

RELAÇÃO ENTRE CÂMBIO E PREÇOS NO BRASIL: ASPECTOS TEÓRICOS E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

Rodrigo Gustavo de Souza¹
Alexandre Florindo Alves²

Resumo

O presente artigo analisou teórica e empiricamente a relação entre câmbio e preços no Brasil no período de 1999 a 2009. Na parte teórica destacam-se os canais de transmissão do câmbio para os preços e as duas abordagens que explicam a relação entre essas duas variáveis, quais sejam a abordagem microeconômica e a macroeconômica. Na parte empírica estimou-se o coeficiente de repasse no Brasil considerando a existência de uma quebra estrutural no início de 2003. O cálculo do repasse cambial até 2002 utilizou a metodologia de Vetor de Correção de Erros (VEC), pois as séries não-estacionárias seguiam uma relação de cointegração. Para o segundo período foram empregadas as metodologias de Vetor Auto-regressivo (VAR) e Vetor Auto-regressivo Estrutural (SVAR), pois as variáveis, apesar de estacionárias, não apresentaram relações de cointegração. Os resultados indicaram que o coeficiente de repasse (*pass-through*) no período de 1999 a 2002 é significativamente superior ao coeficiente do período de 2003 a 2009.

Palavras - chaves: Câmbio, Preços e Séries temporais.

Abstract

This paper theoretically and empirically analyzed the relationship between exchange rates and prices in Brazil from 1999 to 2009. Theoretically the transmission channels of exchange rates and the two approaches to explain the relationship between exchange rates and prices, which are the macroeconomic and microeconomic ones, were stressed. Empirically the coefficient of exchange rate pass-through in Brazil, considering the existence of a structural break in early 2003 was estimated. The calculation until 2002 used Vector Error Correction (VEC), because the series followed a non-stationary cointegration process. For the second period Vector Autoregressive (VAR) and Structural Vector Autoregressive (SVAR) were used, since the variables, though stationary, showed no cointegration process. Results indicated that the coefficient of exchange rate pass-through in Brazil in the period 1999-2002 is significantly higher than the coefficient for the period 2003 to 2009.

Key - words: Foreign Exchange, price level and Time series.

Área 3 - Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

Classificação JEL: C32, F31 e E31.

¹Professor do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Maringá (UEM)

² Professor Associado do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Maringá (UEM)

Introdução

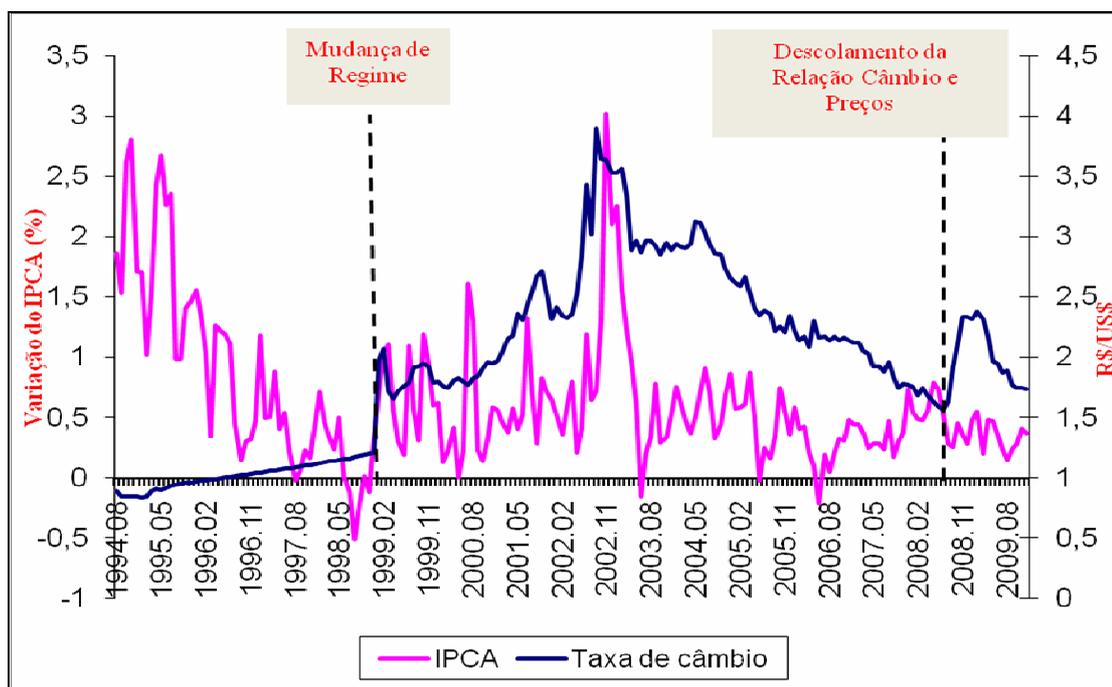
A partir da adoção do plano de estabilização e até 1999, a política macroeconômica foi caracterizada por câmbio fixo, semi-fixo e valorizado. Nesse período, o controle de preços é viabilizado pela política cambial e pela política monetária restritiva, caracterizada por taxa de juros elevadas, que irá possibilitar o controle da demanda agregada e a apreciação cambial, garantindo a estabilidade dos preços.

