Insper Instituto de Ensino e Pesquisa
Programa de Mestrado Profissional em Economia

Marcio Lobo Caires

Análise do Pass-through da taxa de câmbio para preços de bens importados no Brasil

São Paulo

2013

Marcio Lobo Caires

Análise do Pass-through da taxa de câmbio para preços de bens importados no Brasil

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia do Insper, Instituto de Ensino e Pesquisa, como parte dos requisitos para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Finanças e Macroeconomia Aplicadas
Orientadora: Profa. Dra. Camila de Freitas Souza Campos - Insper

São Paulo

2013

Caires, Marcio Lobo
Análise do Pass-through da taxa de câmbio para preços de bens importados no Brasil. / Marcio Lobo Caires; orientadora: Camila de Freitas Souza Campos – São Paulo: Insper, 2013.
55f.

Dissertação (Mestrado – Programa de Mestrado Profissional em Economia. Área de concentração: Economia, Macroeconomia e Comércio Internacional) – Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

1. Pass-through 2. Preços de bens importados 3. Estimação ERPT Brasil

FOLHA DE APROVAÇÃO

Marcio Lobo Caires

Análise do Pass-through da taxa de câmbio para preços de bens importados no Brasil

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia do Insper Intituto de Ensino e Pesquisa, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Economia e Macroeconomia Aplicadas

Aprovado em janeiro/2014

Banca Examinadora

Profa. Dra. Camila de Freitas Souza Campos

Instituição: Insper Assinatura: _____

Prof. Dr. José Luiz Rossi Júnior

Instituição: Insper Assinatura: _____

Prof. Dr. Hilton Hostalácio Notini

Instituição: Itaú Unibanco Assinatura: _____

Aos meus pais e à minha esposa Tatiana,

por todo apoio e incentivo na busca do saber.

RESUMO

Caires, Marcio Lobo. **Análise do Pass-through da taxa de câmbio para preços de bens importados no Brasil** 2013. 55f. Dissertação (Mestrado) – Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, São Paulo, 2013.

Este estudo analisa o *pass-through* da taxa de câmbio para bens importados no Brasil. Utilizando índices de preços para trinta grupos diferentes de produtos importados, observou-se a trajetória dos coeficientes estimados para o período entre 1996 e 2013. Enquanto não houve diferenças estatísticas significantes entre os coeficientes estimados entre grupos para um determinado período (cross-section), foram identificadas duas quebras estruturais nas séries de tempo para diversos grupos. A primeira quebra ocorreu em 1999, quando se observou uma queda na média do ERPT estimado de 80% para 50%, compatível com a literatura existente que identifica uma forte queda no ERPT após a adoção do regime cambial flutuante e sistema de Meta de Inflação. A segunda quebra estrutural ocorreu em 2009. Acredita-se que ela possa estar relacionada à maior intervenção do governo e do Banco Central na taxa de câmbio, mudando a percepção dos agentes de mercado que o regime cambial se tornou administrado ("flutuação suja"). O coeficiente médio estimado elevou-se para 70% a partir dessa data.

Palavras-chave: *pass-through*; regime cambial; comércio internacional; inflação;

ABSTRACT

Caires, Marcio Lobo. **Exchange Rate *Pass-through* Analysis to Brazilian import prices**. 2013. 56 p. Dissertation (Mastership) – Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, São Paulo, 2013.

This paper analyses the Exchange rate *pass-through* to import prices in Brazil. Using price index for thirty groups of imported products, it was observed the estimated coefficient trajectory, from 1996 until 2013. While, there were no significant statistic differences on estimated coefficients among groups for a certain period (cross-section), two structural breaks have been identified in time series for the groups. The first break was in 1999, when the average estimated coefficient fell to 50% from 80%, in line with existing literature that identifies a strong ERPT fall after floating foreing regime and Inflation Target System adoption. The second break was in 2009. It was considered the possibility it was related to a stronger intervention from government and Central Bank on foreing Exchange rate, changing the perception from the agents that exchange rate system became regulated ("dirty floating"). The average estimated coefficient has elevated to 70% after this date.

Keywords : pass-through; Exchange rate regime; international trade; inflation;

Lista de Gráficos

Gráfico 1 – Evolução da taxa de câmbio – cesta de moedas 18

Gráfico 2 – Evolução dos preços dos importados – índices de preços. 19

Gráfico 3 – Coeficientes estimados para ERPT entre setores e períodos 21

Gráfico 4 – ERPT estimado janela móvel 4 anos – Importações Gerais. 22

Gráfico 5 – ERPT estimado janela móvel 4 anos – Agricultura. 23

Gráfico 6 – ERPT estimado janela móvel 4 anos – Alimentos 23

Gráfico 7 – ERPT estimado janela móvel 4 anos – Bens de Capital. 24

Gráfico 8 – ERPT estimado janela móvel 4 anos – Bens duráveis 24

Gráfico 9 – ERPT estimado janela móvel 4 anos – Bens intermediários 25

Gráfico 10 – ERPT estimado janela móvel 4 anos – Bens não duráveis 25

Gráfico 11 – ERPT estimado janela móvel 4 anos – Indústrias diversas 26

Gráfico 12 – ERPT estimado janela móvel 4 anos – Têxtil 26

Gráfico 13 – ERPT estimado janela móvel 4 anos – Veículos. 27

Gráfico 14 – Comparativo *Pass-through* da taxa de câmbio para preços de bens importados (CPI Composto x US PPI) 30

Gráfico 15 – Comparativo *Pass-through* da taxa de câmbio para preços de bens importados - diferentes parceiros comerciais. 32

Gráfico 16 – Teste de Estacionariedade Índice de Preços – nível – inspeção visual 39

Gráfico 17 – Teste de Estacionariedade Índice de Preços – Primeira diferença – inspeção visual 40

Gráfico 18 – Teste de Estacionariedade Cesta de Moedas – nível – inspeção visual 40

Gráfico 19 – Teste de Estacionariedade Cesta de Moedas – Primeira diferença – inspeção visual 41

Gráfico 20– Teste de Estacionariedade US PPI – nível – inspeção visual 41

Gráfico 21 – Teste de Estacionariedade US PPI – Primeira diferença – inspeção visual 42

Gráfico 22 – ERPT estimado 1997 / 2013 53

Gráfico 23 – ERPT estimado 1997 / 2001 53

Gráfico 24 – ERPT estimado 2001 / 2005 54

Gráfico 25 – ERPT estimado 2005 / 2009 54

Gráfico 26 – ERPT estimado 2009 / 2013 55

Gráfico 27 - Comparativo *Pass-through* da taxa de câmbio para preços de bens importados (US CPI x US PPI) 55

Lista de Tabelas

Tabela 1 – Participação (%) nas importações brasileiras. 32

Tabela 2 – Setores de importações Funcex 48

Tabela 3 - Commodity Research Bureau - Composição 48

Tabela 4 - Resultados – Pass through estimado período: jun/1997- jun/2013 49

Tabela 5 - Resultados – Pass through estimado período: jun/1997- jun/2001 49

Tabela 6 Resultados – Pass through estimado período: jun/2001- jun/2005 50

Tabela 7 Resultados – Pass through estimado período: jun/2005 - jun/2009 50

Tabela 8 - Resultados – Pass through estimado período: Período: jun/2009 - jun/2013 51

Tabela 9 - Pass-though estimado – comparativo entre períodos 52

Tabela 10 - Coeficiente estimado para interação entre a variação na taxa de câmbio e a variável dummy - Dummy = 1 - Real se deprecia > 2.1% em relação a cesta de moedas 52

Sumário

1. **Introdução**. 12

2. **Revisão bibliográfica** 14

3. **Metodologia** 17

4. **Descrição dos Dados** 18

4.1 Procedimento Econométrico 19

5. **Resultados** 21

5.1 Testes de Robustez 29

5.1.1 Análise CPI x PPI 29

5.1.2 *Alterações na composição dos parceiros comerciais do Brasil* 31

5.1.3 *Efeito da atividade sobre ERPT* 33

5.1.4 *Não linearidade* 34

6. **Conclusão** 36

Referências 38

Apêndice 39

1. Introdução

A taxa de câmbio, isto é, a relação de preços entre as moedas de dois países apresenta um papel importante e amplo em uma economia.

Em primeiro lugar, a balança comercial de um pais é afetada pela taxa de câmbio.O comércio internacional sofre grande influência das oscilações da taxa de câmbio. De acordo com a direção da variação cambial, o exportador terá seu poder de competição ampliado ou comprimido no país de destino. Sendo assim, o *pass-through* da taxa de câmbio (*Exchange Rate Pass-through* - ERPT) para os preços dos bens exportados (ou importados pelo país comprador) poderá ser integral ou parcial de acordo com uma série de fatores - ambiente competitivo, *mark up* desejado pelo produtor, entre outros.

Desta maneira, políticas governamentais de apreciação / depreciação da moeda local podem não atingir o efeito desejado de estimulo de importações / exportações, dependendo da elasticidade dos preços dos bens na moeda do país do produtor.

A inflação consiste em outra variável econômica que sofre influência da taxa de câmbio, cujos efeitos devem ser estudados.

Na economia brasileira, estabelecemos um marco na inflação do país a partir de 1994, quando o Plano Real foi estabelecido. Índices de inflação como o IPCA, medido pelo IBGE, apresentavam alta volatilidade e atingiam valores extremamente elevados (mais de mil por cento ao ano em alguns momentos!).

Junto com o Plano Real, foi adotado o regime de bandas cambiais, onde ambos colaboraram para a queda da taxa de inflação e manutenção da mesma em níveis mais compatíveis com a inflação observada em outros países no mundo.

Em 1999, o regime cambial se tornou flutuante e o Banco Central do Brasil estabeleceu o Regime de Metas para Inflação. O Conselho Monetário Nacional ficaria responsável por determinar a meta de inflação para os anos subsequentes, e o Banco Central deveria perseguir esse objetivo utilizando os instrumentos de política monetária. Desta maneira, intensificaram-se os estudos com objetivo de identificar as variáveis determinantes para a inflação, analisando a dinâmica, interações e os efeitos de cada uma dessas variáveis.

Nesse contexto, o estudo do *pass-through* da taxa de câmbio para índices de preços passou a ganhar ainda mais relevância no Brasil., ora explorando aspectos macroeconômicos, ora explorando aspectos microeconômicos para sua determinação.

Note que os preços dos bens importados consistem no principal canal através do qual as oscilações na taxa de câmbio vão afetar os preços na economia em um país. A variação nos preços desses itens é importante não apenas nas relações de troca entre dois países, mas ligados também aos seus efeitos na inflação do país importador que terão sua relevância diretamente proporcional ao peso de bens importados na cesta de consumo / abertura comercial de um país.

Alguns artigos publicados ligados ao tema identificaram uma queda do *pass-through* ao longo das últimas décadas para diversos países. Em Marazzi & Sheets (2007), os resultados indicaram uma forte queda do ERPT para os preços de bens importados nos Estados Unidos entre 1980 e 2000. Em Campa e Goldberg (2005) também se conclui que houve uma queda no ERPT dos preços de bens importados entre os países da OECD entre 1975 e 2003. No Brasil, foram encontrados estudos com conclusões semelhantes. Em Albuquerque e Portugal (2005), identifica-se a redução do ERPT para os índices de preços IPCA e IGP-DI nas últimas duas décadas.

O objetivo deste estudo será analisar se conseguimos identificar uma trajetória declinante no *pass-through* da taxa de câmbio para o Brasil também ao longo das duas últimas décadas.

Diferente de outros estudos no Brasil como Goldfajn e Werlang (2000), onde se explorou a determinação do *pass-through* sobre índices de preços ao consumidor, será feita uma abordagem sobre índices de preços de bens importados.

Utilizando-se dados mensais de índices de preços de bens importados, serão analisados primeiramente índices mais agregados, e na sequencia, serão obsevados o comportamento de índices mais desagregados, com o objetivo de identificar eventuais diferenças nos resultados obtidos. Mudanças nas pautas dos bens importados, assim como nos parceiros comerciais são fatores potencias que possam explicar alterações ao longo do período analisado.

Os resultados encontrados indicam que os ERPT´s para os bens importados no Brasil apresentaram forte declínio após 1999, com a introdução do regime de câmbio flutuante e Sistema de Meta para Inflação (média caiu de 0,80 para 0,50). Até 2007, os coeficientes estimados permaneceram relativamente estáveis, e após este período foi identificado elevação dos ERPT´s para níveis marginalmente abaixo daqueles observados durante o período do regime de câmbio fixo (0,70).

O estudo consegue, portanto, trazer uma nova análise mais desagregada do pass-through da taxa de câmbio para os preços de bens importados ao longo das últimas duas décadas, produzindo resultados robustos para aproximadamente 30 grupos diferentes de bens importados. Adicionalmente, o estudo traz uma análise mais atualizada do tema após 2007. A maior parte dos trabalhos produzidos ligados ao tema antecede essa data e não capturaram a reversão do declínio do ERPT.

2. Revisão bibliográfica

Há uma vasta literatura que estuda o repasse da variação da taxa de câmbio para os preços.

Podemos dividir os grupos de estudos em análise do ERPT sobre índices de preços ao consumidor (ex: Goldgajn e Werlang (2000), Correa e Minella (2006); sobre índices agregados de preços de importados (ex: Marazzi e Sheets (2007), Campa, Goldberg e Miguez (2005)); ou sobre um mercado específico, com um enfoque mais microeconômico como o de automóveis (Goldberg e Verboven (2000)) e de cervejas (Goldberg e Hellerstein (2012))

Adicionalmente, os estudos variam em termos de metodologia. Alguns fazem análises de séries de tempo, estudando a trajetória do coeficiente estimado para ERPT, já outros utilizam dados em painel, fazendo um estudo comparativo entre países.

Em Taylor (2000), a queda do pass-though da taxa de câmbio é associada a uma queda no poder de determinação de preços pelas firmas em decorrência de um ambiente de inflação mais baixa nos países e expectativa de baixa persistência dos choques inflacionários. Utilizando dados dos Estados Unidos ao longo das décadas de 80 e 90, Taylor (2000) estudou-se a política de preços das firmas repassando choques aos preços aos consumidores, onde são analisados os efeitos de choques temporários e permanentes sobre o PIB e a Base monetária americana. O modelo macro analisa o reflexo da política monetária sobre o repasse da variação cambial sobre os índices de preços e conclui que há uma possibilidade de reversão dessa queda verificada no *pass-through* em um diferente contexto macroeconômico.

Campa e Goldberg (2002) analisaram os dados trimestrais de índices de preços de bens importados de 1975 até 1999 de diferentes indústrias de 25 países da OECD, e testaram se o *pass-through* da taxa de câmbio é endógeno às condições macroeconômicas de um país. Foram feitos estudos comparativos do ERPT entre os países em um dado período (cross-section) e a evolução do ERPT de cada país/indústria ao longo do tempo (séries temporais).

Neste estudo, Campa e Goldberg (2002) constataram que fatores macroeconômicos como inflação ou volatilidade da taxa de câmbio têm pouco efeito sobre *pass-through* da taxa de câmbio (contrapondo-se, portanto, à conclusão de Taylor (2000)), enquanto características microeconômicas e ligadas a composição da indústria são mais importantes na determinação do ERPT. A redução do peso de Energia nas importações em direção de produtos manufaturados foi apontada como decisiva na queda do ERPT entre os países da OECD.

Ainda nesse estudo, foram realizados testes estatísticos nas amostras para identificar se houve declínio/quebra estrutural dos coeficientes estimados, porém os resultados foram inconclusivos, pois nem todos os países apresentaram queda, e entre as quedas identificadas, apenas algumas foram estatisticamente significantes.

Marazzi e Sheets (2007) estudaram o *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de bens importados nos Estados Unidos entre 1980 e os anos 2000, utilizando como variáveis explicativas a taxa de câmbio, o índice de preços ao consumidor externo e um índice de

preços de commodities (os últimos como proxy do custo do produtor estrangeiro). Identificou-se um declínio sustentável no *pass-through* da taxa de câmbio para o período.

Esta queda estaria ligada a diversos fatores tais como a redução da participação de indústrias intensivas em commodities nas importações norte-americanas e o aumento da presença de exportadores chineses no mercado norte-americano. Questionou-se se a queda estaria relacionada a um grupo especifico de produtores, porém os resultados indicaram um declínio disseminado entre as diversas categorias.

Já em Campa, Goldberg e Miguez (2005), analisa-se também o *pass-through* da taxa de câmbio para preços de bens importados, mas na Zona do Euro. Notou-se que o *pass-through* da taxa de câmbio detectado para curto prazo é elevado e incompleto, porém no longo prazo o *pass-through* é mais elevado e se aproxima de um.

Foram identificados diferentes comportamentos entre as indústrias e uma trajetória declinante do coeficiente ao longo do tempo. Diferente de Marazzi e Sheets (2007), nesse estudo buscam-se quebras estruturais na amostra a fim de identificar mudanças no coeficiente de pass-through. Os resultados indicaram, entretanto, que o declínio não é estatisticamente significante após a criação da Zona do Euro.

Goldberg e Hellerstein (2012) realizaram um estudo com abordagem microeconômica a respeito do ERPT para o mercado de cervejas nos Estados Unidos no período de 1991 até 1995. Foram utilizados dados de alta frequência (semanais) obtidos em uma grande cadeia de supermercados a fim de identificar melhor o papel da rigidez dos preços e analisar a cadeia de distribuição (tanto no nível do fabricante, quanto do varejo).

Os resultados apontaram que o *pass-through* incompleto para os preços está ligado principalmente a custos de produção locais *non-tradables* (60%), à diferenciação das marcas (30%) e a ajustes de markup (8%).

Goldgajn e Werlang (2000) estudaram a importância dos efeitos de uma moeda sobrevalorizada e do nível de inflação inicial no grau de pass through da taxa de cambio para os índices de preços, através de um painel com 71 países. Enquanto o primeiro fator foi identificado como mais relevante para países emergentes, a última variável foi mais importante para os países mais desenvolvidos.

Correa e Minella (2006) investigam a possibilidade de não linearidade do ERPT no Brasil através de modelos com threshold combinados ao modelo da Curva de Phillips. Foram realizados testes em relação à direção e magnitude na variação da taxa de câmbio; à volatilidade da taxa de câmbio. e ao hiato do produto. Os resultados apontaram que movimentos de desvalorização do Real acima de um threshold apresentam um coeficiente mais elevado de repasse da variação cambial aos índices de preços (estudo usa IPCA), assim como em momentos que a economia cresce acima do PIB potencial estimado no paper; e quando a volatilidade da taxa de câmbio é mais baixa.

Em outro artigo publicado no Brasil, Albuquerque e Portugal (2005) desenvolveram um modelo de maximização de lucros para as firmas onde os custos foram modelados em

função da taxa de câmbio. Foram analisados dados de 1980 até 2002, analisando o ERPT para o IPCA e o IGP-M. Os resultados mostraram que o ambiente inflacionário e o regime cambial percebido pelos agentes afetam o nível do *pass-through* da taxa de câmbio. Observou-se redução do *pass-through* para os índices de preços após a implementação do Plano Real e, principalmente, após a adoção do regime cambial flutuante em 1999.

