAUSALIDADE DE GRANGER

Coefficientes estimados:  $a_{32}, a_{42}, a_{43}, a_{51}, a_{52}, a_{53}$

Tabela N: **Com Câmbio e IPCA em Primeira Diferença**

Meses	Modelo SVAR CG2	
	Apreciação	Depreciação
1	-2.95%	-0.29%
2	-2.28%	1.66%
3	0.32%	2.83%
4	1.02%	4.88%
5	1.27%	6.62%
6	1.73%	8.09%
7	2.08%	9.20%
8	2.32%	9.90%
9	2.57%	10.31%
10	2.79%	10.54%
11	2.96%	10.68%
<b>12</b>	<b>3.09%</b>	<b>10.78%</b>

## MATRIZ DE VARIANCIA-COVARIÂNCIA ENTRE OS RESÍDUOS

	DLOGSNE	DLOGSPE	LOGCOMM	LOGIND	DLOGIPCA
DLOGSNE	1	0.4246	-0.1663	-0.1863	-0.1990
DLOGSPE	0.4246	1	-0.2568	0.0067	-0.1091
LOGCOMM	-0.1663	-0.2568	1	0.1954	-0.1030
LOGIND	-0.1863	0.0067	0.1954	1	0.0565
DLOGIPCA	-0.1990	-0.1091	-0.1030	0.0565	1

## CRITÉRIO DE SELEÇÃO DE DEFASAGENS:

Defasagens	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1551.549	NA	0.000	-21.186	-21.083	-21.144
1	2036.141	929.353	0.000	-27.481	-26.868*	-27.232*
2	2068.153	59.201	19*	-27.577*	-26.453	-27.121
3	2084.225	28.622	0.000	-27.455	-25.820	-26.791
4	2106.660	38.415	0.000	-27.420	-25.274	-26.548

\* indica o número de defasagens selecionadas pelo critério de informação

FPE: erro final de previsão

AIC: Akaike

SC: Schwarz

HQ: Hannan-Quinn

TESTE DE AUTOCORRELAÇÃO SERIAL BREUSCH-GODFREY – LM:

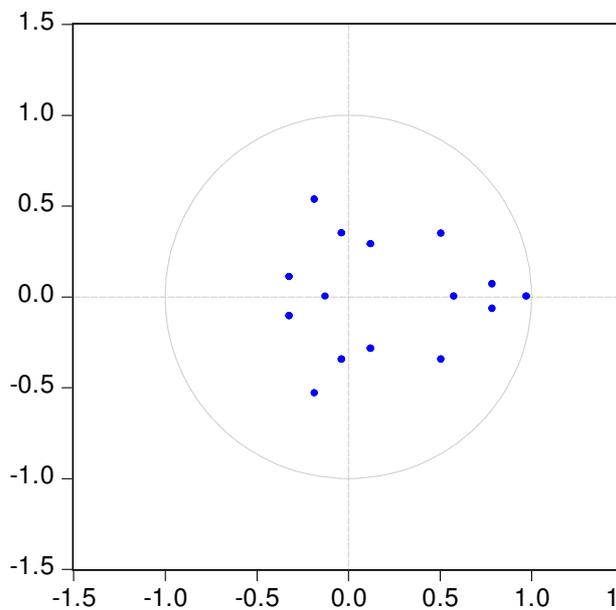
VAR(3):

Defasagens	LM-Stat	Prob
1	19.23242	0.7858
2	37.09736	0.0565
3	23.33927	0.5578
4	29.77825	0.2327
5	35.26687	0.0835
6	21.00032	0.6926
7	35.10443	0.0863
8	34.87421	0.0905
9	20.31248	0.7302
10	35.22211	0.0843
11	15.69333	0.9237
12	27.66334	0.3236

Probs de uma Qui-quadrado com 25 gl.

