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

**PANMELA NUNES VELOSO ALMENDRA[[1]](#footnote-1)**

**MARCELO SAVINO PORTUGAL[[2]](#footnote-2)**

**GUILHERME RIBEIRO DE MACÊDO[[3]](#footnote-3)**

**RESUMO**

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

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

**ABSTRACT**

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

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

**Área 4:** Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

**Classificação JEL:** C51, E31, E52

# 1 INTRODUÇÃO

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

A necessidade de estudar o assunto surge com relação à apreciação que ocorreu na taxa de câmbio brasileira frente ao dólar de 2002 a 2011 e a mudança dessa tendência desde 2012, e seus potenciais impactos no crescimento econômico do Brasil e, principalmente na inflação do país. O tema está sendo bastante discutido atualmente no país, devido às tentativas do governo de i) controlar o real, com destaque para a política de intervenção do BC (*swaps* cambiais); ii) atuar no controle de preços dos produtos administrados, como parte da política anti-inflacionária e iii) de manter a inflação dentro da meta.

A motivação do estudo vem da importância de conhecer e entender a relação câmbio/inflação para a direção da política monetária, principalmente em um sistema de metas de inflação, onde é fundamental que a autoridade monetária tome medidas de modo a obter uma inflação dentro da meta. Portanto é importante conhecer as variáveis que a influenciam.

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

Correa e Minella (2005) estudaram a presença de mecanismos não lineares de repasse cambial para a inflação no Brasil no curto prazo com dados trimestrais, através da estimação de uma curva de Phillips com limiar (*threshold*). Foram testadas três variáveis como *threshold*: i) hiato do produto, ii) variação da taxa de câmbio e iii) volatilidade da taxa de câmbio. Os resultados evidenciaram que o repasse de curto prazo é maior quando a economia está aquecida, quando a volatilidade da taxa de câmbio é menor e quando as depreciações cambiais são de magnitude maior ou igual a 2%. Esses resultados são importantes principalmente para países que adotam regime de metas de inflação, para qual direção seguirá a política monetária do país.

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

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

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

O *pass-through* é estimado em duas abordagens distintas. Primeiramente foram estimados modelos de OLS em janelas fixas (*rolling windows*) onde os parâmetros são fixos no tempo e posteriormente, utilizou-se um modelo com parâmetros variáveis no tempo, através da forma de estado espaço. Para a estimação, aplicou-se o Filtro de Kalman que gera duas séries de estimativas dos coeficientes variáveis no tempo. A primeira (denominada de filtrada) se dá através da estimação recursiva do modelo utilizando dados que estão disponíveis somente até o período corrente; em cada período, o filtro usa a nova informação para revisar suas estimativas dos parâmetros do modelo e as estimativas dos coeficientes variáveis no tempo. A segunda(nomeada de suavizada) usa os dados da amostra completa para estimar a série temporal dos coeficientes variáveis no tempo, o que permite avaliar de forma retrospectiva se as estimativas recursivas (filtradas) produzem uma trajetória diferente dos coeficientes variáveis no tempo quando se utiliza a amostra completa, isto é, toda a informação.

Este artigo está divido em três partes, além desta introdução. Na segunda seção exibimos uma revisão da abordagem teórica da relação de repasse cambial para a inflação. Na terceira seção apresenta-se o modelo teórico utilizado. Na seção seguinte apresentamos a base de dados, as estimações e discorre-se sobre os resultados obtidos e suas respectivas análises. Por fim, é feita a conclusão do trabalho.

# 2 REPASSE CAMBIAL PARA A INFLAÇÃO

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

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

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

ou

onde e são os preços do bem no país doméstico e estrangeiro, respectivamente;é a taxa de câmbio e e sãorespectivamente, os preços domésticos e externos agregados.