Nessa mesma linha, Karagöz, Demirel, e Bozdağ (2010) estudaram se a adoção do sistema de metas de inflação e regime cambial flutuante, sucedendo um regime de câmbio fixo para seis países (entre eles Brasil) levou a uma queda do pass through da taxa de câmbio sobre o índice de preços ao consumidor.

Através de séries temporais e cross-section, constatou-se que o ganho de credibilidade dos bancos centrais afetou a rigidez de preços e, consequentemente, reduziu o *pass-through* nessas economias.

3. Metodologia

O preço de um bem importado é determinado por diversos fatores. Presente em todos os modelos de precificação, o produtor exportador leva em conta o custo marginal do produto e o mark up desejado. Este mark up, por sua vez, levará em conta o produto e mercado que o produtor está participando, seja em competição perfeita, concorrência monopolística, entre outros.

Segundo Campa, Goldberg e Minguez (2005), o preço de um bem importado pode ser definido como:

$$\boldsymbol{pimp_t = e_t + mkup_t + mc_t} \qquad \textbf{(1)}$$

Onde:

$\boldsymbol{pimp_t}$ – logaritmo do preço do bem importado,

$\boldsymbol{e_t}$ – logaritmo da taxa de câmbio, definido como unidades da moeda local (país importador) em relação à moeda estrangeira (país exporador),

$\boldsymbol{mkup_t}$ – logaritmo do mark-up do exportador,

$\boldsymbol{mc_t}$ – logaritmo do custo marginal do exportador,

No modelo acima, assume-se o processo da taxa de cambio como exógeno na economia. O ajuste do markup é observado como um indicador de mudanças no ambiente competitivo enfrentado pelos produtores exportadores no mercado local.

Dessa maneira, o pass through estimado representa a soma dos efeitos sobre o repasse dos preços dos bens importados com variação cambial, a mudança no markup para compensar parte desse repasse e alterações nos custos marginais relacionados a movimentações na taxa de câmbio (ex: insumos importados).

Diante disso, o modelo que será estudado testará a variação do preço dos bens importados em moeda local, tendo como variáveis explicativas a variação da cesta de moedas contra o Real e a inflação ao produtor nos Estados Unidos como uma proxy do custo do produtor estrangeiro exportador.

$$\boldsymbol{\Delta\, pimp_t = a * \Delta\, e_t + b * \Delta mc_t} \qquad \textbf{(2)}$$

O coeficiente $\boldsymbol{a}$ multiplicando $\boldsymbol{\Delta\, e_t}$ corresponde ao pass through da taxa de câmbio para os índices de preços. Analisando casos extremos, quando a for igual a 1, nos deparamos com um caso de *pass-through* completo, onde a variação da taxa de câmbio é repassada integralmente para os preços dos bens importados. Em contrapartida, quando este coeficiente for igual a 0, não há nenhum repasse da variação cambial para os preços dos bens importados, sendo a mesma absorvida integralmente pelo exportador, comprimindo ou ampliando seu mark up sobre o custo de produção. O coeficiente “b” corresponde ao ajuste do markup em relação a mudanças no custo marginal (mc).

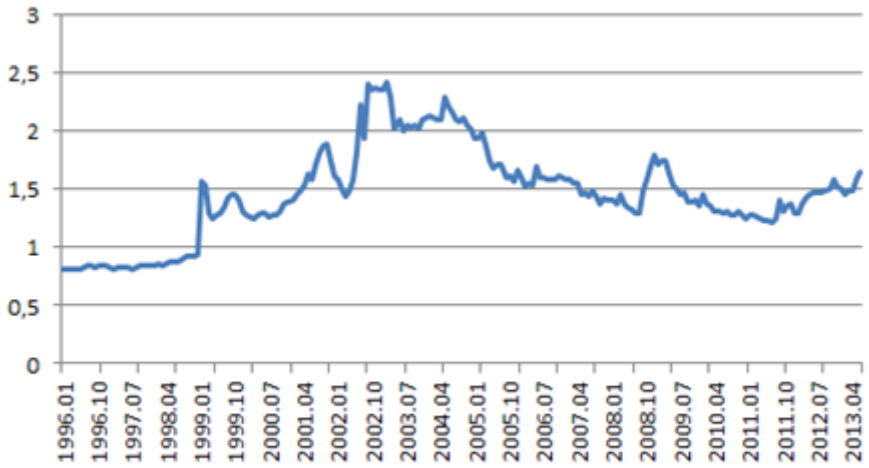
4. Descrição dos Dados

Os preços dos bens importados foram obtidos na FUNCEX (Fundação Centro de Estudos Comércio Exterior). Os índices de preços são calculados mensalmente para diversos setores em dólar FOB (*Free on Board)* e será explorado o período de 1996 até 2013. Na Tabela 2 no Apêndice, encontram-se todos os setores disponíveis com séries históricas de dados de índices de preços de bens importados.

Apesar da disponibilidade dos dados para diversos grupos desde 1978, optou-se por iniciar em 1996, devido à elevada volatilidade da inflação no período que antecede o Plano Real, e pelo fato de 1995 ser considerado um ano de transição. Para calcular estes índices de preços em Reais, multiplicou-se o índice pela taxa de câmbio nominal R$ / Dólar obtido no *IFS (International Financial Statistics)***.**

A cesta de moedas foi calculada a partir da média ponderada da taxa de câmbio nominal dos países / regiões que compõem a cesta cujos pesos são baseados na participação na corrente de comércio (exportações + importações) do Brasil com o grupo de países considerado. Foram utilizados os pesos informados pela Funcex: Cesta de 13 Moedas: Zona do Euro (29,3%), EUA (28,0%); Argentina (10,8%), China (7,7%), Japão (5,1%); México (3,9%), Chile (3,2%), Reino Unido (3,2%), Coréia do Sul (2,7%), Rússia (2,2%), Canadá (1,8%), Paraguai (1,1%) e Uruguai (1,0%).

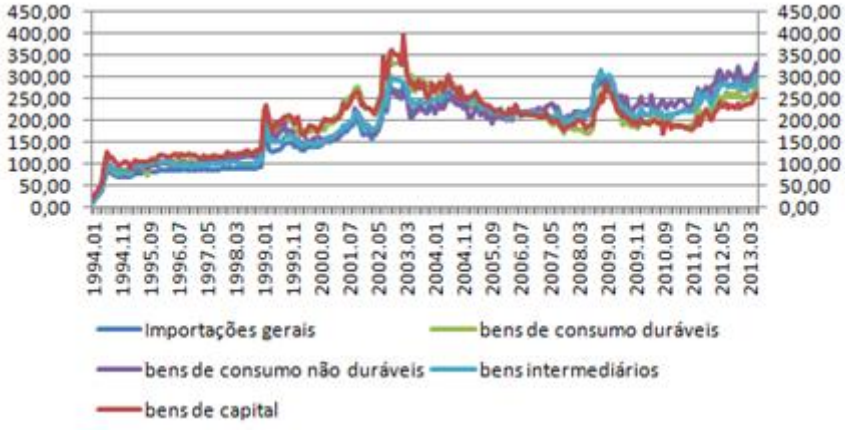
Gráfico 1 – Evolução da taxa de câmbio – cesta de moedas



Fonte: International Financial Statistics

Utilizou-se como proxy para custos ao produtor (*Producer Price Indices* - PPI) a inflação ao produtor nos Estados Unidos (US PPI), obtido no *US Bureau of Labor Statistics,* onde os dados são divulgados mensalmente. Este índice mede a variação média dos preços recebidos pelos produtores americanos. Considerou-se também construir um índice de preços composto pelos países participantes da cesta de moedas. Entretanto, não há disponibilidade desses dados mensais para todos os países.

Gráfico 2 – Evolução dos preços importados – índices de bens importados



Fonte: Funcex

Serão realizados alguns testes a frente, incluindo o preço de commodities a fim de controlar seu efeito sobre o custo do produtor. Para isso, será utilizado um índice calculado pelo Commodity Research Bureau (CRB) que inclui metais, grãos, petróleo e gás natural – ver Apêndice Tabela 2.

4.1 Procedimento Econométrico

Para proceder com a estimação deste trabalho, foram realizados testes de estacionariedade para todas as séries envolvidas.

Conforme resultados no Apêndice, o teste ADF rejeitou a existência de raízes unitárias em primeira diferença para todas as séries. Interessante notar que o fato da estatística t da variável tendência ser estatisticamente insignificante não significa que esse regressor deva ser excluído da regressão. Na presença de variáveis com tendência determinística linear tem sempre de ser incluída a constante e a tendência no teste ADF.

Ao estimar o modelo de acordo com (2) (modelo ADL), estou assumindo que há exogeneidade dos regressores do modelo. Isto é, a direção da causalidade decorre apenas da variável explicativa para a variável explicada, não podendo haver efeito contemporâneo de "y" sobre a variável "x". Dado o nível de desagregação dos índices de preços de bens importados que são utilizados, torna-se razoável supor que os efeitos dinâmicos dos preços desses setores de bens importados sobre a taxa de câmbio e o US PPI sejam limitados. Por exemplo, a variação dos preços de bens de consumo duráveis, ou de veículos, dificilmente terá um efeito contemporâneo sobre a taxa de câmbio e o índice de preços ao produtor estrangeiro.

Além disso, a fim de nos assegurarmos da exogeneidade das variáveis explicativas, foram realizados testes de causalidade - Teste de Engle-Granger. Os resultados obtidos indicaram que não há efeito contemporâneo dos preços dos bens importados sobre as

variáveis explicativas (taxa de câmbio e US PPI), reforçando a nossa hipótese de exogeneidade. Adicionalmente, foram incluídos dois lags à estimação [(1)].

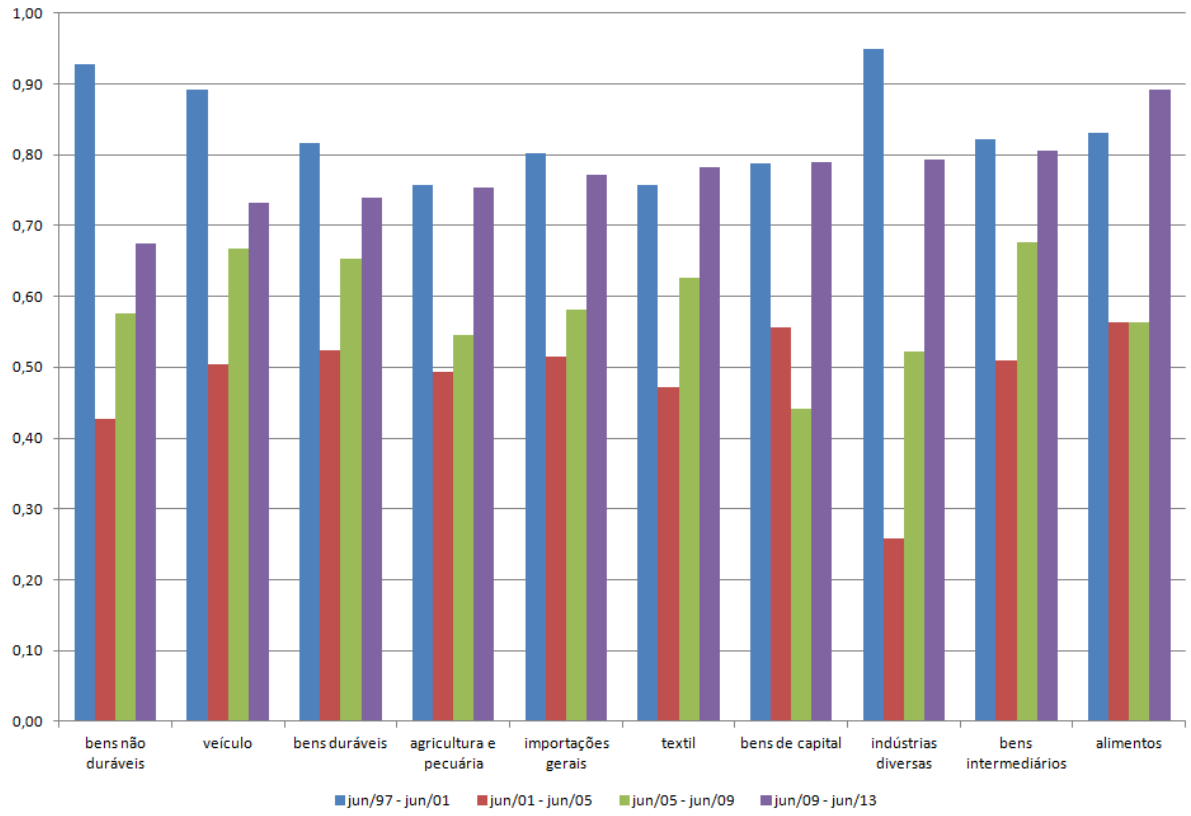
[1] A fim de decidir a quantidade ótima de lags, utilizou-se a ferramenta do E-views L*ag Lenght Criteria.* Na maior parte dos testes, os critérios de informação indicaram o uso de dois lags. Foram analisados os testes de autocorrelação dos resíduos observando seus correlogramas, e não houve indícios da presença de autocorrelação.

5. Resultados

A seguir, são apresentados os resultados das estimações. Primeiro, estimam-se os coeficientes para o período inteiro (Tabela 2 no Apêndice). Em seguida, o modelo é estimado para janelas de cinco anos de junho de 1997 até junho de 2013.

As Tabelas 3 a 6 no apêndice apresentam os resultados destas regressões. Para o período de jun/1997 a jun/2001, o *pass-through* médio estimado foi de 80%; para período de jun/2001 a jun/2005, o *pass-through* médio estimado foi de 50%; para o período de jun/2005 a jun/2009, o *pass-through* médio estimado foi de 60%; e por fim, para o período de jun/2005 a jun/2009, o *pass-through* médio estimado foi de 70%. Para a maioria dos casos, o coeficiente foi significante a 1%.

Gráfico 3 - Coeficientes estimados para ERPT entre setores e períodos



A partir dos resultados obtidos, deseja-se identificar se há diferença estatística significante entre os coeficientes estimados para o *pass-through* da taxa de câmbio entre os setores. Dessa maneira, foram realizados testes levando em consideração os valores obtidos e seus desvios-padrão.

Ao analisar o período todo, de 1996 a 2013, nota-se no gráfico 1, onde são agrupados os coeficientes estimados para os diferentes períodos e setores, que os coeficientes estimados no período de jun/1997 – jun/2001 são os mais elevados para a maior parte dos setores (média em torno de 0,80); em contrapartida o período seguinte de jun/2001 – jun/2005

apresenta os menores valores estimados (média em torno de 0,50); o período jun/2005 – jun/2009 apresenta uma elevação nos coeficientes estimados (média em torno de 0,60); e por fim o último período de jun/2009 – jun/2013 apresenta nova elevação (média em torno de 0,70).

Testou-se a diferença estatística entre os coeficientes de um mesmo setor ao longo do tempo. A maior parte dos setores indicou diferença estatística significante entre o primeiro e o segundo períodos (jun/1997 - jun/2001 e jun/2001 - jun/2005) e entre o terceiro período e o quatro (jun/2005 - jun/2009 e jun/2009 – jun/2013). Não é significante a diferença entre os coeficientes estimados para o meio da amostra.

Na sequencia, analisa-se a regressão móvel da equação estimada. Foram realizadas regressões móveis entre jan/1996 e jun/2013, utilizando janelas de quarenta e oito meses (quatro anos), onde se avança no tempo, excluindo o primeiro mês e adicionando um novo mês à série.

Foram selecionados dez grupos mais relevantes para realizar essa análise: importações gerais, agricultura, alimentos, bens de capital, duráveis, intermediários, não duráveis, indústrias diversas, setor têxtil e veículos.