ESTABILIDADE VAR(3)

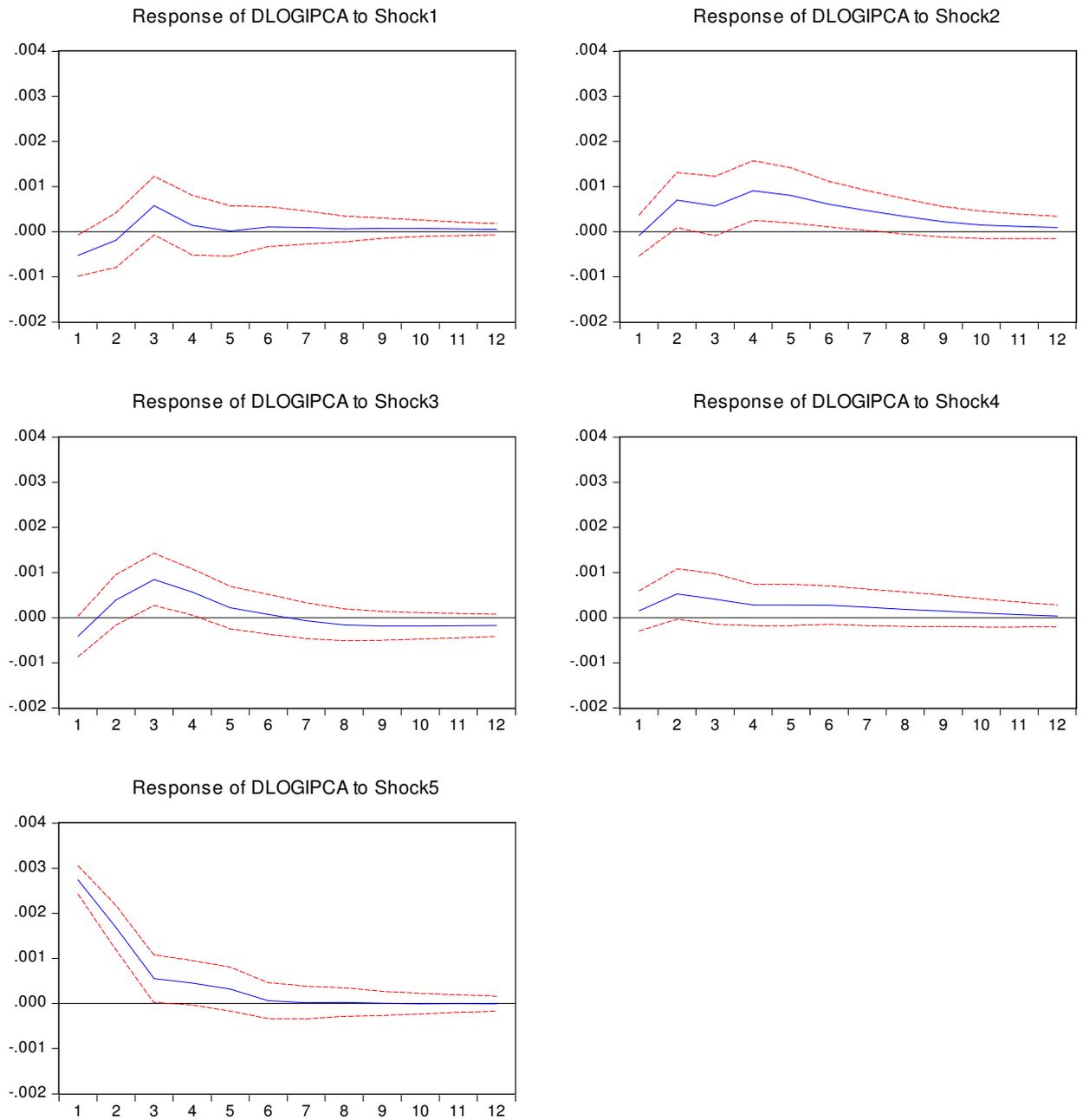
Inverse Roots of AR Characteristic Polynom



Root	Modulus
0.974179	0.974179
0.788783 - 0.067343i	0.791653
0.788783 + 0.067343i	0.791653
0.509658 - 0.345384i	0.615663
0.509658 + 0.345384i	0.615663
0.579190	0.579190
-0.181610 - 0.532975i	0.563067
-0.181610 + 0.532975i	0.563067
-0.034954 - 0.347261i	0.349016
-0.034954 + 0.347261i	0.349016
-0.318772 - 0.107477i	0.336403
-0.318772 + 0.107477i	0.336403
0.124989 - 0.287905i	0.313866
0.124989 + 0.287905i	0.313866
-0.123202	0.123202

## FUNÇÕES IMPULSO-RESPOSTA SVAR A

Response to Structural One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



Shock1: *DLOGSNE*

Shock2: *DLOGSPE*

Shock3: *LOGCOMM*

Shock4: *LOGIND*

Shock5: *DLOGIPCA*