Segundo Albuquerque e Portugal (2005), após a desvalorização do dólar norte americano nos anos 70, observou-se que os níveis de preços dos EUA não se elevaram na mesma proporção que a variação cambial, surgindo então uma dúvida em relação à validade da teoria da PPP. Surgiram, portanto, diversos estudos a fim de testar tal paridade, verificando-se que no curto prazo movimentos cambiais não são completamente repassados para os preços, mas que no longo prazo a PPP é válida. Vale destacar Goldberg e Knetter (1997), onde foi estimada uma regressão genérica:

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  |  | () |

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

Se a Lei do Preço Única vale, temos que , e .

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

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

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

Krugman (1987) denominou de *pricingtomarket*[[4]](#footnote-4) o fenômeno da taxa de câmbio induzir discriminação de preços em mercados internacionais. O autor afirma que o *pricingtomarket* está presente sempre que os preços de importação não caem na mesma proporção que a apreciação do câmbio. A ideia do *pricingtomarket* é que uma firma exportadora discrimina preços entre países para os quais vende seus produtos em função de mudanças na relação entre as moedas dos países. Isto é, o exportador pode ajustar seu *markup* para um país especifico para acomodar alterações na taxa de câmbio (MINELLA *et al* 2000).

Pode-se observar que há uma correlação negativa entre o grau de *pass-through* e o nível de concorrência em determinado setor da economia, pois quanto maior o poder de mercado do produtor de determinado setor, isto é, menor o *pricing-to-market*, maiores serão os repasses de variações cambiais para os preços. Segundo Maciel (2006) quanto maior a concorrência num setor (maior *pricing-to-market)*, menor o poder de mercado seus produtores, o que minimiza sua capacidade de ajuste de preços, via elevação de custos. O autor afirma que:

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

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

Dornbusch (1976) introduz o papel dos *sticky prices* no estudo sobre os desvios da PPP a partir de um modelo de *overshooting*. Segundo o autor, uma desvalorização na taxa de câmbio gera uma queda no preço relativo doméstico, o que eleva a demanda doméstica e pressiona o nível de preços. Contudo, a desvalorização afeta a demanda agregada de duas maneiras: i) através da alteração nos preços relativos e ii) através do aumento nas taxas de juros que é necessário para manter o mercado monetário em equilíbrio depois de uma alteração na demanda por moeda. Portanto, a elevação dos preços será menor que a elevação na taxa de câmbio, dependendo da elasticidade-preço da demanda pelo produto doméstico.

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

O grau de abertura da economia é definido como a soma das importações e das exportações como proporção do PIB. Ele define o grau de presença de produtos comercializáveis numa economia, indicando a intensidade com que os preços podem responder a uma variação da taxa de câmbio nominal. Quanto maior o grau de abertura[[5]](#footnote-5) maior será a presença de produtos mais fortemente impactados pelo câmbio, o que implica num maior grau de *pass-through* da taxa de câmbio para a inflação. Temos, portanto, uma correlação positiva.

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

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

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

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

# 3 MODELO TEÓRICO[[6]](#footnote-6)

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

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

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  |  |  |
|  |  |  |

onde p é o preço cobrado pela firma no mercado interno; é o preço cobrado no mercado externo; é a demanda do mercado interno; é a demanda externa; é o preço dos produtos concorrentes situados no mercado externo; é o preço dos produtos concorrentes importados situados no mercado interno; y é a renda domestica; a renda externa e o pe é o grau de abertura da economia.