Gráfico 4 – ERPT estimado janela móvel 4 anos – Importações Gerais

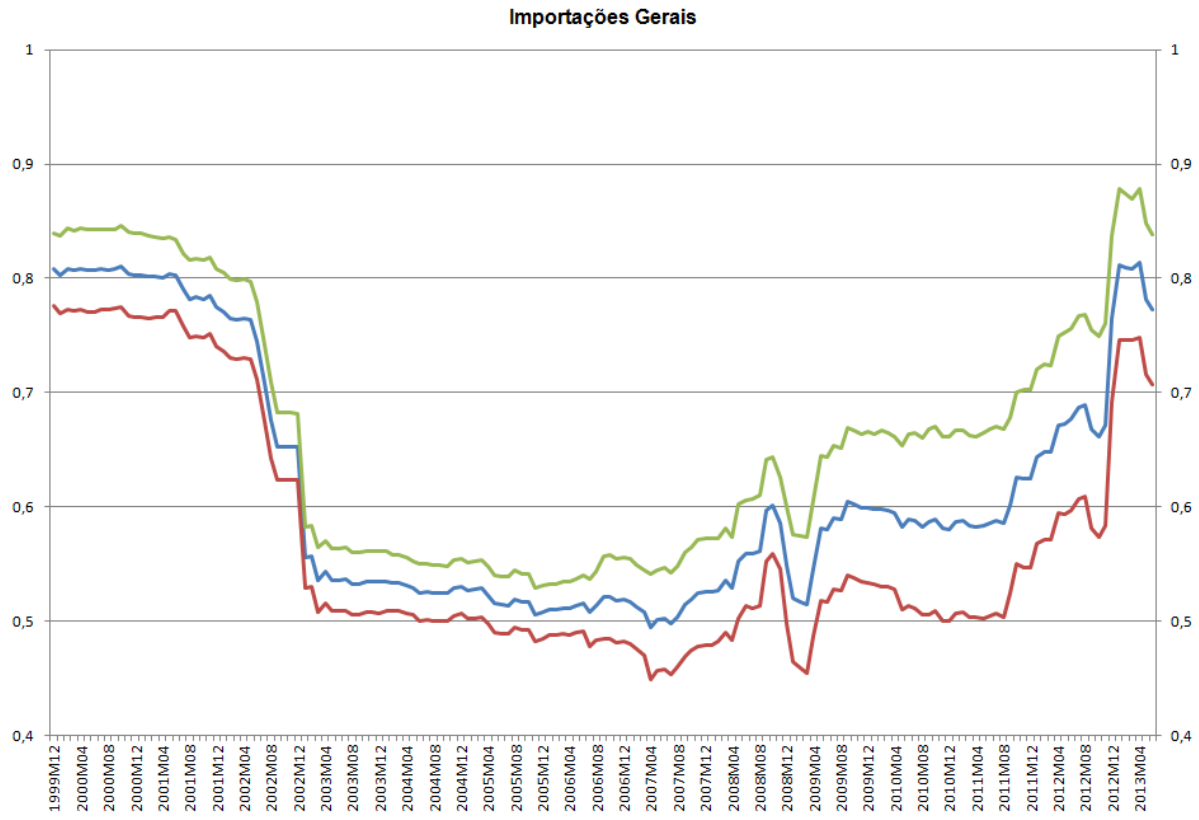


Gráfico 5 – ERPT estimado janela móvel 4 anos – Agricultura

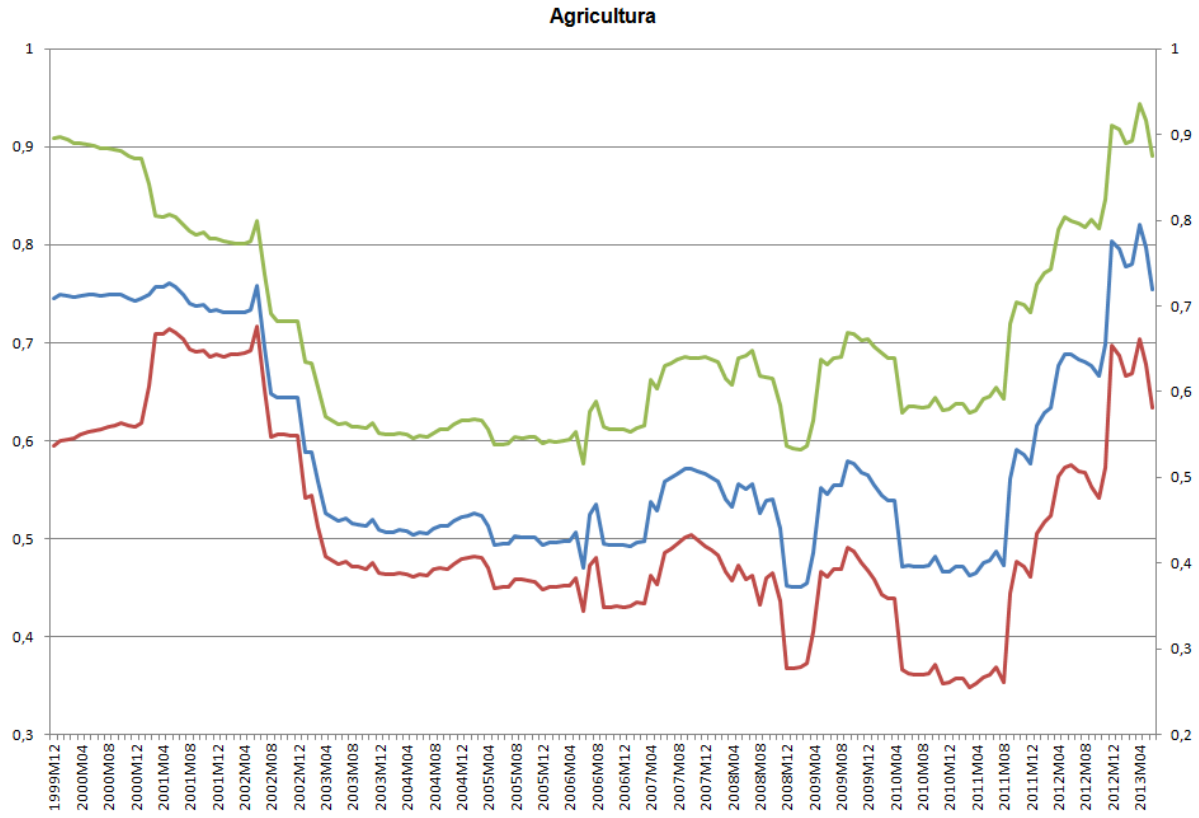


Gráfico 6 – ERPT estimado janela móvel 4 anos – Alimentos

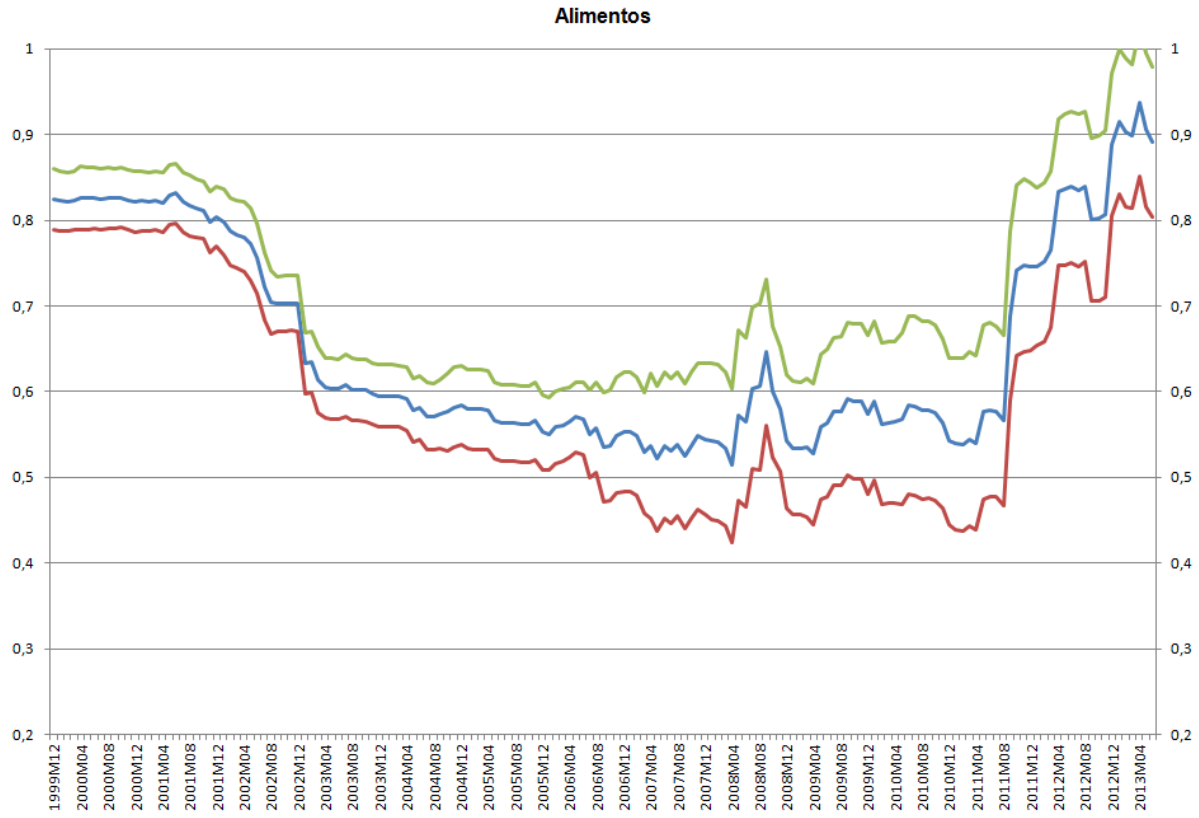


Gráfico 7 – ERPT estimado janela móvel 4 anos – Bens de Capital

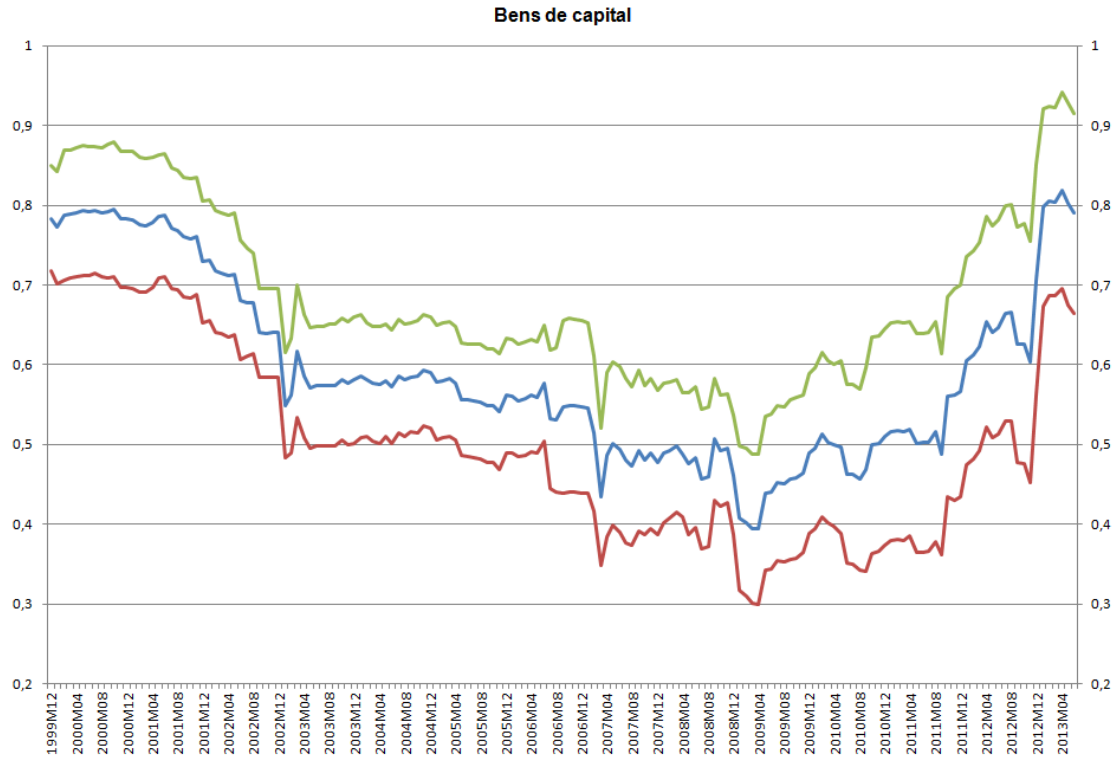


Gráfico 8 – ERPT estimado janela móvel 4 anos – Bens duráveis

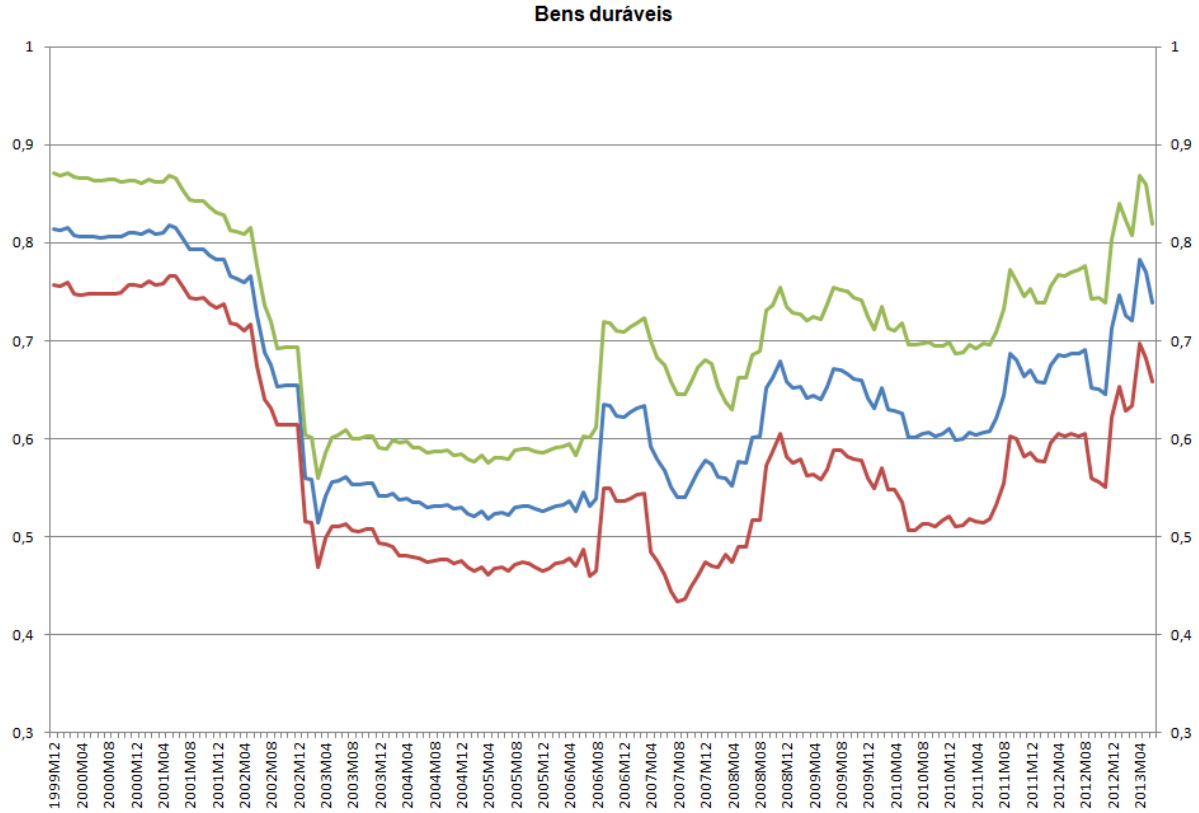


Gráfico 9 – ERPT estimado janela móvel 4 anos – Bens intermediários

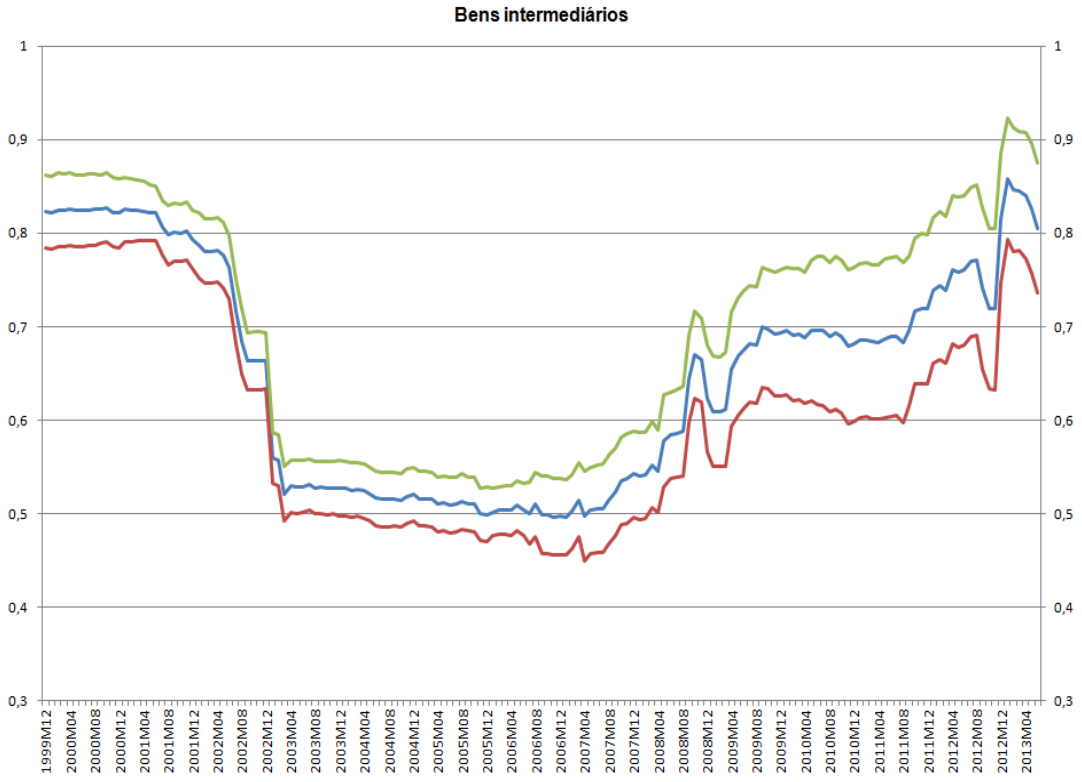


Gráfico 10 – ERPT estimado janela móvel 4 anos – Bens não duráveis

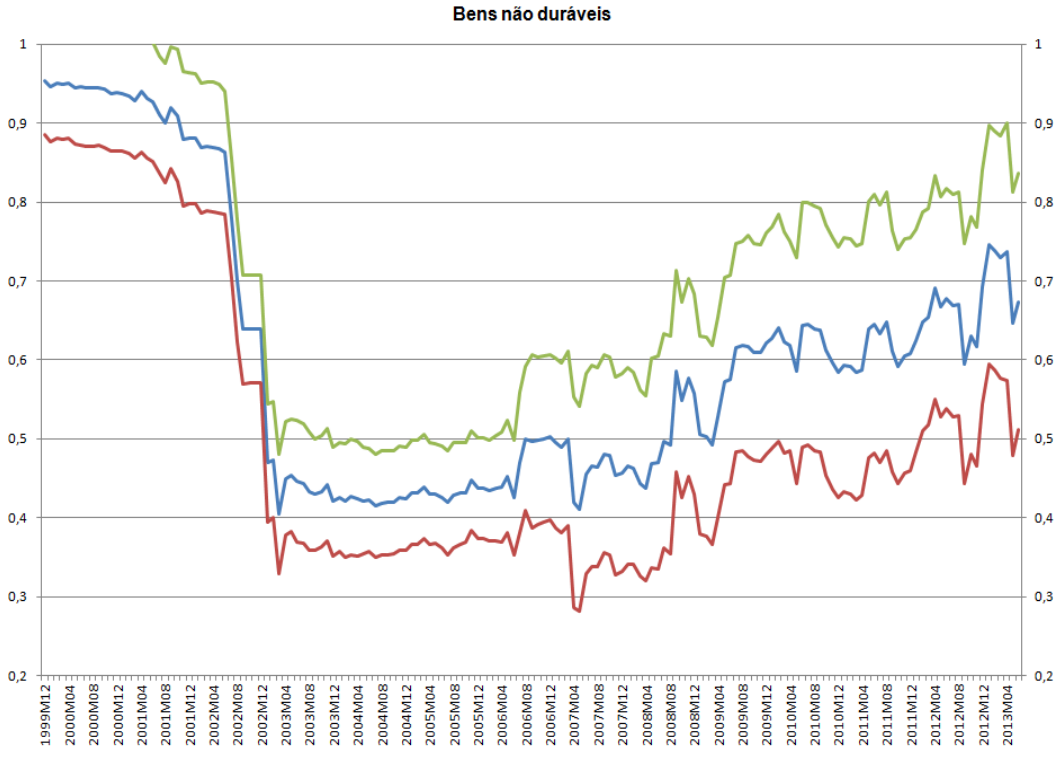


Gráfico 11 – ERPT estimado janela móvel 4 anos – Indústrias diversas

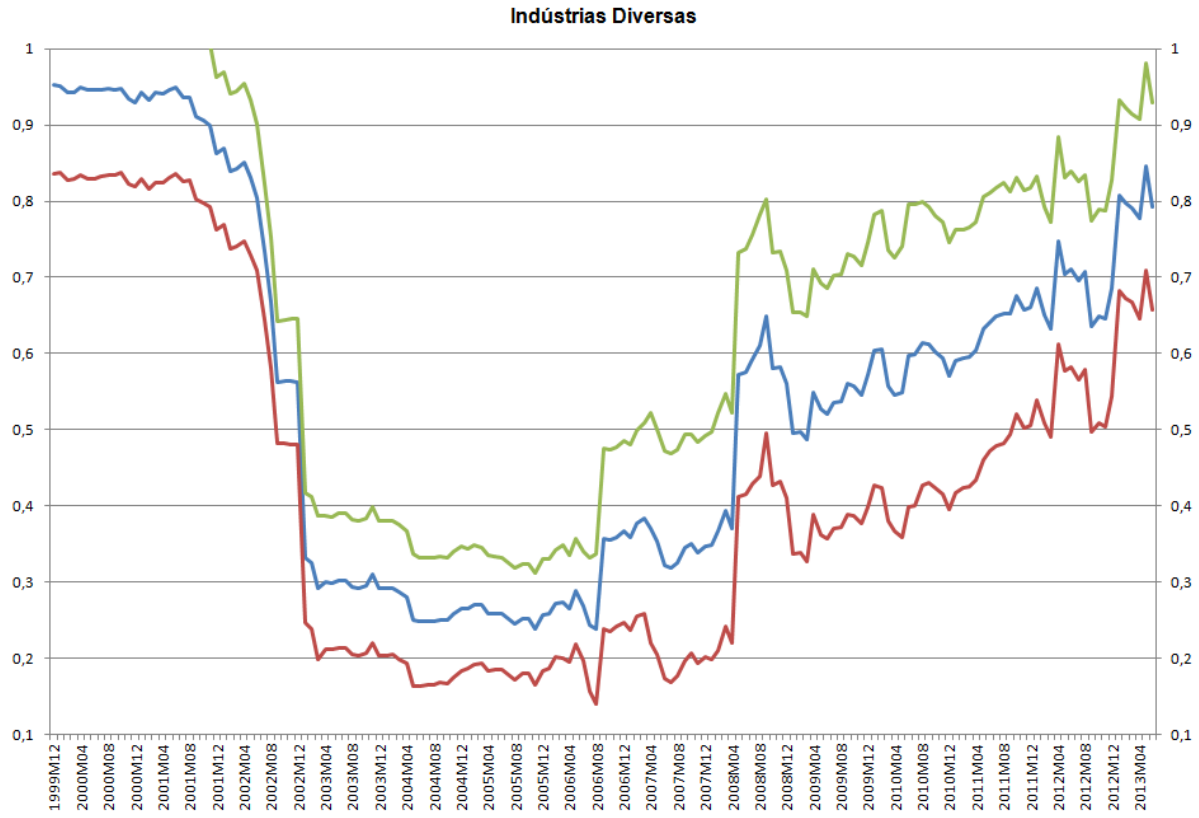


Gráfico 12 – ERPT estimado janela móvel 4 anos – Têxtil

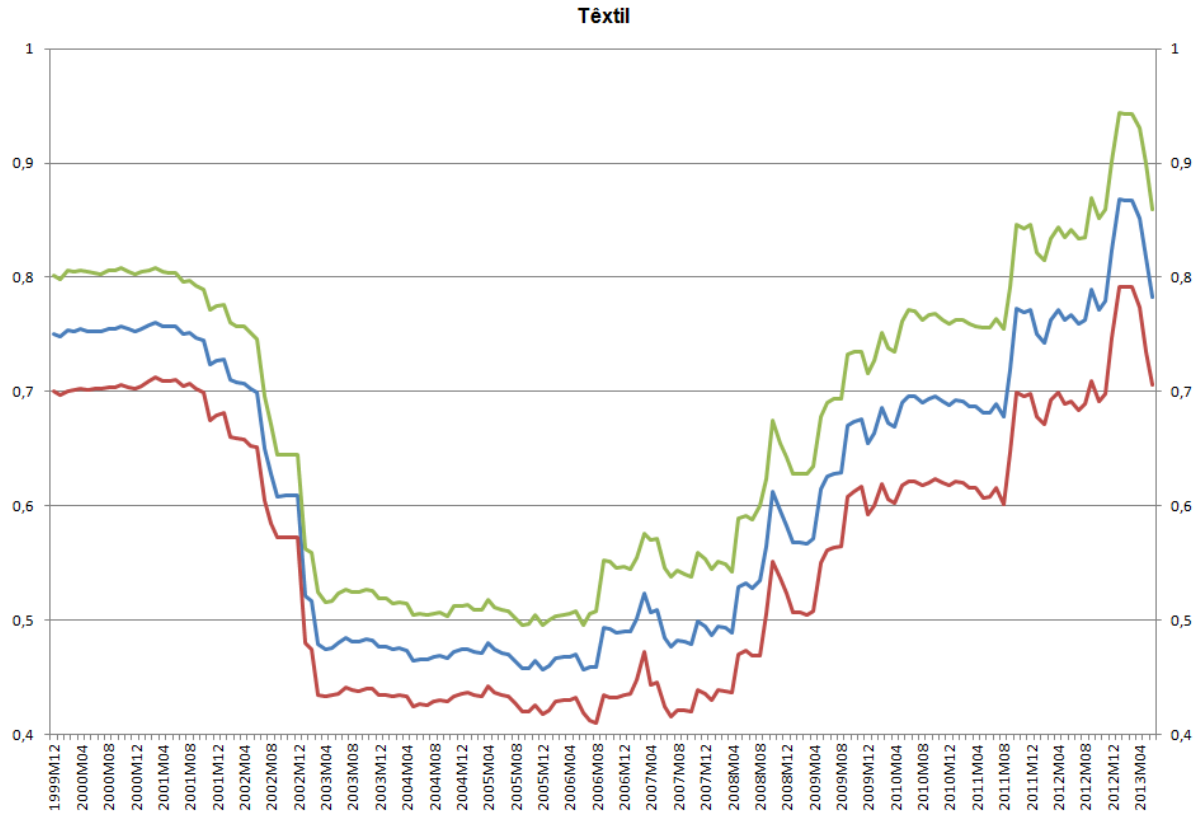
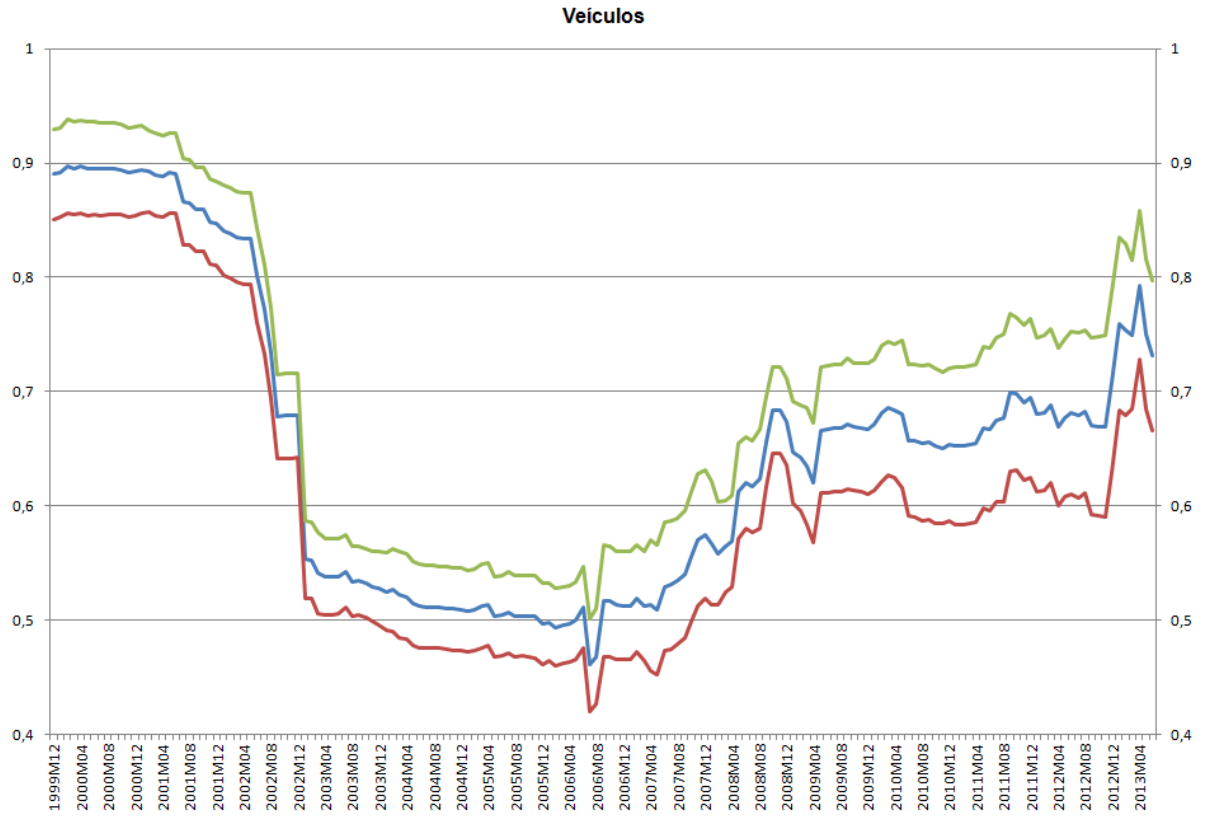


Gráfico 13 – ERPT estimado janela móvel 4 anos – Veículos



A análise gráfica das regressões móveis desses setores corrobora a impressão inicial a respeito do comportamento do coeficiente do *pass-through* da taxa de câmbio para os preços ao longo do tempo, onde se observa uma queda do coeficiente estimado.

A mudança mais relevante ocorreu em geral após o período de 2002, quando se exclui da janela de quatro anos o ano de 1999. Neste ano, ocorreram duas mudanças relevantes na economia brasileira: a transição do regime cambial do cambio fixo para o regime flutuante e a introdução do Sistema de Metas para Inflação.

Em Albuquerque e Portugal (2005), identifica-se tal queda em 1999 para o *pass-through* da taxa de câmbio sobre o IPCA e o IGP-DI. Apesar da expectativa de um *pass-through* mais elevado nesse período por conta da grande desvalorização, a recessão econômica que o país vivia naquele momento pode ter contido os repasses.

Adicionalmente o estudo realizado por Albuquerque e Portugal (2005) propõe que em períodos de câmbio fixo, mudanças na taxa de câmbio são consideradas permanentes e, portanto, os agentes tem incentivo extra para ajustar os preços o mais rápido possível. Por outro lado, em regime de câmbio flutuante, fatores como "menu cost" ou incertezas futuras fazem com que os agentes aguardem para ajustar os preços até terem a certeza de que a (des)valorização da taxa de câmbio é permanente.

Para entender a queda do *pass-through* e a sua elevação no período mais recente, realizo testes e análises adicionais.

Foi identificada uma quebra estrutural em 1999, a partir dos testes de Chow (a data é definida endogenamente) e Quandt-Andrews (a data da quebra é desconhecida). Analisando o comportamento do *pass-through* para os demais períodos, nota-se uma elevação a partir de 2005, estabilizando em um novo patamar a partir de 2008/2009. Enquanto não foram identificadas quebras estruturais em torno do ano 2005, é interessante notar uma nova quebra estrutural a partir de 2008, com elevação do coeficiente do *pass-through* para um patamar mais elevado, de modo que os coeficientes estimados após 2008 são estatisticamente diferentes do período anterior (e aproximam-se dos valores encontrados para a janela inicial da amostra entre 1996 e 1999).

A primeira quebra estrutural parece compatível com os resultados apresentados em estudos anteriores que associam a queda do ERPT à transição do regime de cambio fixo para o regime cambial flutuante (mais adoção do Sistema de Metas para Inflação).

Em Karagöz, Demirel, e Bozdağ (2010), há conclusão semelhante, onde a adoção do regime de câmbio flutuante e introdução do Sistema de Metas para Inflação acarretaram em ganho de credibilidade dos bancos centrais, afetando a rigidez de preços e, consequentemente, reduzindo o *pass-through* nessas economias.