O período posterior, que se estendeu de 1999 a 2002 é marcado por uma fase de turbulências, com a mudança de regime cambial de administrado para flutuante e pela tendência à depreciação cambial. Juntamente com as crises internacionais os fatores internos repercutiram negativamente nos níveis de preços. Nessa fase também foi adotado o regime de metas de inflação, uma nova âncora para os preços, ante o colapso da âncora cambial. Ao longo dessa fase os preços sofrem os efeitos do câmbio e tanto em 2001, como 2002 e 2003 as metas estabelecidas para a inflação não foram cumpridas.

A partir de 2002 iniciou-se uma nova trajetória na qual permanece o câmbio flutuante, mas com tendência a apreciação. Apesar do não cumprimento da meta de inflação em 2003 e sua revisão no ano de 2004 estas passaram a ser cumprida com folga nos anos posteriores. Essa situação prevaleceu até 2008, quando houve tem o agravamento da crise financeira internacional, fase caracterizada por um descolamento da relação entre câmbio e preços, pois mesmo ante à depreciação cambial não se verificou a elevação inflacionária.

Essa evolução da relação câmbio e preços no Brasil e suas diferenciações conforme os períodos descritos é mostrada no Gráfico 1, que apresenta a trajetória da inflação e o comportamento da taxa de câmbio de 1994 a 2009. O Gráfico mostra como o comportamento de câmbio e preços esteve relacionado a partir da adoção do regime de metas de inflação. Observa-se que o câmbio e os preços seguiram trajetórias semelhantes a partir de então, exceto a após a deflagração da crise financeira em 2008.

Gráfico 1: Inflação (variação do IPCA) e taxa de câmbio



Fonte: IPEADATA

Dada a relação verificada entre câmbio e os preços no Brasil, o objetivo do presente artigo é analisar teórica e empiricamente os impactos da variação da taxa de câmbio sobre a inflação no Brasil de 1999 a 2009. A principal contribuição deste trabalho é trazer uma análise empírica mais recente entre câmbio e preços e considerar a existência de quebras estruturais no período no período estudado. Na parte

teórica destacam-se as duas abordagens que explicam a relação entre câmbio e preços, quais sejam a abordagem microeconômica e a abordagem macroeconômica.

Na parte empírica estima-se o coeficiente de repasse cambial no Brasil considerando a existência de uma quebra estrutural no início de 2003. O cálculo do repasse até 2002 utilizou a metodologia de Vetor de Correção de Erros (VEC), pois as séries não-estacionárias seguiam uma relação de cointegração. Para o segundo período foram empregadas as metodologias de Vetor Auto-regressivo (VAR) e Vetor Auto-regressivo Estrutural (SVAR), pois as variáveis, apesar de estacionárias, não apresentaram relações de cointegração.

Para alcançar o objetivo proposto, o presente artigo está dividido em quatro seções. A primeira corresponde à introdução; a segunda seção busca fazer uma revisão da teoria a respeito do *pass-through*, discutindo seus conceitos e determinantes a nível macro e microeconômico. A terceira, a análise empírica do *pass-through* e a discussão dos resultados encontrados. Por fim a quarta e última seção refere-se às considerações finais.