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

O lucro da firma será:

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  |  | (2) |

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

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  |  | (3) |

Através de uma expansão de Taylor (ver Albuquerque e Portugal (2005)) e considerando que a média dos lucros é zero e sua variância condicional é , podemos reescrever (5) como:

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  |  | (4) |

A fim de calcular a média condicional de , considera-se que e . Assim:

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  |  | (5) |

Supondo que e após algumas manipulações algébricas:

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  |  | (6) |

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

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  |  |  |
|  |  | (7) |

Fazendo as devidas substituições, temos que:

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  |  | (8) |

Derivando a equação (8) em relação à

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  |  | (9) |

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

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  |  | (10) |

Segundo Albuquerque e Portugal (2005), o contrato futuro ótimo é composto por: i) um termo relativo à compra de moeda especulativa e ii) um termo que se concerne à parcela da receita total resultante das vendas externas da empresa. Podemos reescrever (5) como:

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  |  | (11) |

Após derivarmos a equação (11) em relação à e a igualarmos a zero, vamos obter o e o preço ótimo a ser cobrado pela firma será:

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  |  | (12) |

sendo é a elasticidade preço da demanda.

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

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  |  |  |

Albuquerque e Portugal (2005) fazem algumas suposições sobre as funções de custo e de demanda a fim de tornar a equação (12) testável empiricamente: i) considera-se a variável y como o desvio do produto potencial; ii) supõe-se que o preço do concorrente importado dependa também da existência de outros concorrentes importados no mesmo mercado; iii) preço exercido é função crescente da renda.

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

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  |  |  |

sendo o preço com que as importações chegam ao país e

Seguindo Albuquerque e Portugal (2005), consideramos que o custo é função crescente da taxa de câmbio e que as compras dos insumos são realizadas no período anterior, com a taxa de câmbio vigente daquele período (

Fazendo as devidas substituições, teremos:

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  |  | (13) |

Aplicando o logaritmo natural:

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  |  | (14) |

Onde e é ruído branco. A equação (14) será testada através do Filtro de Kalman e de *rolling windows*.

# 4 ANÁLISE EMPÍRICA

4.1 BASE DE DADOS

Neste trabalho a amostra tem frequência trimestral: inicia-se no primeiro trimestre de1995 e vai até último trimestre de 2014. O *software* utilizado foi o Matlab. Foram utilizadas as séries trimestrais das seguintes variáveis transformadas em logaritmo natural:

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

# 4.2 ESTACIONARIEDADE

Primeiramente foram realizados testes para analisar a estacionariedade das séries. Foram utilizados dois testes de raiz unitária: o teste de DickeyFuller Aumentado (ADF) e o teste Phillips Perron (PP). As tabelas 1 e 2 a seguir apresentam os resultados dos testes de estacionariedade das variáveis em nível e em diferença, respectivamente.

Tabela 1: Teste de Raiz Unitária - ADF e PP para as variáveis em nível



Fonte: Elaboração própria com base nos resultados do Matlab.

Tabela 2: Teste de Raiz Unitária - ADF e PP para variáveis em primeira diferença



Fonte: Elaboração própria com base nos resultados do Matlab.

Analisando a tabela 1, observamos não foi possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária para as variáveis em nível da Abertura, Câmbio, IPCA, Preço Importação, IGP-DI e IPA. Portanto, tais indicadores não se mostraram estacionários tanto pelo teste ADF quanto pelo teste PP e para torná-los foi necessário obter suas respectivas primeiras diferenças, sendo desta forma, integrados de ordem 1, I(1) como mostra a tabela 2. A série em nível Desvio se mostrou estacionária a 1% de significância, ou seja, foi rejeitada a hipótese nula de raiz unitária neste nível, não sendo necessário diferenciá-la.

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

# 4.3 ANÁLISE POR OLS

Para fim de comparação, primeiramente a análise do modelo foi realizada através do método de mínimos quadrados ordinários (OLS). A equação (14) foi estimada em janelas amostrais em períodos de 10 anos, desde o início da série (1995) movendo-se trimestralmente.