Kara et al (2005) chegam a resultados semelhantes na Turquia, onde o estudo relaciona ERPT mais elevados ao regime de câmbio fixo, onde as variações cambiais são percebidas pelos agentes como permanentes e repassadas mais rapidamente aos preços, enquanto o regime cambial flutuante e Sistema de Metas de Inflação limitam o repasse aos preços de choques na taxa de câmbio considerados temporários.

Adicionalmente, é interessante observar a intensificação da participação chinesa no comércio internacional com o Brasil. De acordo com Marazzi & Sheets (2005), o aumento da competição chinesa buscando ampliar sua participação no mercado brasileiro, pode ter levado a uma queda no ERPT após a década de 90.

Não apenas as importações oriundas da China teriam levado a ERPT mais baixos, mas exportadores de outros países teriam passado a represar menos também os ajustes decorrentes da variação cambial a fim de enfrentar a competição chinesa no mercado final.

A segunda quebra estrutural, identificada em 2008, requer uma análise mais atenta, uma vez que a maior parte da literatura existente antecede essa data e não captura a reversão do declínio do ERPT.

Nos anos 2007 e 2008, a crise imobiliária e financeira nos Estados Unidos teve grande impacto sobre a economia norte-americana e mundial. Desde então, os governos das grandes potências passaram a adotar uma série de medidas a fim de estimular suas economias, entre elas, a injeção de trilhões de dólares.

Este “excesso de liquidez” promovido principalmente pelo banco central norte-americano teve como consequência o enfraquecimento do dólar em relação às demais moedas no mundo. A fim de proteger a economia brasileira de uma sobrevalorização do Real decorrente da “atuação de especuladores”, o governo brasileiro passou a realizar uma série de

intervenções no mercado de câmbio, não apenas na compra / venda de dólares, mas introduzindo uma série de medidas que diminuíssem o apetite de investidores estrangeiros em investir principalmente em Renda Fixa no país, e se apropriar de ganhos decorrentes da taxa de juros locais e da apreciação do Real.

Dessa maneira, muitos economistas passaram a identificar o regime cambial brasileiro como *Dirty Floating* (flutuação suja), uma vez que o governo estaria perseguindo de forma não explicita um determinado nível para taxa de câmbio.

Dito isso, pode-se apontar que esse regime cambial de certa forma "administrado" pode ter tido como consequência a elevação do *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de bens importados para níveis marginalmente abaixo dos valores estimados para o inicio do período analisado com regime de câmbio fixo.

Do mesmo modo que a competição chinesa pode ter sido um fator responsável pela queda do ERPT no início da última queda, a adoção de medidas protecionistas no comércio internacional nos últimos anos pode ter mitigado o efeito desse ambiente de maior competição com produtores estrangeiros (a taxação de produtos importados tem sido utilizado de forma recorrente, por exemplo).

5.1 Testes de Robustez

5.1.1 Análise CPI x PPI

Na ausência de índices de preços ao produtor para todos os países que compõem a cesta de moedas para criarmos uma cesta de índice de preços ao produtor, decidiu-se utilizar os índices de preços ao consumidor desses países a fim de tentar capturar as diferenças de comportamento de inflação que possam afetar o custo dos produtores locais nos parceiros comerciais do Brasil.

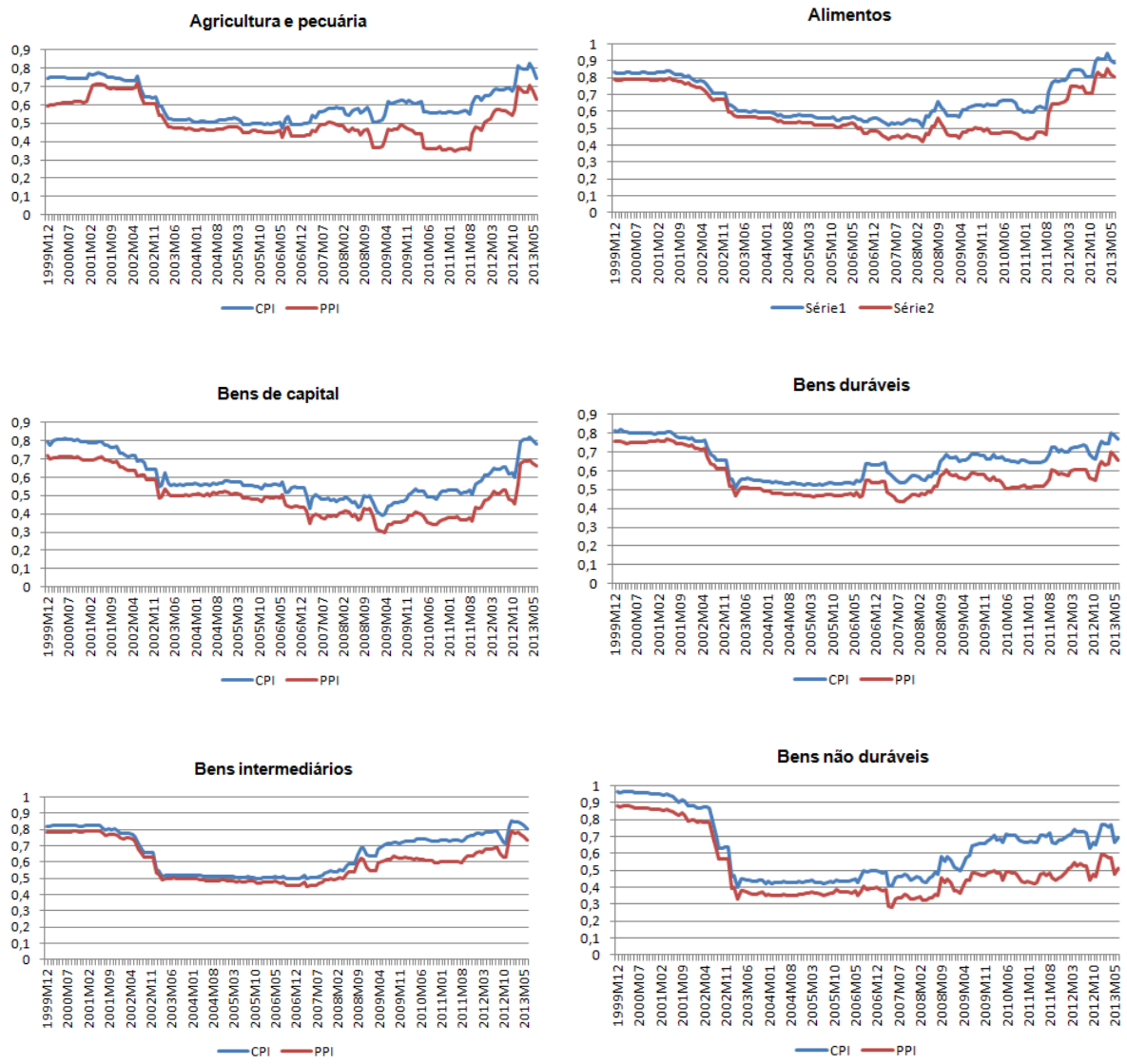
No longo prazo, o índice de preços ao consumidor (CPI) e o índice de preços ao produtor (PPI) tendem a convergir, porém no curto prazo costuma-se observar alguns descolamentos, decorrentes de suas composições. Vale destacar que o PPI tem em sua base forte participação de commodities, o que torna o índice mais volátil.