2 Aspectos Teóricos e Literatura Empírica sobre O *Pass-Through*

2.1 Conceito e Canais de Transmissão do *Pass-Through* do Câmbio para os Preços

O fenômeno denominado *pass-through* ou repasse refere-se a qualquer impacto causal de uma variável sobre a outra. Assim o *pass-through* da taxa de câmbio para os preços é o impacto das variações da taxa de câmbio sobre o nível de preços, que pode ser positivo ou negativo.

Na maioria dos livros texto o *pass-through* da taxa de câmbio é definido como o percentual de variação nos preços dos bens importados em moeda local resultante de um por cento de variação da taxa de câmbio (GOLDBERG; KNETTER, 1997).

Todavia, ao longo do tempo, o conceito se mostrou mais amplo, ao demonstrar que as variações da taxa de câmbio não somente levarão ao aumento dos bens transacionáveis, mas também conduzirão a uma elevação dos bens não- comercializáveis. (AMITRANO; GRAUWE; TULLIO, 1997).

A partir desse conceito mais amplo é possível definir o *pass-through* da taxa de câmbio³ para os preços como *o percentual de variação nos preços domésticos resultante de uma variação de um por cento da taxa de câmbio* (GOLDBERG; KNETTER, 1997).

No que se refere aos estágios de transmissão da depreciação cambial para a inflação doméstica Amitrano, Grauwe e Tullio (1997) descrevem:

1) O primeiro estágio é o *pass-through* da depreciação da moeda para incremento dos preços importados: As firmas mantêm um *markup* dos preços sobre os custos marginais, assim uma depreciação cambial levará a um aumento dos custos marginais, que na presença de elasticidade da demanda constante levará a um aumento dos preços dos importados na mesma proporção, havendo um *pass-through* completo⁴. Entretanto uma depreciação do câmbio tem dois efeitos opostos sobre os lucros da firma exportadora. Por um lado ela aumentará a margem por unidade vendida e por outro ela reduzirá sua quantidade vendida em virtude do maior preço. Com uma demanda relativamente elástica, o último efeito é relativamente importante, o que pode levar a firma a não aumentar seus preços caso tenha custos para aumentá-los (*menu costs*), principalmente se acreditar que a depreciação cambial pode não ser permanente. Este é o caso em que há um *pass-through* incompleto⁵.

2) Transmissão das mudanças da taxa de câmbio para os preços domésticos: diz respeito ao canal entre os preços de importação e os preços domésticos. Esta etapa no processo de transmissão é muito influenciada pelas características da economia. Em uma economia relativamente aberta, a participação dos produtos importados na cesta de consumo interno é tão grande que um incremento nos preços dos

³ No presente trabalho toda vez que houver referência ao *pass-through* ou repasse, estará se referindo ao impacto de uma variação da taxa de câmbio para os preços, mesmo que este último termo não seja explicitado.

⁴ Ver Goldberg e Knetter (1997) que discutem as condições para um *pass-through* completo

⁵ Ver Krugman (1986), Dornbusch (1987), Feenstra (1987), entre outros.

importados tem um grande efeito nos preços domésticos, o contrário acontecendo em economias relativamente fechadas;

3) Dinâmica dos preços e salários após a depreciação: um aumento dos preços devido a depreciação cambial, provoca reajustes salariais. Isso vai depender das condições em que se encontram o mercado de trabalho e a demanda da economia. Quando a economia está em recessão, caracterizada pela fraca demanda agregada e elevado desemprego, os reajustes salariais seguintes aos aumentos de preço no mercado interno serão menores, reduzindo o *pass-through* global de uma depreciação da moeda.

Feitas essas considerações acerca do conceito de *pass-through* e a forma como a depreciação (ou apreciação) cambial é transmitida para os preços, é possível passar para a origem dos estudos sobre o referido tema.

2.2 Abordagem Microeconômica do Pass-Through

Os modelos da Nova Macroeconomia Aberta (*New Open Macroeconomics*) buscam trazer fundamentos microeconômicos aos modelos macroeconômicos aplicados às econômicas abertas. Baseado nesta nova área da economia internacional, esta seção tenta investigar os fundamentos microeconômicos do *pass-through*. Embora essa discussão pareça estar fora do foco do presente trabalho, que explora os determinantes macroeconômicos do *pass-through*, constitui-se parte primordial para o entendimento da natureza e dos determinantes do *pass-through*.