Gráfico 1: *Rolling Windows* IPCA

Fonte: Matlab. Elaboração própria

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

Gráfico 2: *Rolling Windows* IGP-DI

Fonte: Matlab. Elaboração própria

Gráfico 3: *Rolling Windows* IPA

Fonte: Matlab. Elaboração própria

Analisando o *rolling windows* para o IGP-DI e para o IPA, verificamos os mesmos períodos de queda do *pass-through* apresentados pelo IPCA. Porém, como podemos notar nos gráficos acima, o repasse é maior para os dois índices de inflação incialmente citados. Isso deve-se ao fato de que no IPA, os produtores lidam mais diretamente com os produtos importados, recebendo de forma mais acentuada e imediata o impacto de alterações na taxa de câmbio. Já o IGP, por ser composto por 60% do IPA, apresenta comportamento semelhante ao mesmo. Analisando o período de taxa de câmbio flutuante, temos um *pass-through* de 7,32% e 10,27% para o IGP-DI e IPA, respectivamente.

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

# 4.4 ANÁLISEPELO FILTRO DE KALMAN

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

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

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

Inicialmente testou-se o modelo apresentado abaixo onde todas as variáveis explicativas variavam no tempo. Contudo, o modelo final analisado variou conforme a inflação usada como variável dependente.Os são os coeficientes variáveis no tempo de seus respectivos indicadores e assume-se que eles seguem um passeio aleatório sem *drift*.

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  |  | (15) |

# 4.4.1 IPCA

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

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  |  | (16) |

O modelo foi dividido em duas sub amostras, a primeira abrangendo o período de taxa de câmbio controlada (1995 a 1998) e a segunda, o período de taxa de câmbio flutuante (1999 a 2014), na qual se concentra o foco do trabalho.

Tabela 3: Coeficientes da Matriz de Transição

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Variável | Coeficiente (câmbio fixo) | P valor | Coeficiente (câmbio flutuante) | P valor |
|  | 0.000008 | 0.00000 | 0.993035 | 0.00000 |
|  | 0.865171 | 0.00000 | 0.595516 | 0.00000 |

Fonte: Matlab. Elaboração própria

Tabela 4: Variância do termo de erro da Equação de Transição

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Variável | (câmbio flutuante) | P valor | Coeficiente (câmbio fixo) | P valor |
|  | 0.000261 | 0.0000 | 0.000082 | 0.0000 |
|  | 0.018782 | 0.0000 | 0.002531 | 0.0000 |

Fonte: Matlab. Elaboração própria

A tabela 3 apresenta os coeficientes da matriz de transição e nela observa-se que todos os coeficientes de suas respectivas variáveis possuem o sinal esperado. Analisando o comportamento do intercepto, observamos que é próximo de zero e significativo no período em que a taxa de câmbio era fixa, porém temos uma pequena amostra de dados para esse período. Já durante o regime de câmbio flexível o foi 0.99 e se mostrou significativo. Isso indica que os choques têm persistência, o que é esperado, pois tal variável capta a inércia inflacionária no período. Dado que uma estimativa mais precisa dos coeficientes é dada pela série suavizada, uma vez que utiliza toda a informação disponível, apenas apresentaremos a trajetória temporal das séries suavizadas. Nota-se pelo gráfico 4 um comportamento mais estável durante o regime de câmbio flexível desse coeficiente dado que a inércia inflacionária se reduziu após a estabilização de preços.

Gráfico 4: Estimativa suavizada de

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados do Matlab.

Analisando o comportamento do coeficiente cambial, notamos que há uma clara tendência de redução do coeficiente quando há a mudança do regime cambial, de 0.87 para 0.59 (ambos significativos), mostrando que os choques se propagam.