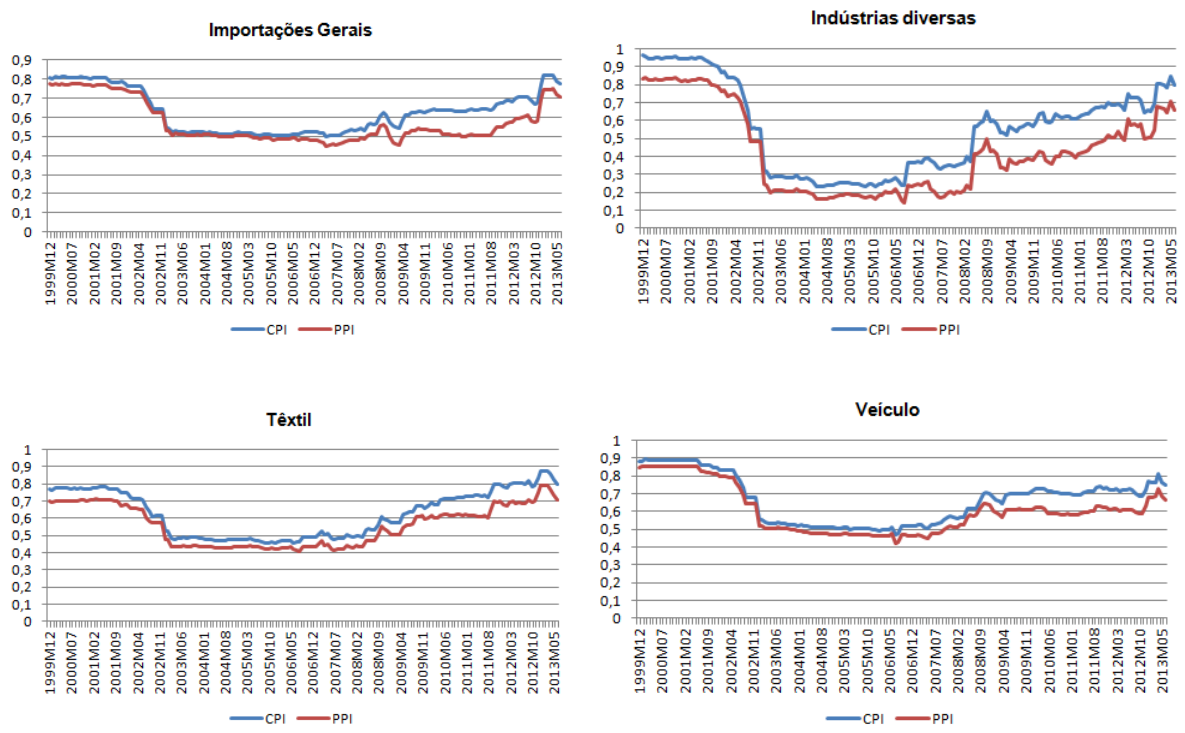
Foram construídos os gráficos abaixo, onde a linha azul representa os coeficientes de *pass-through* para janelas móveis de quatro anos utilizando o CPI composto construído como proxy para o custo do produtor. Já a linha vermelha representa os coeficientes de *pass-through* para janelas móveis de quatro anos utilizando o US PPI como proxy para o custo do produtor, conforme já explorado.

Ao analisarmos os gráficos abaixo para diferentes setores, observa-se que apesar da trajetória semelhante dos coeficientes de *pass-through* para os dois modelos, o modelo que utiliza o CPI composto apresenta coeficientes de pass through consistentemente acima daqueles obtidos ao se utilizar o US PPI.

Em Marazzi & Sheets (2005), as maiores estimativas de pass-thourgh são obtidas quando se exclui os preços de commodities da regressão. Neste caso, o coeficiente de *pass-through* captura tanto o efeito direto da taxa de câmbio nos preços dos bens importados, como o efeito indireto de mudanças nos preços de commodities. Como o PPI possui maior participação de commodities, já era esperado encontrarmos coeficientes maiores ao utilizarmos na regressão CPI ao invés do PPI.

Gráfico 14 Comparativo Pass-through da taxa de câmbio para preços de bens importados (CPI Composto x US PPI)





Nota-se que entre 2008 e 2013, a diferença do *pass-through* estimado utilizando CPI Composto e PPI aumenta. A fim de testar a robustez dos resultados, foram realizados novos testes onde as regressões foram realizadas utilizando CPI americano como Proxy do custo do produtor do exportador (Apêndice).

Assim como no CPI composto, os resultados encontrados utilizando o US CPI são superiores aos valores estimados utilizando o US PPI, refletindo da mesma maneira o efeito direto e indireto dos preços de commodities sobre o coeficiente de pass-through.

5.1.2 Alterações na composição dos parceiros comerciais do Brasil

Ao longo das últimas décadas, houve grandes mudanças nos pesos dos países que exportam seus produtos para o Brasil.

Vale destacar no período analisado a queda da participação da Argentina e dos Estados Unidos nas importações brasileiras, enquanto houve forte aumento da participação das importações chinesas nos últimos anos.

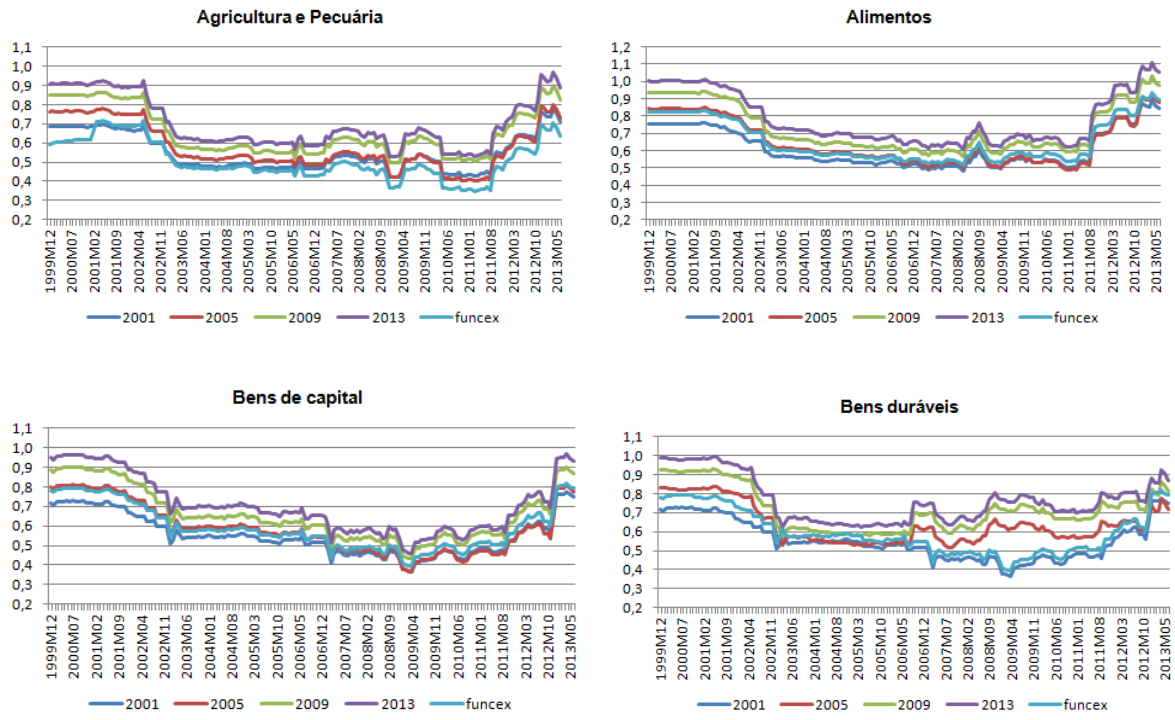
A fim de testar a robustez dos resultados encontrados utilizando a cesta proposta pela Funcex, serão realizadas novas regressões fixando em cada uma delas os pesos dos países nos anos destacados acima.

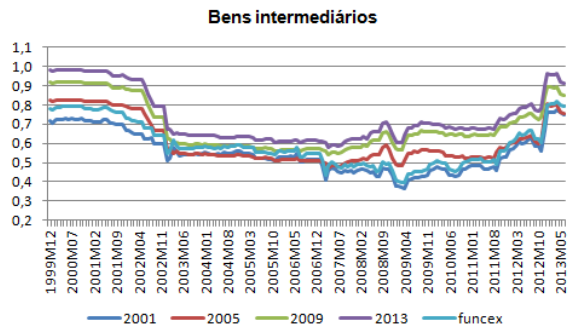
Tabela 1 - Participação (%) nas importações brasileiras

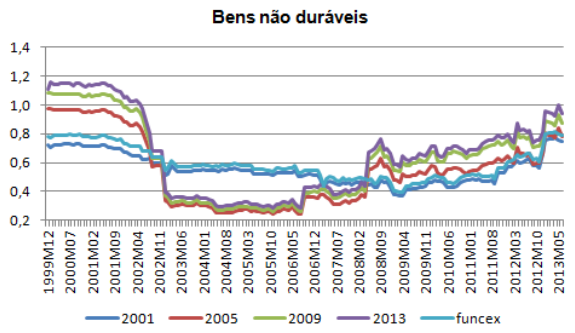
	2001	2005	2009	2013
Argentina	15,4%	10,2%	7,3%	7,9%
Canadá	2,2%	1,5%	2,8%	1,3%
Chile	1,6%	2,6%	2,4%	1,9%
China	2,3%	7,7%	16,3%	19,3%
Coréia do Sul	3,5%	3,7%	3,9%	4,9%
Estados Unidos	28,1%	21,2%	24,1%	20,7%
Japão	7,5%	6,0%	7,1%	4,4%
México	1,6%	1,6%	3,2%	2,7%
Paraguai	0,6%	0,6%	0,4%	0,6%
Reino Unido	2,6%	2,4%	2,4%	1,9%
Rússia	1,2%	1,2%	1,3%	0,8%
União Européia	32,1%	35,1%	26,7%	26,1%
Uruguai	1,3%	0,9%	0,9%	1,1%

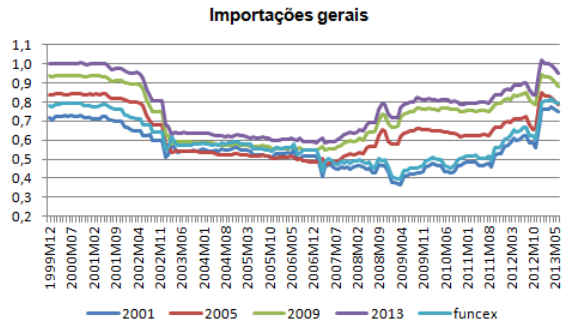
Fonte: Funcex

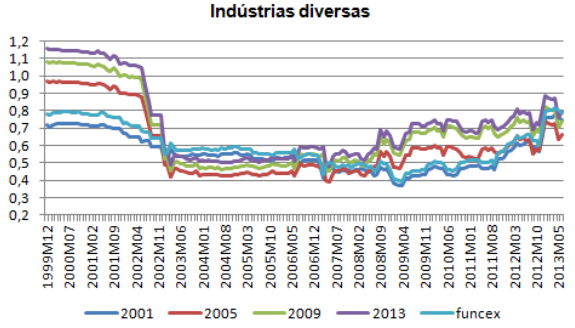
Gráfico 15 Comparativo Pass-through da taxa de câmbio para preços de bens importados - diferentes parceiros comerciais

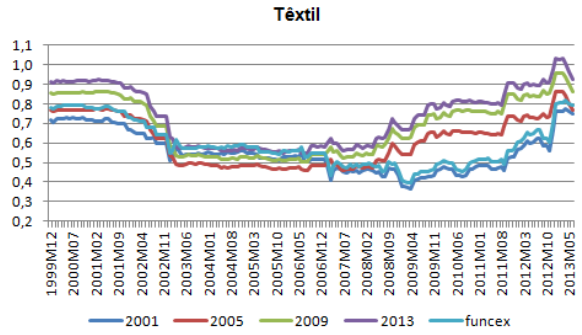


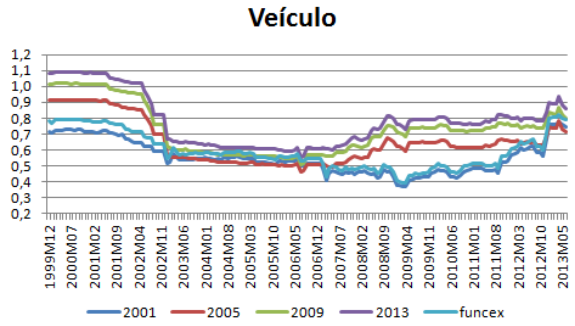












Apesar de algumas diferenças nos níveis dos valores estimados para o *pass-through* da taxa de cambio para os preços dos bens importados, constata-se que as trajetórias dos coeficientes estimados são bem semelhantes independentes da composição da cesta escolhida.

5.1.3 Efeito da atividade sobre ERPT

Muitos estudos encontram resultados significativos para o efeito do hiato do produto sobre ERPT.

Goldgajn e Werlang (2000) estudaram o efeito que *business cycle* (medido pelo desvio do PIB corrente em relação ao PIB Potencial) tem sobre ERPT. A intuição econômica levaria a crer que as firmas encontram um ambiente mais fácil para repassar a variação cambial para os preços finais quando a economia apresenta crescimento acelerado. Em contrapartida, em momentos de recessão, uma grande depreciação da moeda local não é necessariamente repassada para os preços.

Nesse estudo, Goldgajn e Werlang (2000) encontram-se resultados estatisticamente significantes para países desenvolvidos (apesar do efeito pequeno), enquanto para países emergentes, o efeito estimado não é estatisticamente significante.

Correa e Minella (2006) estudaram ERPT para o Brasil utilizando modelos com threshold para o hiato do produto. Estimando um PIB potencial de 1,89%, utiliza-se esse valor como threshold a fim de testar se o ERPT varia de acordo com o hiato do produto. Esse estudo encontra diferença significante para os resultados estimados quando o PIB está acima ou abaixo do threshold.

Apesar do presente estudo não incorporar na regressão original uma variável ligada ao crescimento da atividade. Decidiu-se realizar alguns testes a fim de checar sua significância.

As informações sobre PIB divulgadas pelo IBGE para Brasil são trimestrais, enquanto os dados foram trabalhados mensalmente nesse estudo. Há dados mensais que são divulgados pelo Banco Central como proxy do PIB, porém a série só tem seu início em 2003. Por fim, há dados mensais de Produção Industrial, divulgados pelo IBGE, que podem ser utilizados como referência para a atividade econômica no Brasil.

Os testes foram divididos, portanto, em:

i) Dados trimestrais, controlando pela taxa de crescimento do PIB divulgado pelo IBGE;
ii) Dados mensais, controlando pela taxa de crescimento do PIB mensal divulgado pelo Banco Central;
iii) Dados mensais, controlando pela taxa de crescimento da Produção Industrial;

Apesar da vasta literatura encontrando resultados significativos para o efeito da atividade econômica sobre o ERPT, os testes realizados não encontraram resultados estaticamente significantes para as variáveis testadas.

5.1.4 Não linearidade

As variações nos coeficientes estimados nos levam a crer que possa haver algum comportamento não linear do *pass-through* da taxa de câmbio para os preços.

Diversos estudos tentam identificar a não linearidade do *pass-through* da taxa de câmbio decorrente do comportamento de algumas variáveis, em especial, macroeonômicas. Dentre os estudos, podemos destacar:

i) **Diferenças no *pass-through* da taxa de câmbio para os preços entre movimentos de apreciação e depreciação da moeda local.**

Em Correa & MInella (2006), sugere-se um threshold de 2.1%. Isto é, o repasse da variação cambial para os preços é mais elevado quando a moeda local se deprecia acima de 2.1%. Para movimentos de apreciação, ou depreciação moderada, o ERPT é mais baixo.

Bussirére (2007) também identifica essa não linearidade. Tal estudo relaciona a assimetria à rigidez dos preços para baixo e/ou à rigidez da produção para cima. No caso de uma apreciação da moeda do país importador, o produtor ganha competitividade no preço. Ele pode elevar a quantidade produzida, ou se isso não for possível, ele eleva os preços. Em contrapartida, no caso de depreciação da moeda do país importador, o exportador pode perder competitividade e market share se mantiver os preços inalterados na moeda do país exportador, o que justifica um maior repasse da variação cambial para os preços.

Se houver uma depreciação moderada da moeda local, o menu cost ou outros fatores podem levar o exportador a não repassar integralmente para os preços a variação cambial.

A partir do que foi exposto, foram realizados testes na amostra estudada, incluindo uma variável dummy que assumia valor igual a um caso a variação na taxa de câmbio fosse superior a 2.1%, ou zero caso contrário. Analisou-se nessa equação o coeficiente estimado para interação entre a variação na taxa de câmbio e a variável dummy.

Os resultados encontrados identificam um valor positivo médio em torno de 0,15 em linha com a intuição e os estudos citados. Ou seja, movimentos de depreciação da moeda local apresentam um repasse médio 15% superior a uma valorização. Apenas metade dos grupos, entretanto, apresentaram resultados estatisticamente significantes para esse coeficiente com 1% de nível de significância. Usando 5% de nível de significância, os resultados se tornam significantes para 8 de 10 grupos – Tabela 10 no Apêndice.

ii) Diferenças no *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de acordo com hiato do produto

Além dos testes citados anteriormente para o hiato do produto, decidiu-se testar se há não linearidade no *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de bens importados de acordo com hiato do produto. Foi introduzida uma variável dummy no modelo, com interação com o coeficiente para *pass-through* que assume valor 1 caso o crescimento do PIB trimestral de t-1 seja superior a 1,89% (mesmo valor de Correa e Minella (2006)). A maior parte dos testes realizados, entretanto, não apresentaram resultados significantes.

6. Conclusão

O modelo estudado testou a variação do preço dos bens importados no Brasil em moeda local, tendo como variáveis explicativas a variação da cesta de moedas contra o Real e a inflação ao produtor nos Estados Unidos como uma proxy do custo do produtor estrangeiro exportador. Os preços dos bens importados foram obtidos na FUNCEX, onde são divulgados índices de preços com frequência mensal.

Utilizou-se o modelo ADL, assumindo que há exogeneidade dos regressores do modelo (e confirmada através de testes estatísticos). Foram realizadas regressões móveis entre jan/1996 e jun/2013, utilizando janelas de quarenta e oito meses (quatro anos).

O *pass-through* médio estimado parte de um patamar mais elevado ao redor de 80% entre jun/1997 e jun/2001. No intervalo seguinte, entre jun/2001 a jun/2005, o *pass-through* médio estimado foi de 50%. A partir dos testes de Chow e Quandt-Andrews, foi identificada uma quebra estrutural em 1999.