Estudos recentes sobre o tema têm atraído fortemente modelos de organização industrial, focando os impactos da estrutura de mercado no comportamento de preços das firmas. Em particular, a literatura corrente enfatiza a convexidade da curva de demanda na explicação dos ajustamentos de preços em consequência de uma mudança da taxa de câmbio. O *pass-through* parcial ocorreria se a demanda se tornasse mais elástica com o incremento dos preços (Ver, por exemplo, Feenstra (1987), Knetter (1989, 1993, 1997), Marston (1990), Yang (1997)).

A literatura também sugere que o grau de *pass-through* varia através da indústria e que a variação esta relacionada a característica da indústria tal como a estrutura de mercado (o grau de competição), substitubilidade dos produtos e a participação no mercado das firmas doméstica e estrangeira (DORNBUSCH,1987; FEENTRA,1987) Além desses fatores, Menon (1996) enfatiza o papel das corporações multinacionais através do comércio e das barreiras não-tarifárias na determinação do *pass-through*.

A partir de diversos trabalhos (Feenstra (1987), Knetter (1989, 1993, 1997), Marston (1990), Menon (1996), Yang (1997), Campa e Goldberg (2002), entre outros) observa-se que os preços dos importados não refletem totalmente as mudanças na taxa de câmbio. Este fenômeno tem sido denominado pela literatura de *pass-through* “incompleto” ou “parcial”. Alterações nas taxas de câmbio são percebidas como choques de custo para as firmas que produzem para o mercado doméstico e exportam o produto. Quando há mudanças nas taxas de câmbio as firmas podem escolher repassar totalmente os choques de custos (*pass-through* completo) ou absorver o choque e continuar a praticar os mesmos preços (não há *pass-through*), ou quando há um meio termo tem-se a situação de *pass-through* incompleto (YANG, 1997).

A partir dos trabalhos de Dornbusch (1987), Feenstra (1987), Marston (1990), Knetter (1989, 1993), Menon (1996), Yang (1997), Goldberg e Knetter (1997) e Campa e Goldberg (2002) é possível inferir algumas considerações a respeito dos determinantes do *pass-through* a nível microeconômico. Como exposto por estes trabalhos o *pass-through* a nível microeconômico depende dos seguintes fatores: substitubilidade dos bens nacionais e importados, relação entre as firmas domésticas e estrangeiras, estrutura de mercado, convexidade da curva de demanda, corporações multinacionais e barreiras não-tarifárias.

2.3 Abordagem Macroeconômica do Pass-Through

Uma visão alternativa à abordagem microeconômica do *pass-through* é posta por John Taylor (2000), que defende a relevância dos fatores macroeconômicos e dentre eles a importância de um

ambiente de inflação baixa. Taylor explica a relação entre inflação e *pass-through* em termos de um modelo de comportamento da firma baseado na fixação de preços escalonados e concorrência monopolista.

Segundo Taylor (2000), o ambiente de regime de inflação baixa ou estável proporciona um menor *pass-through* ao reduzir o *pricing power* da firma. Desta forma o menor *pass-through* não seria tomado como exógeno ao ambiente inflacionário, como tratado pela literatura tradicional (Ver, Dornbusch (1987), Feenstra (1987), Knetter (1989, 1993) entre outros). Taylor (2000) argumenta que uma inflação baixa e estável deveria estar associada a uma menor inflação persistente. Portanto, a baixa inflação e a política monetária conduzem a um baixo *pass-through* através da redução da expectativa de mudanças persistentes nos custos e preços.

O mesmo raciocínio é seguido por Goldfajn e Werlang (2000) que defendem que em ambiente inflacionário o *pass-through* é maior, porque em ambientes inflacionários com mudanças persistentes de preços é mais fácil para as firmas repassarem as variações cambiais, assim havendo uma correlação positiva entre *pass-through* da variação cambial e ambiente inflacionário.

Além do ambiente inflacionário, Goldfajn e Werlang (2000) identificam as variáveis desvio do produto, taxa de câmbio real e grau de abertura como determinantes do *pass-through* da depreciação da taxa de câmbio para a inflação.