No gráfico 5, que mostra a estimativa suavizada desse coeficiente, podemos notar os dois regimes cambiais distintos. No momento em que a economia brasileira vivia um regime caracterizado pela taxa de câmbio controlada, a média do *pass-through* foi de 31,75% e posteriormente, quando há adoção do regime de taxa de câmbio flutuante há uma queda nesse coeficiente, apresentando uma média de 1,53%. A sua volatilidade também se reduz, apresentando um comportamento mais constante ao longo do tempo. Isso corrobora com os estudos acerca do assunto, que mostram que há uma clara redução do repasse cambial com a mudança de regimes. Isso é explicado pois em períodos de taxa de câmbio fixa, oscilações na taxa de cambio supostamente são permanentes e, com isso os agentes têm incentivos para ajustar seus preços o mais rápido possível. Já com uma taxa de câmbio flexível, a incerteza presente e a existência de custos de menu faz com que as empresas aguardem até terem certeza se a valorização ou desvalorização será permanente. Através do gráfico, também podemos notar que apesar da desvalorização da taxa de câmbio ocorrida com a transição dos regimes, em 1999 a economia estava desaquecida e as taxas de câmbio muito voláteis o que implicou, de acordo com o modelo estimado, um baixo repasse cambial para a inflação. Segundo Albuquerque e Portugal (2005), em tal cenário econômico, formadores de preços não teriam como reajustar na mesma proporção da oscilação cambial com que faziam antes, tanto pela queda na atividade econômica, que inibia a demanda, quanto pela insegurança acerca do ambiente futuro, porque caso a taxa de câmbio não permanecesse alta, uma reversão da ação poderia ser mais prejudicial, com custos mais elevados.

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

Gráfico 5: Estimativa suavizada de

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados do Matlab.

# 4.4.2 IGP-DI

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

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  |  | (17) |

Tabela 5: Coeficientes da Matriz de Transição

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Variável | Coeficiente (câmbio fixo) | P valor | Coeficiente (câmbio flutuante) | P valor |
|  | 0.446352 | 0.0000 | 0.971231 | 0.0000 |
|  | 0.840960 | 0.0000 | 0.430529 | 0.0000 |

Fonte: Matlab. Elaboração própria

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

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Variável | (câmbio flutuante) | P valor | Coeficiente (câmbio fixo) | P valor |
|  | 0.000021 | 0.0000 | 0.000001 | 0.0000 |
|  | 0.094788 | 0.0000 | 0.013623 | 0.0000 |

Fonte: Matlab. Elaboração própria

A tabela 5 apresenta os coeficientes da matriz de transição e nela observa-se que todos os coeficientes de suas respectivas variáveis possuem o sinal esperado. Com relação aos parâmetros fixos, os coeficientes do hiato do produto, do grau de abertura e do preço dos importados foram -0.0995, 0.0202 e 0.1695, respectivamente. Portanto, somente o coeficiente do hiato do produto não apresentou o sinal esperado, porém ele não foi significativo.

Analisando o comportamento do coeficiente cambial no período de taxa de câmbio flutuante, notamos que oé significativo, isto é, os choques têm persistência. No gráfico 6, que mostra a estimativa suavizada desse coeficiente para o período de taxa de câmbio flutuante, a média do *pass-through* foi de 1,98%. A elevação do *pass-through* em 2002 e em 2008/2009 tem explicação semelhante à dada para o IPCA. Uma possível explicação para o pico de 2005 é o crescimento do PIB no período somado a uma expansão da demanda mundial. Isso levou a um aumento da demanda por bens industriais dada a escassez de concorrência. Portanto, as oscilações cambiais foram repassadas aos preços mais facilmente.

Gráfico 6: Estimativa suavizada de

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados do Matlab.

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

# 4.4.3 IPA

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

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  |  | (18) |

Tabela 7: Coeficientes da Matriz de Transição

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Variável | Coeficiente (câmbio fixo) | P valor | Coeficiente (câmbio flutuante) | P valor |
|  | 0.446352 | 0.0000 | 0.963627 | 0.0000 |
|  | 0.840960 | 0.0000 | 0.469315 | 0.0000 |

Fonte: Matlab. Elaboração própria

Tabela 8: Variância do termo de erro da Equação de Transição

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Variável | (câmbio flutuante) | P valor | Coeficiente (câmbio fixo) | P valor |
|  | 0.000021 | 0.0000 | 0.000001 | 0.0000 |
|  | 0.094788 | 0.0000 | 0.021527 | 0.0000 |

Fonte: Matlab. Elaboração própria

A tabela 7 apresenta os coeficientes da matriz de transição e nela observa-se que todos os coeficientes de suas respectivas variáveis possuem o sinal esperado. Analisando o comportamento do coeficiente cambial no período de taxa de câmbio flutuante, notamos que o   
é significativo, isto é, os choques se propagam. No gráfico 7, que mostra a estimativa suavizada desse coeficiente para o período de taxa de câmbio flutuante, a média do *pass-through* foi de 2,44%.