Esta quebra é compatível com os resultados apresentados em estudos anteriores (Albuquerque e Portugal (2005), Karagöz, Demirel, e Bozdağ (2010), Kara et al (2005)) que associam a queda do ERPT à transição do regime de cambio fixo para o regime cambial flutuante (mais adoção do Sistema de Metas para Inflação).

Para o período de jun/2005 a jun/2009, o *pass-through* médio estimado foi de 60%, porém não há diferença estatística entre os resultados obtidos neste período e o anterior.

Notou-se uma elevação para o *pass-through* médio no período entre jun/2009 e jun/2013 cujo coeficiente estimado médio é em torno de 70%. Observou-se uma nova quebra estrutural a partir de 2008, com elevação do coeficiente do *pass-through* para um patamar mais elevado, de modo que os coeficientes estimados após 2008 são estatisticamente diferentes do período anterior.

Como a maior parte das referencias bibliográficas existentes antecedem 2008, este período mais recente não possui outros estudos que possam ratificar ou se contrapor aos resultados obtidos nesse estudo, exigindo-se, portanto, maior atenção.

As políticas monetárias adotadas pelas grandes economias a partir de 2008, em especial os Estados Unidos, levaram o dólar americano a se enfraquecer em relação às demais moedas no mundo. O governo brasileiro passou a realizar uma série de intervenções no mercado de câmbio, introduzindo medidas que diminuíssem o apetite de investidores estrangeiros apostar na apreciação do Real.

O regime cambial brasileiro apesar de flutuante passou a contar com forte intervenção, passando a ser identificado por diversos economistas como *Dirty Floating* (flutuação suja), uma vez que o governo estaria perseguindo de forma não explicita um determinado nível para taxa de câmbio.

Sendo assim, concluiu-se que esse regime cambial “administrado” pode ter tido como consequência a elevação do *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de bens importados para níveis marginalmente abaixo dos valores estimados para o inicio do período analisado com regime de câmbio fixo.

O estudo traz uma nova análise mais atualizada do *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de bens importados no Brasil ao longo das últimas duas décadas, produzindo resultados robustos para aproximadamente 30 grupos diferentes de bens importados.

Vale ressaltar que ao longo dos últimos meses, o Banco Central vem reduzindo a intervenção no mercado cambial, o que pode levar a uma nova queda do pass-through, porém ainda será necessário observar um período maior para analisar o comportamento do ERPT neste novo contexto.

Referências Bibliográficas

ALBUQUERQUE, C.R. and M.S.Portugal (2005), "*Pass-through* from exchange rate to prices in Brazil: An analysis using time-varying parameters for the 1980-2002 period", Revista de Economia, Montevideo, 12(1): 17 - 73

BUSSIRÈRE, M (2007), "Exchange Rate *Pass-through* to trade prices – The role of non-linearities and asymmetries", European Central Bank. Working Paper Series, n 822, October 2007.

CAMPA, J. M., GOLDBERG, L. S. (2002), "Exchange rate *pass-through* into import prices". The Review of Economics and Statistics, v. 87, n. 4, 2005.

CAMPA, J.M., GOLDBERG, L.S., and GONZALEZ-MINGUEZ, J.M. (2005). "Exchange-Rate *Pass-through* to Import Prices in the Euro Area". National Bureau of Economic Research, Inc, NBER Working Papers 11632

CORREA, A., MINELLA, A., (2006), "Nonlinear Mechanisms of the Exchange Rate Pass-Through: A Phillips curve model with threshold for Brazil ". Banco Central do Brasil. Working Paper, n. 5, 2000.". Banco Central do Brasil. Working Paper, n. 122, 2006.

GOLDBERG, P., HELLERSTEIN, R. (2012) "A Structural Approach to Identifying the Sources of Local Currency Price Stability". Federal Reserve Bank of New York Staff Reports, no. 287

GOLDFAJN, I., WERLANG, S. R. C. (2000), "The *pass-through* from depreciation to inflation: a panel study". Banco Central do Brasil. Working Paper, n. 5, 2000.

KARA, H ET AL (2005) "Exchange Rate *Pass-through* in Turkey: Has it Change and to What Extent?", Research Department Working Paper, no 05/04

KARAGÖZ, M., DEMIREL, B., and BOZDAG, E. (2010) "Does Inflation Targeting Reduce *Pass-through* Effect?" European Journal of Economic and Political Studies, 21

MARAZZI, M., and N. SHEETS (2007), "Declining exchange rate *pass-through* to U.S. import prices: The potential role of global factors, Journal of International Money and Finance", 26,924, 947.

TAYLOR, J. (2000). Low Inflation, "Pass-through, and the Pricing Power of Firms." European Economic Review, 44(7):1389-1408

STEEL, D. and KING, A. (2004) "Exchange Rate Pass-through: The role of Regime Changes", International Review of Applied Economics, 18:301-322

Apêndice

Testes de Estacionariedade

Uma série é dita fracamente estacionária se:

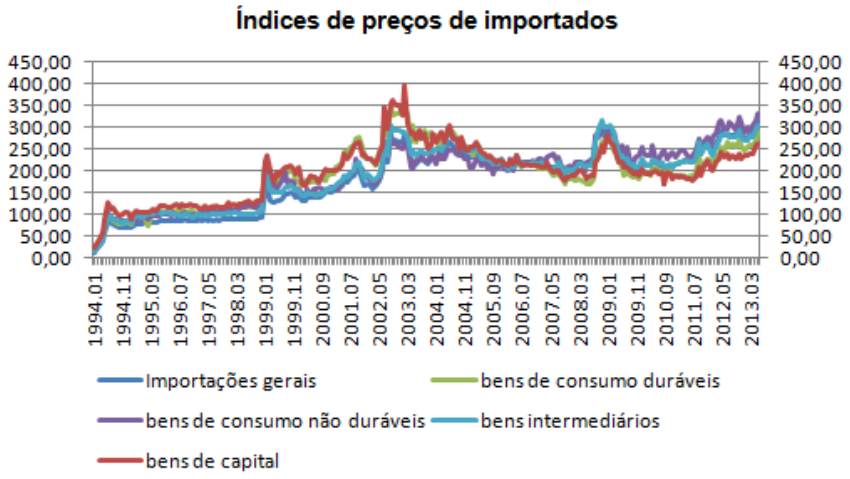
$$E(y_t) = \mu < \infty, \text{ para todo t} \qquad (5)$$

$$Var(y_t) = E\,[\,(y_t - \mu)^2] = \gamma_0 < \infty, \text{ para todo t} \qquad (6)$$

$$Cov(y_t, y_{t-k}) = E\,[\,(y_t - \mu)\,(y_{t-k} - \mu)] = k, \text{ para todo t e k} \qquad (7)$$

Seguindo a Metodologia Box-Jenkins, realizou-se uma inspeção visual para evolução dos índices de preços de bens importados.

Gráfico 16– Teste de Estacionariedade índice de preços - nível – inspeção visual

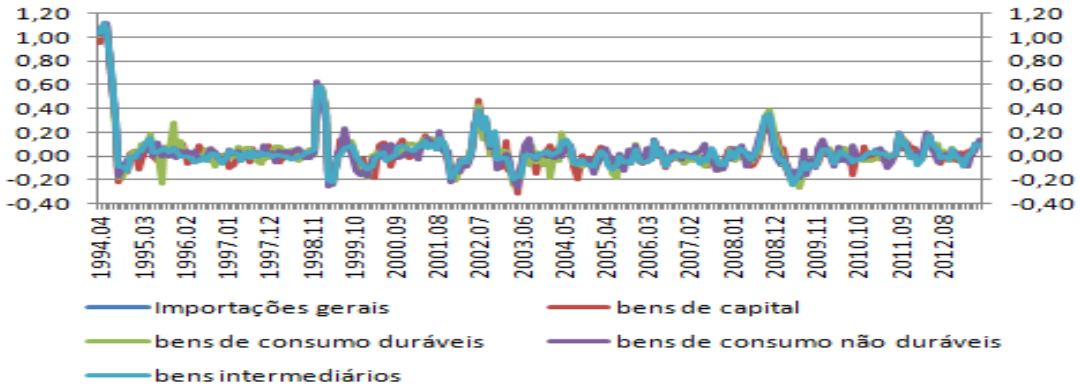


Fonte: Funcex

Como se observa no gráfico acima, os dados se dividem em quatro períodos: de 1994 até 1999, a média das séries se encontra estável; de 1999 até 2003 com uma clara tendência de alta de preços; entre 2004 e meio de 2008 com relativa estabilidade; e por fim de 2009 até 2013, com um novo período de tendência de alta.

Diante disso, novos testes foram realizados utilizando a primeira diferença dos logaritmos dos preços.

Gráfico 17 – Teste de Estacionariedade índice de preços - primeira diferença – inspeção visual

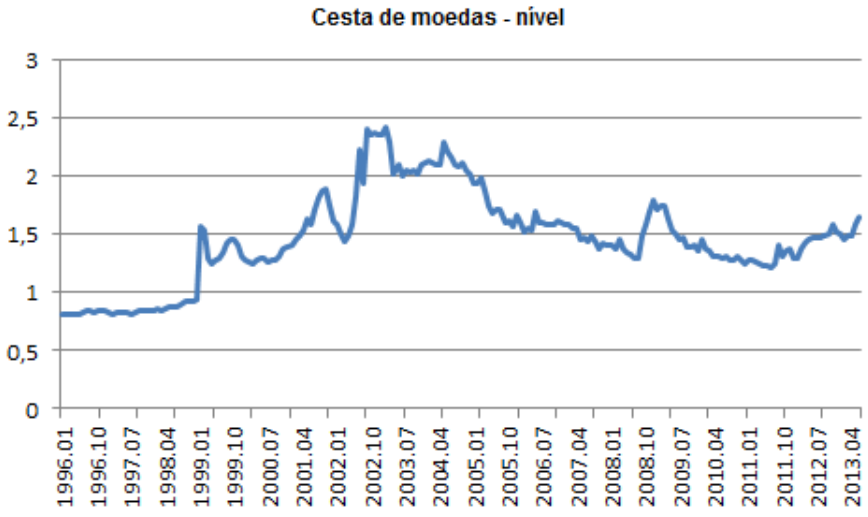


Fonte: Funcex

Visualmente, as séries aparentam ser estacionárias flutuando próximo de uma média perto de zero. Com exceção de alguns pontos específicos, a variância não apresenta grandes oscilações.

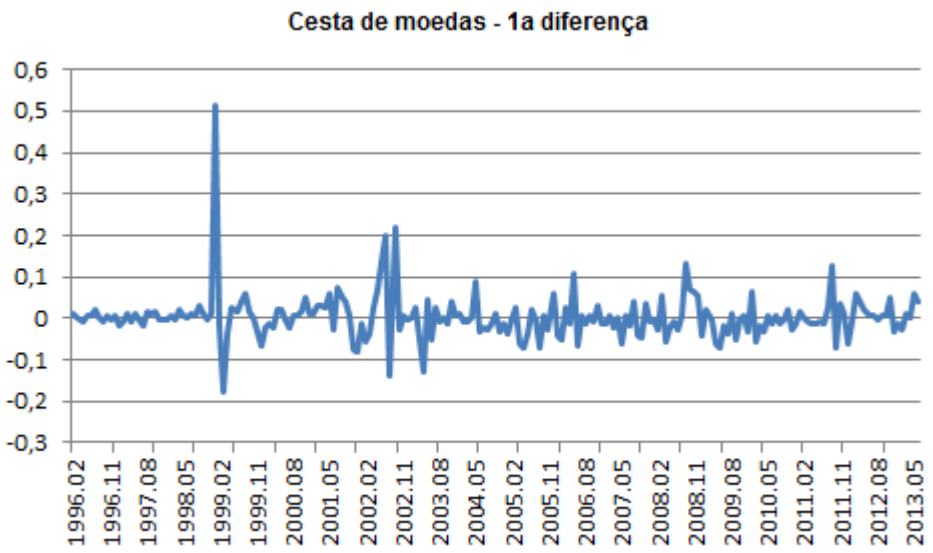
Para a cesta de moedas, foram feitas as mesmas análises visuais em nível e primeira diferença.

Gráfico 18 – Teste de Estacionariedade Cesta de Moedas – nível – inspeção visual



Fonte:International Financial Statistics

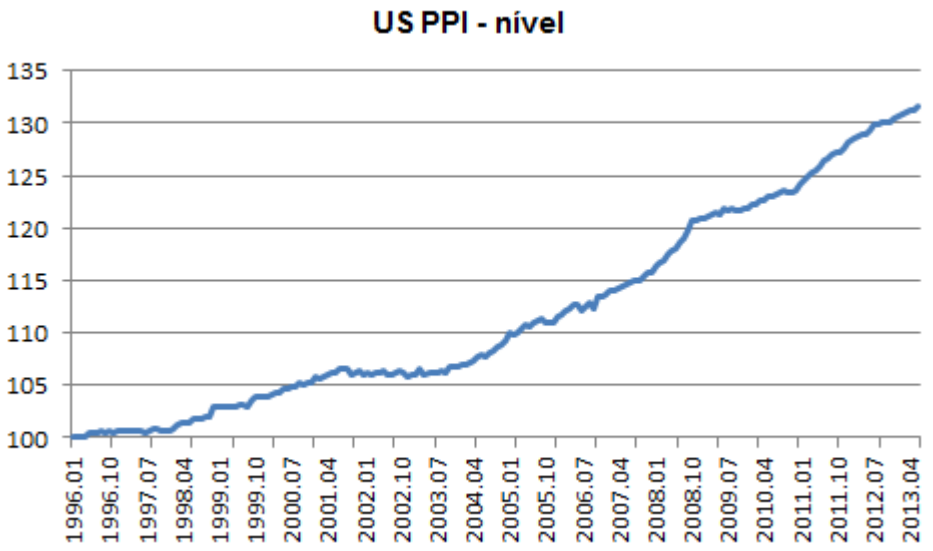
Gráfico 19 – Teste de Estacionariedade Cesta de Moedas – Primeira diferença – inspeção visual



Fonte:International Financial Statistics

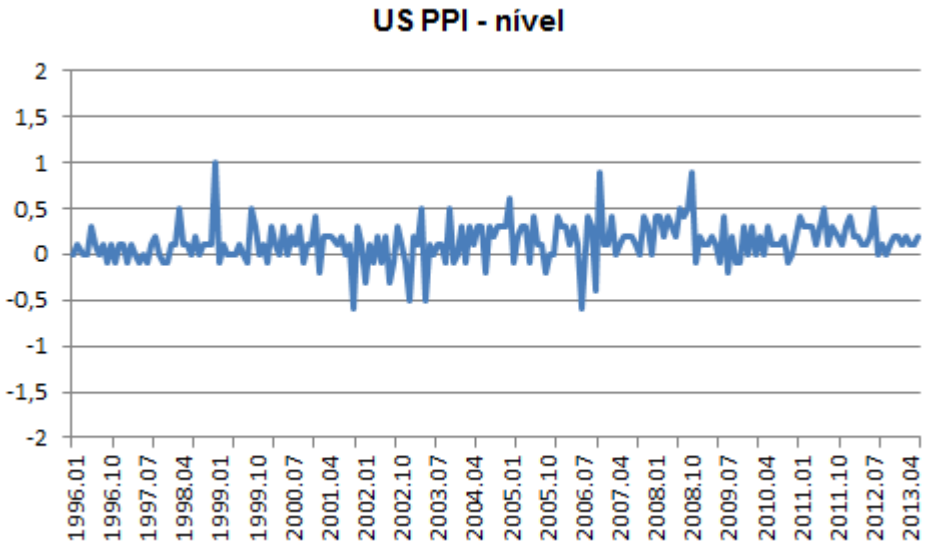
Da mesma maneira, seguem abaixo os gráficos do US PPI em nível e primeira diferença.

Gráfico 20 – Teste de Estacionariedade US PPI – Nível – inspeção visual



Fonte: Bureau of Labor Statistics

Gráfico 21 – Teste de Estacionariedade US PPI – Primeira diferença – inspeção visual



Fonte: Bureau of Labor Statistic

Assim como nos índices de preços de bens importados, rejeitou-se a hipótese de estacionariedade da cesta de moedas e do US PPI em nível, porém na primeira diferença a série aparenta ser estacionária, oscilando em torno de uma média, e a variância não apresenta grandes oscilações, tirando alguns pontos específicos.

A fim de reforçar a conclusão obtida a partir dos gráficos acima a respeito da presença de raízes unitárias nas séries que serão utilizadas, foram feitos os testes ADF (Dickey-Fuller Aumentado). Importante destacar que o teste ADF foi realizado considerando intercepto e tendência para os Índices de Preços de Bens Importados e para o US PPI dado que há uma clara tendência de crescimento em nível nesses índices, enquanto o teste ADF para a cesta de moedas foi realizado com intercepto, sem tendência.

IMPORTAÇÕES GERAIS

Null Hypothesis: D(IMPORTACOES_GERAIS) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		**-14.69862**	**0.0000**
Test critical values:	1% level	-3.461783	
	5% level	-2.875262	
	10% level	-2.574161	

Null Hypothesis: D(IMPORTACOES_GERAIS) is stationary
Exogenous: Constant
Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		**0.085724**
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000

CESTA DE MOEDAS

Null Hypothesis: D(CRNCY_BASKET) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		**-15.33135**	**0.0000**
Test critical values:	1% level	-3.461783	
	5% level	-2.875262	
	10% level	-2.574161	

Null Hypothesis: D(CRNCY_BASKET) is stationary
Exogenous: Constant
Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		**0.136710**
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000

US PPI

Null Hypothesis: PPI has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		**-15.91858**	**0.0000**
Test critical values:	1% level	-3.461630	
	5% level	-2.875195	
	10% level	-2.574125	

Null Hypothesis: PPI is stationary
Exogenous: Constant
Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	**0.861894**

Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000

Null Hypothesis: PPI has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 7 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		**-16.02674**	**0.0000**
Test critical values:	1% level	-3.461630	
	5% level	-2.875195	
	10% level	-2.574125	

TESTES ADF para as demais séries de bens importados

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)
Series: BENS_DE_CAPITAL, BENS_DE_CONSUMO_DURAVEIS, BENS_DE_CONSUMO_NAO_DURA, BENS_INTERMEDIARIOS, IMPORTACOES_GERAIS
Date: 09/21/13 Time: 13:01
Sample: 1996M01 2013M12
Exogenous variables: Individual effects
Automatic selection of maximum lags
Automatic lag length selection based on SIC: 0
Total (balanced) observations: 1040
Cross-sections included: 5

Intermediate ADF test results D(UNTITLED)

Series	Prob.	Lag	Max Lag	Obs
D(BENS_DE_CAPITAL)	0.0000	0	14	208
D(BENS_DE_CONSUMO_DURAVEIS)	0.0000	0	14	208
D(BENS_DE_CONSUMO_NAO_DURA)	0.0000	0	14	208
D(BENS_INTERMEDIARIOS)	0.0000	0	14	208
D(IMPORTACOES_GERAIS)	0.0000	0	14	208

TESTE DE ENGLE-GRANGER

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 11/13/13 Time: 21:07
Sample: 1996M01 2013M12
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
FX does not Granger Cause AGRO	196	0.88874	0.4129
AGRO does not Granger Cause FX		2.08886	0.1266
PPI01 does not Granger Cause AGRO	196	3.00315	0.0520
AGRO does not Granger Cause PPI01		0.17096	0.8430
PPI01 does not Granger Cause FX	208	1.03771	0.3561
FX does not Granger Cause PPI01		0.48794	0.6146

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 11/13/13 Time: 21:09
Sample: 1996M01 2013M12
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
FX does not Granger Cause ALIMENT	196	1.93032	0.1479
ALIMENT does not Granger Cause FX		0.58336	0.5590
PPI01 does not Granger Cause ALIMENT	196	2.53002	0.0823
ALIMENT does not Granger Cause PPI01		0.59621	0.5519
PPI01 does not Granger Cause FX	208	1.03771	0.3561
FX does not Granger Cause PPI01		0.48794	0.6146

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 11/13/13 Time: 21:11
Sample: 1996M01 2013M12
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
FX does not Granger Cause CAP	208	11.7055	2.E-05
CAP does not Granger Cause FX		0.75494	0.4714
PPI01 does not Granger Cause CAP	208	4.05645	0.0187
CAP does not Granger Cause PPI01		1.15309	0.3177
PPI01 does not Granger Cause FX	208	1.03771	0.3561
FX does not Granger Cause PPI01		0.48794	0.6146

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 11/13/13 Time: 21:12
Sample: 1996M01 2013M12
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.