Quanto maior o desvio do produto em relação ao produto potencial maior é o repasse cambial. Isso porque em uma economia em expansão é mais fácil para as firmas repassarem preços, havendo um incremento do *pass-through* da variação cambial. A taxa de câmbio real também é um dos fatores apontados como determinante do *pass-through*, alguns estudos demonstram que taxas de câmbio real sobreapreciadas constituem-se em um fator importante para futuras depreciações cambiais (GOLDFAJN; VALDES, 1999 apud GOLDFAJN; WERLANG, 2000). Assim, de acordo com Goldfajn e Werlang (2000), depreciações cambiais de forma a ajustar as taxas de câmbio de equilíbrio não gerariam inflação. No entanto, grandes depreciações não baseadas em ajustamentos requeridos pelas taxas de câmbio levarão a um incremento do nível de preços ou a uma apreciação cambial futura. Dessa forma, o fato estilizado é que uma correção por depreciações cambiais em excesso implicará aumento da inflação (GOLDFAJN; WERLANG, 2000).

Romer (1993), utilizando um modelo do tipo Barro-Gordon, mostra como a abertura coloca em cheque o financiamento inflacionário. Ele argumenta que a abertura coloca um controle sobre o incentivo do governo para exercer inflação inesperada, na medida em que induz a uma desvalorização da taxa de câmbio. O autor mostra que o grau de abertura afeta ambos determinantes chave da inflação sob política discricionária: os benefícios de uma expansão do produto e o *trade-off* entre produção e inflação.

Quanto maior o grau de abertura menor o incentivo para expansão doméstica para um incremento do produto doméstico em relação ao produto do exterior. Assim, ao menos que os bens domésticos e estrangeiros sejam substitutos perfeitos, haverá uma redução do preço relativo dos bens domésticos. Entretanto, quanto maior a quantidade de bens adquiridos do exterior, maior será o efeito de uma depreciação. Romer (1993) também destaca o *trade-off* entre produto e inflação, no qual um incremento da abertura aumenta o montante de inflação associada com uma expansão do produto doméstico. Este fator ocorreria, de acordo com Romer, porque uma expansão induziria a uma depreciação da taxa de câmbio o qual afetaria a inflação através de dois canais: 1) uma depreciação provoca um aumento mais rápido dos preços dos bens importados em moeda doméstica do que os preços dos bens domésticos; 2) outra questão refere-se à elevação dos preços dos bens domésticos, decorrentes do aumento no índice de preços, sendo que se os salários são flexíveis à elevação dos salários, aumentando os custos das empresas e conduzindo a uma elevação dos preços dos bens domésticos. Assim, uma maior abertura provoca uma expansão monetária e maior incremento dos preços dos bens domésticos para um dado incremento do produto.

Para Terra (1998) países que têm um menor grau de abertura buscam desvalorizar mais sua taxa de câmbio para gerar superávits comerciais. Por outro lado, a depreciação cambial aumenta os passivos externos do país em moeda doméstica e reforça a restrição interna, na medida em que mais recursos têm

que ser transferidos do setor privado para o setor público, esta maior necessidade de recursos leva a um aumento do imposto inflacionário. Para Terra (1998) quanto menos aberta é a economia maior será a taxa de inflação no período de dívida.

Eichengreen (2002) observa que o *pass-through* não deve ser considerado independente do regime monetário, não sendo um parâmetro exógeno ao regime monetário, corroborando assim a argumentação feita por Taylor (2000). Se há credibilidade, a baixa inflação é reforçada com compromisso institucional da estabilidade de preços, independência do Banco Central e responsabilidade e clareza nas decisões de política monetária. Então, os agentes revisarão para baixo a probabilidade que atribuem à perspectiva de uma validação do choque temporário pela autoridade monetária e, portanto, demorarão mais a ajustar seus preços devido a alterações na taxa de câmbio. Na presença de uma política monetária menos rígida é maior a probabilidade destes choques se tornarem permanentes, levando a rápido ajuste dos preços devido a uma mudança na taxa de câmbio, tendo assim um *pass-through* maior.

No mesmo enfoque de Eichengreen (2002), Choudhri e Hakura (2001) mostram que uma implicação política importante desses resultados é que a dependência do *pass-through* da taxa de câmbio ao regime de inflação deve ser levada em conta na concepção das regras de política monetária. Esta dependência tornaria mais fácil para um país implementar uma política de metas de inflação. Deve-se ressaltar, entretanto, que a credibilidade de uma política monetária com baixa taxa de inflação deve estar estabelecida antes que os benefícios de um *pass-through* baixo possam ser alcançados (CHOUDHRI; HAKURA, 2001).