Gráfico 7: Estimativa suavizada de

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados do Matlab.

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

# 5 CONCLUSÃO

Este artigo teve como objetivo analisar teórica e empiricamente a relação entre as taxas de câmbio e a inflação no Brasil, através da estimação do *pass-through*, isto é, o repasse das oscilações cambiais para os níveis de preços. Dada a apreciação que ocorreu na taxa de câmbio brasileira frente ao dólar de 2002 a 2011 e a mudança dessa tendência desde 2012, e seus potenciais impactos no crescimento econômico do Brasil e, principalmente na inflação do país o estudo do repasse cambial é válido. O tema é bastante discutido atualmente no país, devido às tentativas do governo de i) controlar o real, com destaque para a política de intervenção do BC (*swaps* cambiais);ii) atuar no controle de preços dos produtos administrados, como parte da política anti-inflacionária e iii) de manter a inflação dentro da meta.

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

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

Evidenciou-se também que o repasse cambial é menor em períodos de valorização. Uma possível explicação é que uma depreciação da taxa de câmbio eleva os custos de produção das empresas, levando a uma situação de prejuízo e queda de seu *markup*. Para evitar essa situação, a defesa de sua margem de lucro será tanto mais eficaz quanto mais rapidamente as empresas repassarem os aumentos de custos para os preços. Já no caso de se defrontarem com uma apreciação, ela repercutiria positivamente sobre os lucros e, portanto, a estratégia de fixação de preços se altera. Quanto mais tempo às empresas levarem para reajustar seus preços para baixo, maiores serão seus lucros, havendo uma preferência por não repassar integralmente a redução dos custos aos preços.Correa a Minella (2005) mostraram que o repasse cambial é muito maior no caso de depreciações cambiais de magnitude maior ou igual a 2% do que em casos de apreciações e Pimentel (2013) mostrou que o repasse cambial possui comportamento assimétrico, onde o resultado do repasse após uma depreciação foi de 8 a 13% enquanto que o repasse após apreciações foi de 1 a 4%.

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

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

**REFERÊNCIAS**

ALBUQUERQUE, C. R.**Taxas de câmbio e inflação no Brasil: Um estudo econométrico**, Tese de Doutorado em Economia, UFRGS, 2005.

ALBUQUERQUE, C. R.; PORTUGAL, M. S. Pass-through from Exchange Rate to Prices in Brazil: An analisys using time-varying parametres for the 1980-2002 period. **Revista de Economía**, Montevidéu - Uruguai, v. 12, n.1, p. 17-54, 2005.

BELAISCH, A. **Exchange rate pass-through in Brazil** IMF Working paper 2003

BETTS, C.; DEVEREAUX, M. B. Exchange rate dynamics in a model of pricing-to-market, **Journal of Monetary Economics**, 50, pp. 215-244, 2000

CALVO, G.; REINHART. C. **“Fear of Floating”,** Mimeo, University of Maryland, 2000.

CARNEIRO, D; MONTEIRO, A.M.D.; WU, Y. H. **Mecanismos não lineares de repasse cambial para o IPCA**. PUC RIO Texto para discussão n. 462, 2002.

COMMANDEUR, J.J.F. and KOOPMAN, S.J. **An Introduction to State Space Time Series**, Oxford University Press, Oxford,2007.