FX does not Granger Cause DUR	208	5.66741	0.0040
DUR does not Granger Cause FX		1.50644	0.2242
PPI01 does not Granger Cause DUR	208	1.65776	0.1931
DUR does not Granger Cause PPI01		1.08365	0.3403
PPI01 does not Granger Cause FX	208	1.03771	0.3561
FX does not Granger Cause PPI01		0.48794	0.6146

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 11/13/13 Time: 21:13
Sample: 1996M01 2013M12
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
FX does not Granger Cause GERAIS	208	0.90377	0.4067
GERAIS does not Granger Cause FX		0.10856	0.8972
PPI01 does not Granger Cause GERAIS	208	4.56458	0.0115
GERAIS does not Granger Cause PPI01		0.33266	0.7174
PPI01 does not Granger Cause FX	208	1.03771	0.3561
FX does not Granger Cause PPI01		0.48794	0.6146

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 11/13/13 Time: 21:13
Sample: 1996M01 2013M12
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
FX does not Granger Cause INDDIVER	196	7.10191	0.0011
INDDIVER does not Granger Cause FX		0.06807	0.9342
PPI01 does not Granger Cause INDDIVER	196	0.81580	0.4438
INDDIVER does not Granger Cause PPI01		1.02192	0.3619
PPI01 does not Granger Cause FX	208	1.03771	0.3561
FX does not Granger Cause PPI01		0.48794	0.6146

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 11/13/13 Time: 21:14
Sample: 1996M01 2013M12
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
FX does not Granger Cause INTERM	208	0.75533	0.4712
INTERM does not Granger Cause FX		0.96455	0.3829
PPI01 does not Granger Cause INTERM	208	4.62899	0.0108
INTERM does not Granger Cause PPI01		0.28624	0.7514
PPI01 does not Granger Cause FX	208	1.03771	0.3561

FX does not Granger Cause PPI01	0.48794	0.6146

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 11/13/13 Time: 21:15
Sample: 1996M01 2013M12
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
FX does not Granger Cause NDUR	208	3.46125	0.0333
NDUR does not Granger Cause FX		0.89188	0.4115
PPI01 does not Granger Cause NDUR	208	4.46299	0.0127
NDUR does not Granger Cause PPI01		0.68937	0.5031
PPI01 does not Granger Cause FX	208	1.03771	0.3561
FX does not Granger Cause PPI01		0.48794	0.6146

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 11/13/13 Time: 21:15
Sample: 1996M01 2013M12
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
FX does not Granger Cause ATEXTIL	196	0.92462	0.3985
ATEXTIL does not Granger Cause FX		0.45788	0.6333
PPI01 does not Granger Cause ATEXTIL	196	1.93290	0.1475
ATEXTIL does not Granger Cause PPI01		1.56024	0.2128
PPI01 does not Granger Cause FX	208	1.03771	0.3561
FX does not Granger Cause PPI01		0.48794	0.6146

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 11/13/13 Time: 21:16
Sample: 1996M01 2013M12
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
FX does not Granger Cause AVEICULO	196	0.60299	0.5482
AVEICULO does not Granger Cause FX		0.08419	0.9193
PPI01 does not Granger Cause AVEICULO	196	2.67035	0.0718
AVEICULO does not Granger Cause PPI01		1.30855	0.2726
PPI01 does not Granger Cause FX	208	1.03771	0.3561
FX does not Granger Cause PPI01		0.48794	0.6146

TABELAS

Tabela 2 – Setores de importações Funcex

índices de preços importados setores		
Importados geral	eq. de informática, eletrônicos e ópticos	produção florestal
agricultura e pecuária	extração de minerais metálicos	produtos alimentícios
artigos de vestuário e acessórios	extração de minerais não-metálicos	produtos de borracha e material plástico
bebidas	extração de petróleo e gás natural	produtos de madeira
bens de capital	impressão e reprodução de gravações	produtos de metal
bens de consumo duráveis	indústrias diversas	produtos de minerais não-metálicos
bens de consumo não duráveis	máquinas e equipamentos	produtos do fumo
bens intermediários	máquinas, aparelhos e materiais elétricos	produtos farmoquímicos farmacêuticos
celulose, papel e produtos de papel	metalurgia	produtos químicos
combustíveis	móveis	produtos têxteis
couros, artefatos de couro e calçados	outros equipamentos de transporte	veículos automotores, reboques, carrocerias
derivados do petróleo	pesca e aqüicultura	

Tabela 3 - Commodity Research Bureau - Composição

Subgrupos	Ativos	Subgrupos Peso
Energy	Óleo bruto, gas natural óleo combustível	17.6%
Grãos	Trigo, milho, soja	17.6%
Industriais	Cobre, algodão	11.8%
Carnes	Bovinos, suínos	11.8%
Softs	Café, cacau, açúcar suco de laranja	23.5%
Metais precioso	Ouro, prata, platina	17.6%

Tabela 4 - Resultados – Pass through estimado período: jun/1997- jun/2013

Setor	Pass-though estimado	Desvio-padrão	Estatística t	Significante 1%
agricultura e pecuária	0,60	0,04	14,26	*
alimentos	0,67	0,03	24,95	*
bebidas	0,64	0,06	11,24	*
bens de capital	0,62	0,04	15,67	*
bens duráveis	0,66	0,03	21,21	*
bens intermediários	0,64	0,02	29,87	*
bens não duráveis	0,60	0,04	13,74	*
borracha	0,63	0,03	20,30	*
celulose	0,70	0,03	20,54	*
combustíveis	0,54	0,05	9,96	*
couros	0,60	0,05	12,14	*
derivados de Petróleo	0,59	0,05	11,12	*
extração petróleo e gás natural	0,48	0,06	7,75	*
farmacêuticos	0,55	0,09	5,91	*
fumo	0,47	0,14	3,34	*
importações gerais	0,63	0,02	30,73	*
impressão	0,72	0,15	4,67	*
indústrias diversas	0,54	0,06	9,86	*
informática	0,64	0,04	17,05	*
máquinas, aparelhos e materiais elétricos	0,59	0,06	10,11	*
metalurgia	0,60	0,03	17,36	*
minerais metálicos	0,54	0,16	3,34	*
minerais não metálicos	0,57	0,09	6,49	*
outros equipamentos	0,66	0,07	9,10	*
pesca	0,53	0,05	10,45	*
produção florestal	0,54	0,07	7,64	*
produtos de madeira	0,67	0,05	13,80	*
produtos não metálicos	0,65	0,04	16,28	*
quimicos	0,64	0,03	25,61	*
textil	0,61	0,03	24,19	*
veículo	0,66	0,02	28,23	*

Tabela 5 - Resultados – Pass through estimado período: jun/1997- jun/2001

Setor	Pass-though estimado	Desvio-padrão	Estatística t	Significante 1%
agricultura e pecuária	0,76	0,05	16,22	*
alimentos	0,83	0,04	23,73	*
bebidas	0,76	0,09	8,07	*
bens de capital	0,79	0,08	10,27	*
bens duráveis	0,82	0,05	16,20	*
bens intermediários	0,82	0,03	28,72	*
bens não duráveis	0,93	0,08	12,15	*
borracha	0,80	0,05	16,68	*
celulose				
combustíveis	0,62	0,11	5,56	*
couros	0,71	0,10	7,28	*
extração petróleo e gás natural	0,42	0,13	3,09	*
farmacêuticos	0,89	0,21	4,25	*
fumo	0,28	0,35	0,80	
importações gerais	0,80	0,03	25,43	*
impressão				
indústrias diversas	0,95	0,11	8,35	*
informática	0,82	0,06	14,36	*
máquinas, aparelhos e materiais elétricos	0,81	0,08	10,03	*
metalurgia	0,75	0,07	10,57	*
minerais metálicos	0,81	0,40	2,01	
minerais não metálicos	0,78	0,10	8,10	*
outros equipamentos	0,88	0,15	6,07	*
pesca	0,66	0,10	6,54	*
produção florestal	0,64	0,13	4,92	*
produtos de madeira	0,93	0,10	8,97	*
produtos não metálicos	0,86	0,09	10,08	*
quimicos	0,79	0,04	21,35	*
textil	0,76	0,05	16,09	*
veículo	0,89	0,03	25,63	*

Tabela 6 Resultados – Pass through estimado período: jun/2001- jun/2005

Setor	Pass-though estimado	Desvio-padrão	Estatística t	Significante 1%
agricultura e pecuária	0,49	0,04	11,22	*
alimentos	0,56	0,04	12,78	*
bebidas	0,48	0,07	7,08	*
bens de capital	0,56	0,07	7,88	*
bens duráveis	0,52	0,06	9,34	*
bens intermediários	0,51	0,03	17,17	*
bens não duráveis	0,43	0,06	6,62	*
borracha	0,50	0,06	7,93	*
celulose	0,44	0,04	11,72	*
combustíveis	0,52	0,07	7,01	*
couros	0,51	0,08	6,19	*
extração petróleo e gás natural	0,50	0,09	5,49	*
farmacêuticos	0,35	0,11	3,10	*
fumo	0,46	0,23	2,01	
importações gerais	0,51	0,02	20,78	*
impressão	0,34	0,32	1,07	
indústrias diversas	0,26	0,07	3,52	*
informática	0,49	0,07	7,33	*
máquinas, aparelhos e materiais elétricos	0,59	0,14	4,23	*
metalurgia	0,48	0,04	10,85	*
minerais metálicos	0,49	0,15	3,26	*
minerais não metálicos	0,40	0,10	3,80	*
outros equipamentos	0,51	0,10	5,14	*
pesca	0,42	0,08	5,32	*
produção florestal	0,42	0,14	2,97	*
produtos de madeira	0,48	0,07	7,29	*
produtos não metálicos	0,47	0,05	9,13	*
quimicos	0,50	0,03	18,22	*
textil	0,47	0,04	12,71	*
veículo	0,50	0,04	14,30	*

Tabela 7 Resultados – Pass through estimado período: jun/2005 - jun/2009

Setor	Pass-though estimado	Desvio-padrão	Estatística t	Significante 1%
agricultura e pecuária	0,55	0,09	6,40	*
alimentos	0,56	0,09	6,54	*
bebidas	0,85	0,17	5,07	*
bens de capital	0,44	0,10	4,53	*
bens duráveis	0,65	0,08	7,76	*
bens intermediários	0,68	0,06	10,80	*
bens não duráveis	0,58	0,13	4,35	*
borracha	0,69	0,09	7,95	*
celulose	0,74	0,08	9,03	*
combustíveis	0,38	0,13	2,85	*
couros	0,54	0,13	4,09	*
extração petróleo e gás natural	0,40	0,16	2,51	
farmacêuticos	0,70	0,23	3,02	*
fumo	0,75	0,28	2,68	*
importações gerais	0,58	0,06	9,16	*
impressão	0,90	0,90	1,00	
indústrias diversas	0,52	0,16	3,16	*
informática	0,72	0,11	6,38	*
máquinas, aparelhos e materiais elétricos	0,40	0,10	3,98	*
metalurgia	0,60	0,09	6,64	*
minerais metálicos	0,56	0,61	0,93	
minerais não metálicos	0,61	0,33	1,85	
outros equipamentos	0,47	0,23	2,04	
pesca	0,50	0,14	3,61	*
produção florestal	0,51	0,19	2,65	*
produtos de madeira	0,73	0,14	5,35	*
produtos não metálicos	0,68	0,12	5,56	*
quimicos	0,72	0,08	8,49	*
textil	0,63	0,06	9,73	*
veículo	0,67	0,06	12,06	*

Tabela 8 - Resultados – Pass through estimado período: Período: jun/2009 - jun/2013

Setor	Pass-though estimado	Desvio-padrão	Estatística t	Significante 1%
agricultura e pecuária	0,75	0,12	6,24	*
alimentos	0,89	0,09	10,17	*
bebidas	0,93	0,14	6,50	*
bens de capital	0,79	0,13	6,29	*
bens duráveis	0,74	0,08	9,20	*
bens intermediários	0,81	0,07	11,58	*
bens não duráveis	0,67	0,16	4,14	*
borracha	0,73	0,07	10,46	*
celulose	0,77	0,07	11,71	*
combustíveis	0,65	0,13	4,98	*
couros	0,56	0,16	3,51	*
derivados de Petróleo	0,69	0,13	5,30	*
extração petróleo e gás natural	0,63	0,15	4,21	*
farmacêuticos	0,74	0,37	2,01	
importações gerais	0,77	0,07	11,77	*
impressão	0,71	0,44	1,61	
indústrias diversas	0,79	0,14	5,82	*
informática	0,78	0,11	7,29	*
máquinas, aparelhos e materiais elétricos	0,49	0,14	3,53	*
metalurgia	0,79	0,12	6,55	*
minerais metálicos	0,53	0,38	1,39	
minerais não metálicos	0,97	0,97	1,00	
outros equipamentos	0,68	0,19	3,56	*
pesca	0,58	0,18	3,28	*
produção florestal	0,73	0,19	3,81	*
produtos de madeira	0,83	0,15	5,56	*
produtos não metálicos	0,76	0,12	6,39	*
quimicos	0,85	0,09	9,28	*
textil	0,78	0,08	10,19	*
veículo	0,73	0,07	11,14	*

Tabela 9 - Pass-though estimado – comparativo entre períodos

Setor	jun/97 - jun/01	jun/01 - jun/05	jun/05 - jun/09	jun/09 - jun/13
agricultura e pecuária	0,76	0,49	0,55	0,75
alimentos	0,83	0,56	0,56	0,89
bebidas	0,76	0,48	0,85	0,93
bens de capital	0,79	0,56	0,44	0,79
bens duráveis	0,82	0,52	0,65	0,74
bens intermediários	0,82	0,51	0,68	0,81
bens não duráveis	0,93	0,43	0,58	0,67
borracha	0,80	0,50	0,69	0,73
celulose		0,44	0,74	0,77
combustíveis	0,62	0,52	0,38	0,65
couros	0,71	0,51	0,54	0,56
derivados de Petróleo	0,29	0,29	0,29	0,69
extração petróleo e gás natural	0,42	0,50	0,40	0,63
farmacêuticos	0,89	0,35	0,70	0,74
fumo	0,28	0,46	0,75	0,49
importações gerais	0,80	0,51	0,58	0,77
impressão		0,34	0,90	0,71
indústrias diversas	0,95	0,26	0,52	0,79
informática	0,82	0,49	0,72	0,78
máquinas, aparelhos e materiais elétricos	0,81	0,59	0,40	0,49
metalurgia	0,75	0,48	0,60	0,79
minerais metálicos	0,81	0,49	0,56	0,53
minerais não metálicos	0,78	0,40	0,61	0,97
outros equipamentos	0,88	0,51	0,47	0,68
pesca	0,66	0,42	0,50	0,58
produção florestal	0,64	0,42	0,51	0,73
produtos de madeira	0,93	0,48	0,73	0,83
produtos não metálicos	0,86	0,47	0,68	0,76
quimicos	0,79	0,50	0,72	0,85
textil	0,76	0,47	0,63	0,78
veículo	0,89	0,50	0,67	0,73

Tabela 10 - Coeficiente estimado para interação entre a variação na taxa de câmbio e a variável dummy - Dummy = 1 - Real se deprecia > 2.1% em relação a cesta de moedas;

Setor	Pass-though estimado	Desvio-padrão	Estatística t	Significante 5%
agricultura e pecuária	0,17	0,10	1,68	*
alimentos	0,14	0,07	2,12	*
bens de capital	0,16	0,10	1,69	*
bens duráveis	0,06	0,08	0,75	
bens intermediários	0,16	0,05	3,06	*
bens não duráveis	0,26	0,11	2,39	*
importações gerais	0,16	0,04	3,74	*
indústrias diversas	0,17	0,10	1,78	*
textil	0,03	0,06	0,53	
veículo	0,16	0,06	2,81	*