Devereux e Engel (2001) procuraram estabelecer simples modelo de equilíbrio geral de dois países no qual as firmas exportadoras podem escolher a moeda na qual estabelecem seus preços de vendas para os mercados externos. Eles enfatizam a importância da estabilidade monetária na escolha da moeda no qual as firmas estabelecem seus preços, de modo que os exportadores desejariam estabelecer seus preços na moeda do país que tem maior estabilidade monetária.

Um país que tem grande volatilidade da política monetária terá os seus preços de importação pré-estabelecidos em moeda estrangeira, e como resultado ele experimentará uma alta taxa de *pass-through* da taxa câmbio para os preços dos bens importados. Em um país com baixa volatilidade da política monetária é mais provável que os preços de seus bens importados sejam estabelecidos em sua própria moeda, com uma taxa muito baixa de *pass-through* da taxa de câmbio para os preços dos bens importados. Quando todos os países têm baixa volatilidade da política monetária e o mercado financeiro mundial é completo, a taxa de *pass-through* é muito baixa de forma geral. (DEVEREUX; ENGEL, 2001).

Estes resultados são consistentes com a tese de Ortiz (1999 apud TAYLOR, 2000) e a discussão de Taylor (2000), sugerindo que não somente o *pass-through* da taxa de câmbio é endógeno, mas que ele pode depender diretamente do grau de previsibilidade da política monetária. Assim, os resultados racionalizariam o porquê o *pass-through* da taxa de câmbio seria elevado em um país que tem historicamente bastante instabilidade da política monetária, como o México, e baixo em países como Nova Zelândia e Canadá, que historicamente têm-se beneficiado de grande estabilidade da política monetária. (DEVEREUX, ENGEL, 2001).

Gagnon e Ihrig (2004) também propõem que as ações anti-inflacionárias e a credibilidade da autoridade monetária são importantes fatores por trás da redução do *pass-through* da taxa de câmbio para a inflação de preços ao consumidor. Eles desenvolveram um modelo teórico simples que explica como a política monetária influencia as expectativas de inflação e o *pass-through* da taxa de câmbio no nível macroeconômico. Nesse modelo, quando a autoridade monetária privilegia a estabilização da inflação, há menos *pass-through* dos movimentos da taxa de câmbio para os preços ao consumidor. Desta forma, segundo os autores, o *pass-through* será menor em países com taxa de inflação estável ou baixa.

A partir dos trabalhos de Taylor (2000), Goldefajn e Wearlang (2000), Amitrano, Grauwe e Tullio (1997), Eichengreen (2002), Choudhri e Hakura (2001), Eichengreen (2002), Campa e Goldberg (2002), Calvo e Reinhart (2000), Devereux e Engel (2001), Gagnon e Ihrig (2004), Frankel, Parsley e Wei (2005) pode-se tirar as seguintes conclusões a respeito dos determinantes do *pass-through* sob o enfoque macroeconômico: 1) O *pass-through* não é determinado exógenamente como posto pela literatura

tradicional dentro de um enfoque microeconômico; sendo dependente do regime monetário; 2) As variáveis taxa de inflação, grau de abertura, taxa real de câmbio e *gap* do produto afetam o *pass-through* e 3) a condução das políticas monetárias e fiscais são extremamente relevantes na determinação do *pass-through*.

3 Análise Empírica da Relação Entre Câmbio e Preços

3.1 Base de dados

Nesta seção tem como objetivo expor o banco de dados utilizados nas estimativas dos modelos, assim como a justificativa do uso destes dados. O período a ser analisado corresponde de janeiro de 1999 a dezembro de 2009. Os dados são mensais, abrangendo um total de 132 observações, que pode ser considerada uma grande amostra⁶. No presente estudo foram utilizadas as seguintes séries:

1. IPCA – Índice Preço ao Consumidor Amplo, índice geral ano base 1993 dessazonalizado, divulgado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística⁷;
2. TXC - Taxa de câmbio - R\$ / US\$ - comercial - venda – média, divulgado pelo boletim do BCB;
3. PET – Índice de preço do petróleo, índice geral de 1993, fornecido pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)⁸; e
4. IND - Índice de Produção Industrial (indústria geral), índice ano base 1993, fornecido pelo IPEA.