CORREA, A.S.; MINELLA, A. **Nonlinear mechanisms of the exchange rate pass-through: A Phillips curve model with threshold for Brazil** Banco Central do Brasil. Working Paper Series, n 122, 2005.

DE GRAUWE, P.; VANSTEENKISTE, I. **Exchange rate and fundamentals: a non linear relationship**. Mimeo, 2001.

DEVEREUX, M. B.; ENGEL, C. **Endogenous Currency of Price Setting in a Dynamic Open Model**, NBER, Working Paper n.8559, October, 2001. EICHENGREEN, B. **Can emerging markets float the way they float?** Should they inflation target?, Central Bank of Brazil, working paper no. 36, February, 2002.

FEENSTRA,R.C.; KENDAL, J.D. Pass-through of exchange rates and purchasing power parity, **Journal of International Economics**, 43, pp. 237 – 261, 1997.

FIORENCIO, A.; MOREIRA, A.R.B. **Latent indexation and exchange rate pass-through** IPEA RIO.Texto para discussão n. 59.1999.

GOLDFAJN, I.; WERLANG, S.R.C. **The pass-through form depreciation to inflation: a panel study.**Banco Central do Brasil. Trabalhos para discussão n. 5, 2000.

HARVEY, A. C., **Forecasting Structural Time Series Models and the Kalman Filter**, Cambridge University Press, Cambridge, 1989.

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

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

KRUGMAN, P. **Pricing to market when the exchange rate changes**, NBER, working paper no. 1926, May 1987.

MACIEL, L.F.P. **Pass-through cambial: uma estimação para o caso brasileiro.** Rio de Janeiro, RJ. Dissertação de Mestrado em Economia. Fundação Getúlio Vargas, 44 p., 2007.

McCARTHY, J. **Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies.** New York, Federal Reserve Bank of New York, 53 p. (Staff Reports, 111), 2000.

MUINHOS, M. K. **Inflation targeting in an open financially integrated emerging economy:** The case of Brazil.Banco Central do Brasil. Working Paper Series 26, 2001.

MUINHOS, M. K. & ALVES, S. A. L. **Medium-size macroeconomic model for the Brazilian economy.**Banco Central do Brasil. Working Paper Series 64, 2003.

NOGUEIRA, V. A. **Transmissão da Variação Cambial para as Taxas de Inflação no Brasil:** estimação do *pass-through*através de modelos de vetores autorregressivos estruturais com correção de erros.Dissertação de mestrado, FGV, 2012.

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

PIMENTEL, D. I. - **Assimetria No Repasse Cambial Para A Inflação: Uma Análise Empírica Para O Brasil De 1999 A 2011**. Dissertação de Mestrado, UFRJ 2013.

POLLARD, P. S. & COUGHLIN, C. C..**Size matters:** Asymmetric exchange rate pass-through at the industrial level.Universityof Nottingham. ResearchPaper Series 2004/13,2004.

SACHS, J.; ZINI Jr., A. A. A inflação brasileira e o “Plano Real”. **Revista de Economia Política**, vol. 15 n. 2 (58), abril-junho/95

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

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

1. Mestranda em economia aplicada PPGE - UFRGS. Email: panveloso@yahoo.com [↑](#footnote-ref-1)
2. Professor PPGE - UFRGS. Email: msp@ufrgs.br [↑](#footnote-ref-2)
3. Professor PPGE - UFRGS. Email: ribeiroguilherme@gmail.com [↑](#footnote-ref-3)
4. Para literatura sobre aplicações do *pricingtomarket* ler Betts e Devereux (2000) e Feenstra e Kendal (1997). [↑](#footnote-ref-4)
5. Para descrição mais detalhada da relação do grau de abertura da economia e o coeficiente de *pass-through* ver anexo de Goldfajn e Werlang (2000). [↑](#footnote-ref-5)
6. Nesta seção seguimos muito proximamente Albuquerque e Portugal (2005) e Feenstra e Kendal (1997). [↑](#footnote-ref-6)