Gráfico 20 – ERPT estimado 1997 / 2013

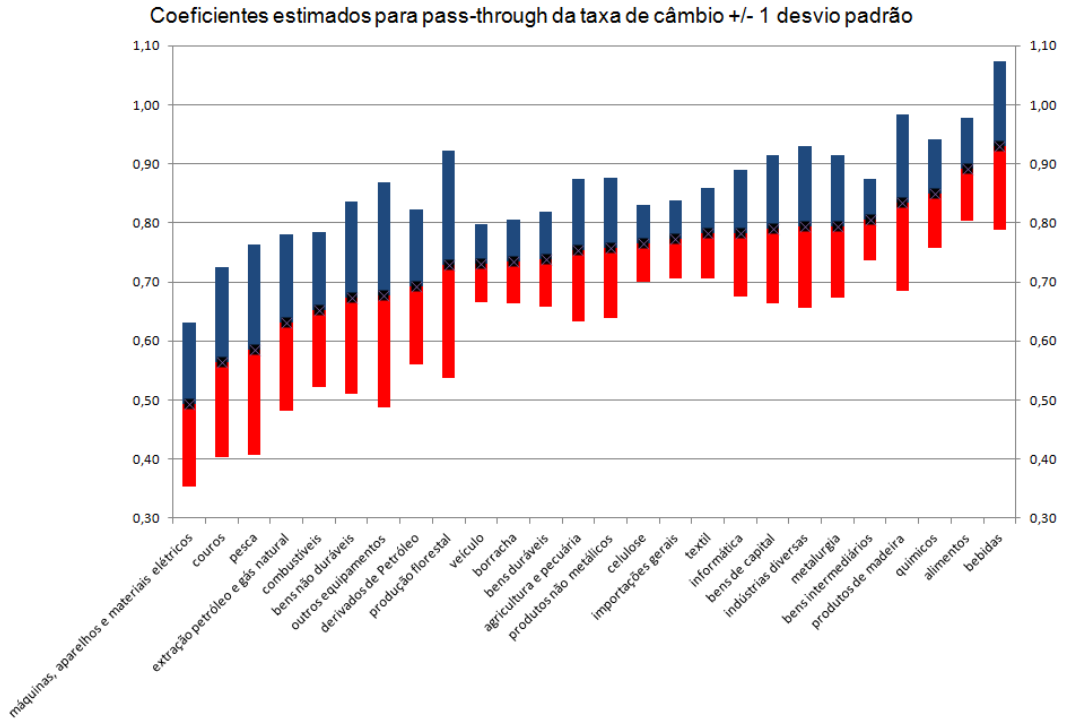


Gráfico 21 – ERPT estimado 1997 / 2001

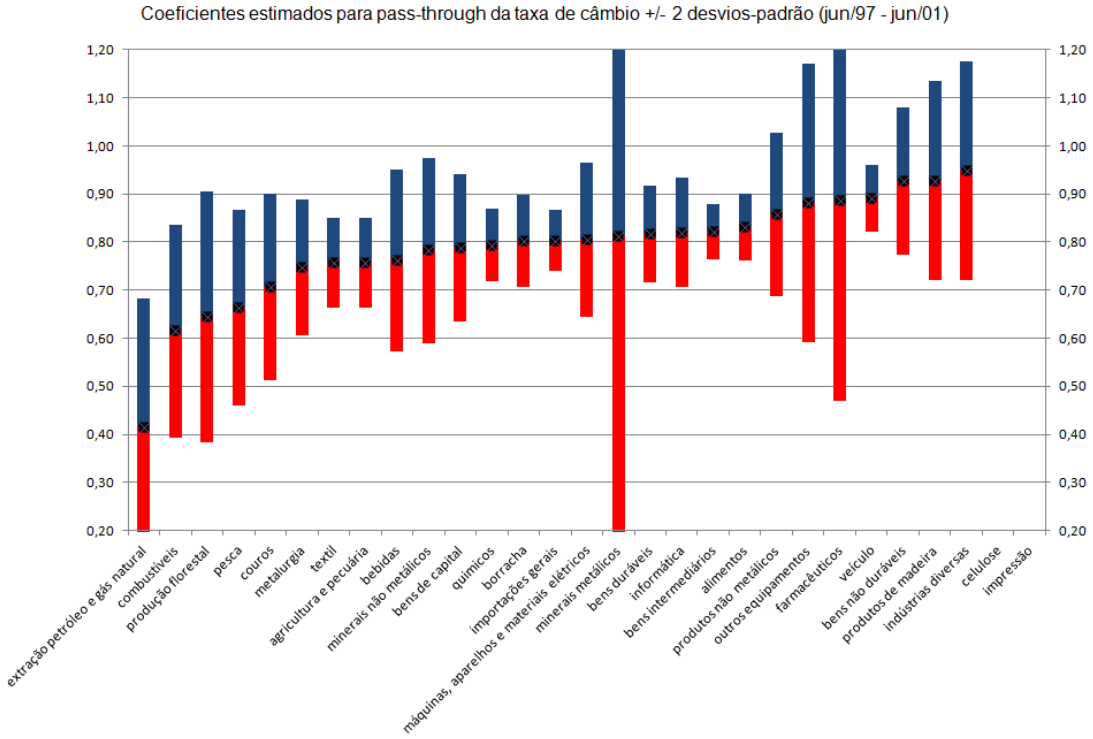


Gráfico 22 – ERPT estimado 2001 / 2005

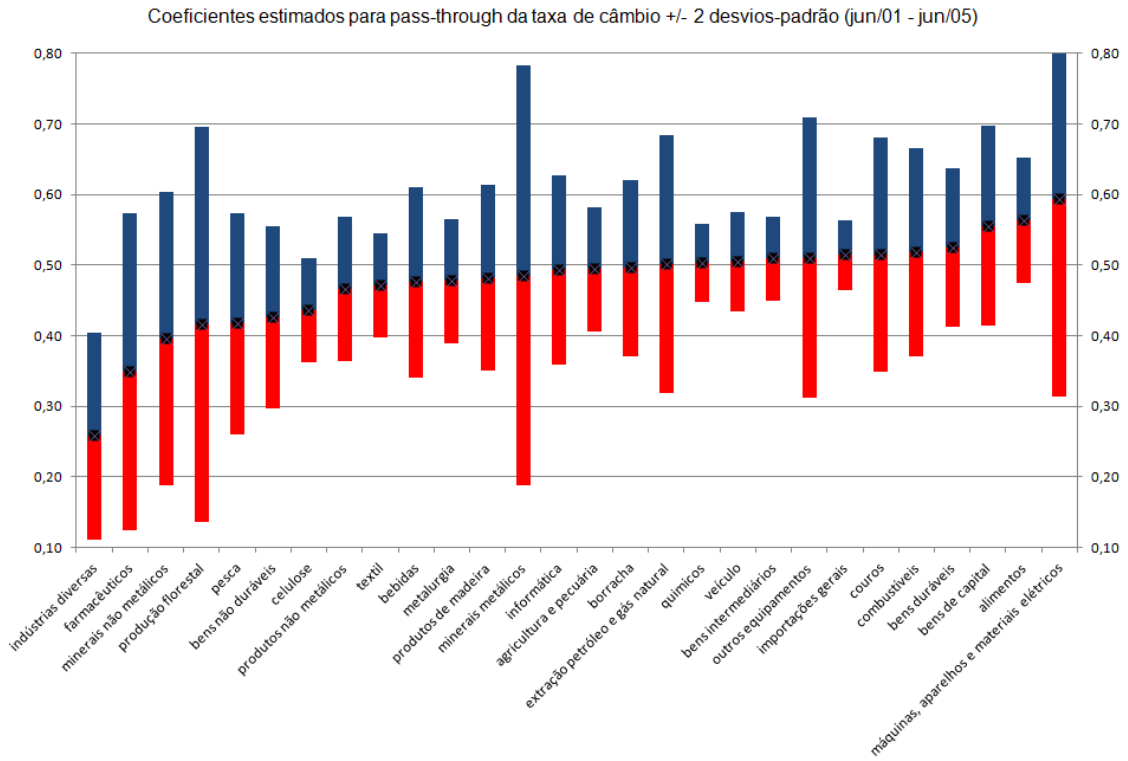


Gráfico 23 – ERPT estimado 2005 / 2009

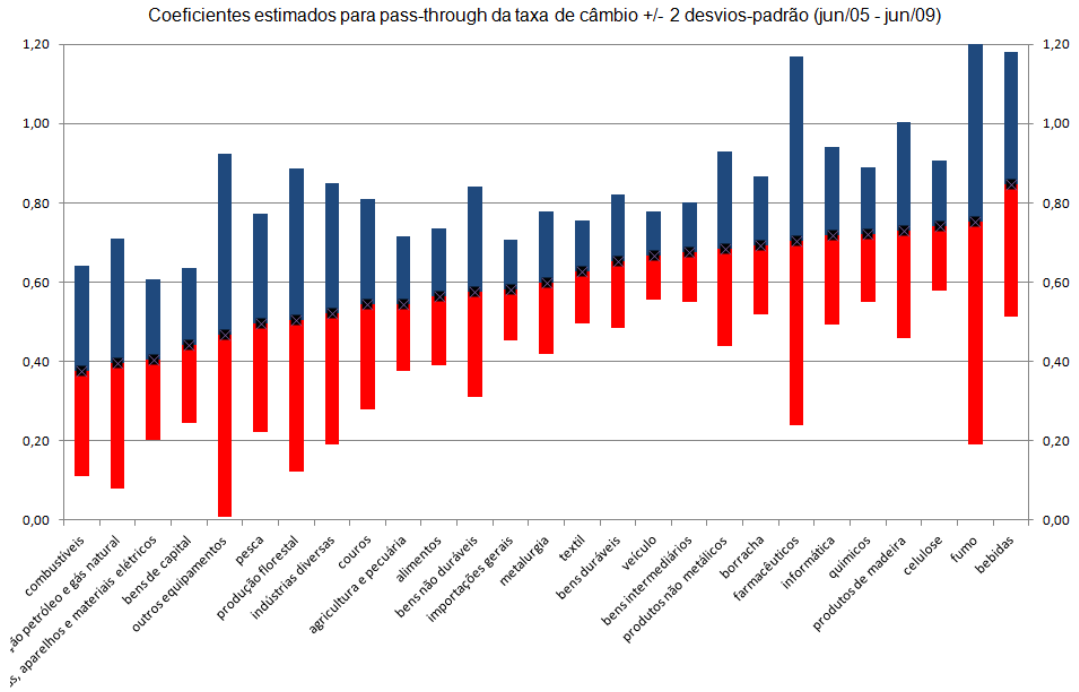


Gráfico 24 – ERPT estimado 2009 / 2013

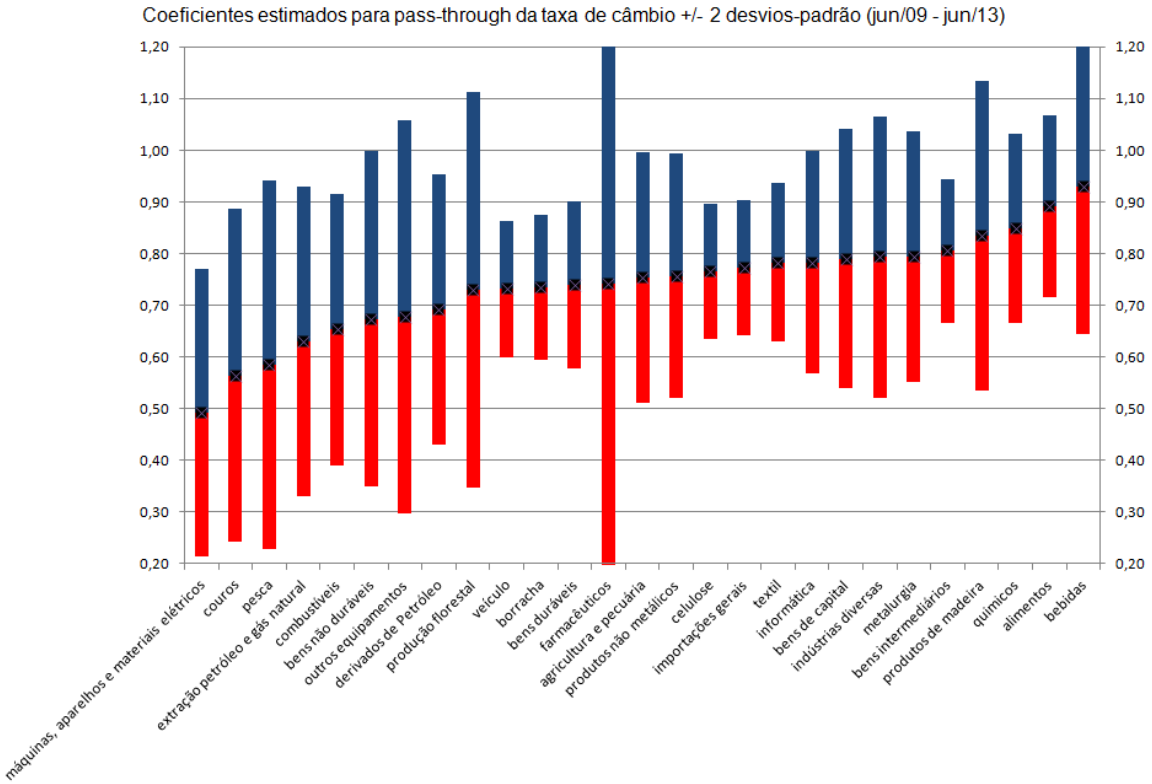
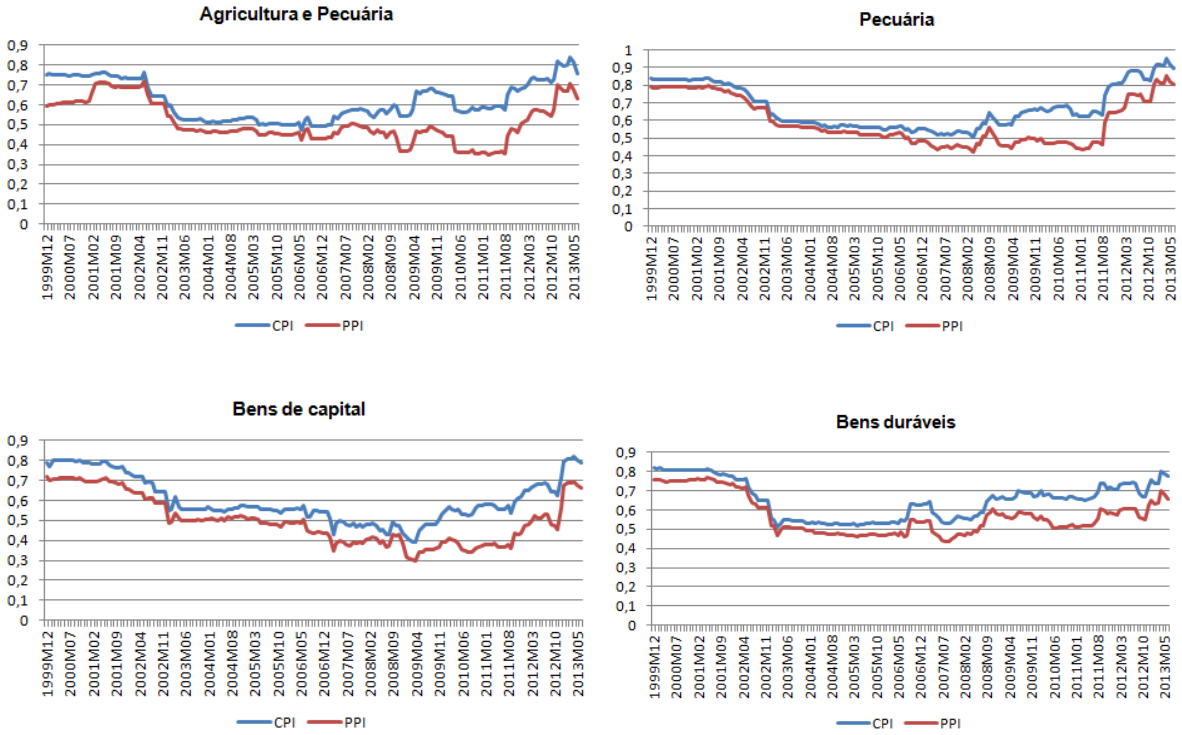
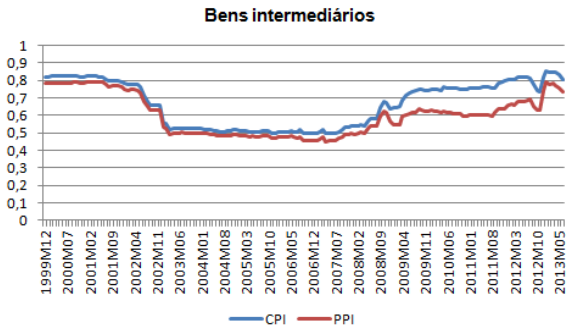
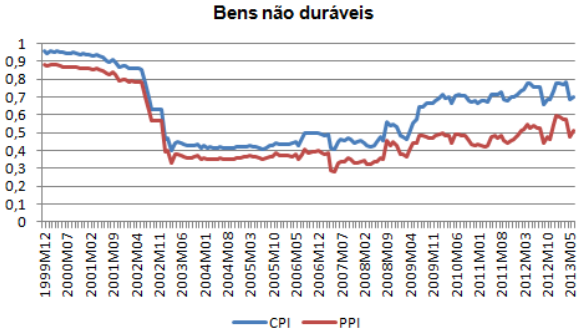
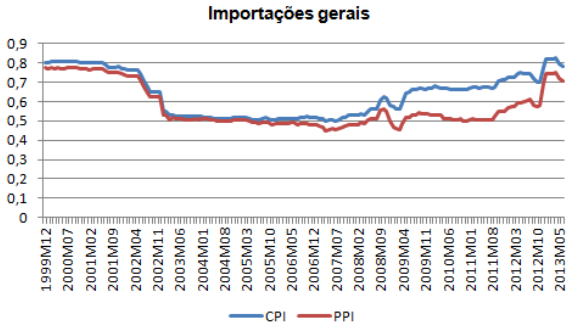


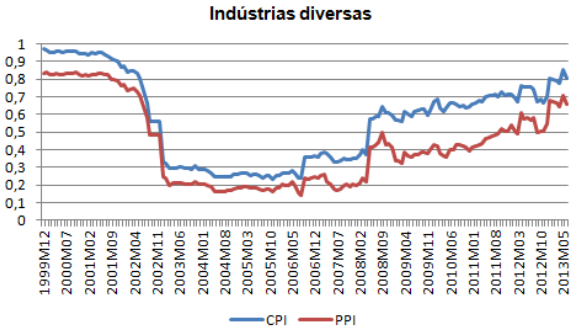
Gráfico 25 - Comparativo *Pass-through* da taxa de câmbio para preços de bens importados (US CPI x US PPI)

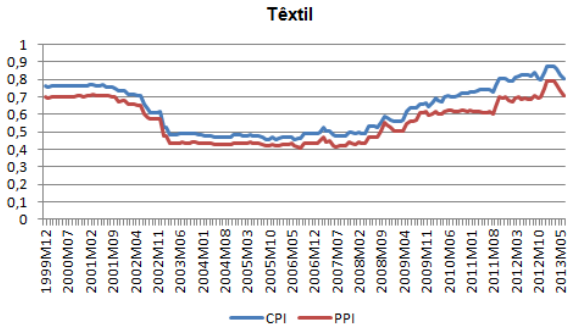


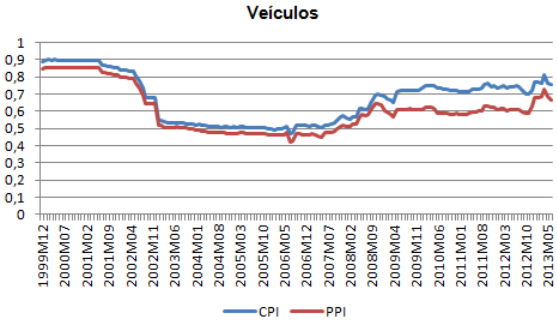

Bens intermediários
CPI
PPI


Bens não duráveis
CPI
PPI


Importações gerais
CPI
PPI


Indústrias diversas
CPI
PPI


Têxtil
CPI
PPI


Veículos
CPI
PPI