Para capturar os efeitos das variações da taxa de câmbio sobre o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), procurou-se estimar um modelo utilizando as variáveis câmbio, preços e outras variáveis que capturem o efeito da demanda e da oferta. Como os dados são mensais, não foi possível utilizar os dados do PIB, já que este é divulgado trimestralmente. Por este motivo utilizou-se como *proxy* para a demanda a produção industrial⁹, e utilizou-se o preço do petróleo como *proxy* de oferta.

3.2 Teste de Quebra Estrutural

Como sugerido na seção descritiva sobre a relação entre preços e câmbio, é possível identificar diferentes momentos: o período de estabilidade de preços e câmbio fixo de 1994 a 1999; o de 1999 a 2002, caracterizado por depreciação cambial e pressões inflacionárias; o de 2004 a 2007, caracterizado por forte apreciação da taxa de câmbio e redução da inflação e, por fim, o período de agravamento da crise americana, a partir do segundo semestre de 2008 até dezembro de 2009, caracterizado por um descolamento da relação entre câmbio e preços.¹⁰

Isso leva à necessidade de investigar empiricamente a existência de quebras estruturais na relação entre câmbio e preços, controlada por uma *proxy* de demanda e de oferta.

Um teste de quebra estrutural possibilita investigar se em dois ou mais períodos existem diferenças significativas entre os parâmetros que estabelecem as relações entre as séries. Para exemplificar, suponha que a taxa de câmbio esteja correlacionada positivamente com os preços em um período e negativamente em outro período, o teste indicará esta diferença de parâmetro e determinará a data de ocorrência da quebra estrutural. (este tipo de comentário pode ficar somente na metodologia)

Para inferir se ocorreu uma quebra estrutural nos parâmetros do modelo realizou-se o teste CUSUM.¹¹ O teste baseia-se na soma acumulada dos resíduos recursivos e detecta a instabilidade da variável quando os dados ultrapassam a área delimitada por duas linhas críticas de 5% de significância.

Os resultados do teste apresentado no Gráfico 2 indica instabilidade no modelo estimado no início de 2003, pois o teste de CUSUM ultrapassa a linha crítica de 5% de significância em janeiro de 2003.

⁶ Ver Hamilton (1994), Enders (1995), Greene (2009), entre outros, a respeito de propriedade de grandes amostras.

⁷ <http://www.ibge.gov.br>

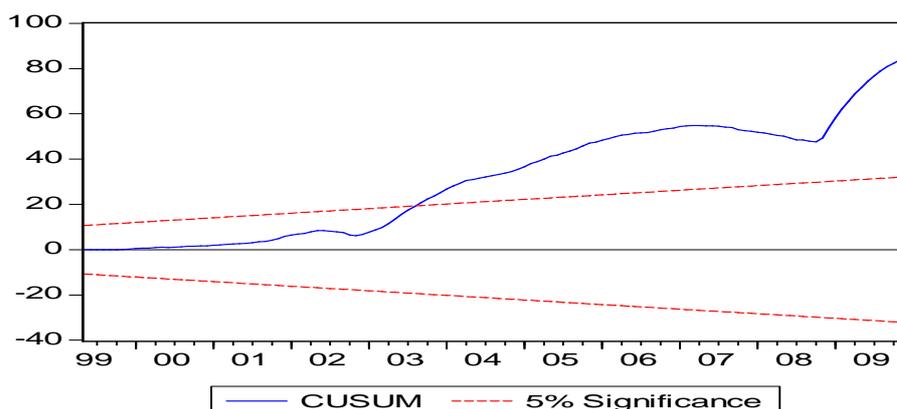
⁸ <http://www.ipeadata.gov.br>

⁹ A literatura vigente em diversos campos de estudo da economia demonstra que esta é uma boa Proxy

¹⁰ Como já observado anteriormente, a análise econométrica da relação entre câmbio e preços será investigada apenas para o período de câmbio flutuante, após janeiro de 1999. O período o período de câmbio fixo será eliminado da amostra.

¹¹ Brown, Durbin e Evans (1975).

Gráfico 2: Teste de Quebra estrutural



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa.

A conclusão relevante apontada pelo teste é a existência de fases distintas para a relação entre taxa de câmbio e preços no Brasil. A primeira fase de janeiro de 1999 até dezembro de 2002 (período I) e a segunda de janeiro de 2003 até dezembro de 2009 (período II). Assim, para investigar o repasse cambial em cada um desses períodos serão aplicados às duas subamostras o teste de raiz unitária, o teste de cointegração e o vetor de correção de erros (VEC) ou vetor auto-regressivo estrutural (SVAR).

3.3 Estimativa do *Pass-Through* para o período de 1999:01 a 2009:12

3.3.1 Análise Empírica para o primeiro período 1999:1 a 2002:12

Nesta subseção irá analisar o coeficiente de repasse cambial para a primeira subamostra que corresponde o período de 1999:1 a 2002:12. Para verificar se as séries são ou não estacionárias, será utilizado o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para as séries em nível e diferença. Os resultados dos testes são apresentados na Tabela 1.

Tabela 1: Teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF): Nível e Diferença para o Período I

Teste de raiz unitária em nível: Dickey-Fuller Aumentado					
Variável	Estatística (τ)	P-Valor	Valores Críticos		
			1%	5%	10%
<i>LOGIND</i>	-2.414051	0.3679	-4.165756	-3.508508	-3.184230
<i>LOGIPCA</i>	0.761211	0.9996	-4.175640	-3.513075	-3.186854
<i>LOGPET</i>	-2.502942	0.3255	-4.165756	-3.508508	-3.184230
<i>LOGTXC</i>	-2.344846	0.4024	-4.170583	-3.510740	-3.185512
Teste de raiz unitária em primeira diferença: Dickey-Fuller Aumentado					
Variável	Estatística (τ)	P-Valor	Valores Críticos		
			1%	5%	10%
<i>DLOGIND</i>	-7.301473	0.0000	-4.170583	-3.510740	-3.185512
<i>DLOGIPCA</i>	-4.259360	0.0080	-4.175640	-3.513075	-3.186854
<i>DLOGPET</i>	-6.188328	0.0000	-4.170583	-3.510740	-3.185512
<i>DLOGTXC</i>	-7.261553	0.0000	-4.170583	-3.510740	-3.185512

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Notas: Todos os modelos foram rodados utilizando constante e tendência conforme análise gráfica.

Significativo a *** 1%, ** 5% e * 10% respectivamente.

O teste de raiz unitária ADF para as séries em nível não rejeita a hipótese H_0 (que as séries tem raiz unitária), assim as séries são não estacionárias. Para as séries na primeira diferença verificou-se que todas são estacionárias a 1% de significância, sendo desta forma, integradas de ordem um $I(1)$.

Como as séries são $I(1)$ o próximo passo é verificar se as séries são ou não cointegradas. Duas séries são cointegradas se a combinação linear entre as séries produz um resíduo que seja estacionário, ou seja, produz uma série que é estacionária, indicando assim uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as séries (ENGEL;GRANGER, 1987; JOHANSEN, 1988; JOHANSEN; JUSELIUS, 1990). Esse tipo de comentário fica somente na metodologia.

O sumário do teste de cointegração de Johansen indicou que a equação de cointegração deve ser linear, com intercepto e sem tendência. A Tabela 2 apresenta os resultados dos testes de cointegração (estatística traço e máximo valor) para as séries.

Tabela 2: Teste de Johansen para o Período I

	Estatística Traço			Estatística do Máximo Autovalor		
	Observado	Valor Crítico 5%	P - Valor	Observado	Valor Crítico 5%	P - Valor
R = 0	55.04699*	47.85613	0.0091	31.04701*	27.58434	0.0172
R ≤ 1	23.99998	29.79707	0.2004	12.68980	21.13162	0.4812
R ≤ 2	11.31018	15.49471	0.1931	8.886618	14.26460	0.2957
R ≤ 3	2.423561	3.841466	0.1195	2.423561	3.841466	0.1195

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa

Notas: *significativo a 5%

A hipótese nula H_0 (não há vetor de cointegração) é rejeitada ao nível de 5% de significância, tanto pela estatística do traço, quanto pela estatística do máximo autovalor, como evidenciado na Tabela 4.2. Desta forma há forte evidência da existência de um vetor de cointegração entre as variáveis, evidenciando que há uma relação de equilíbrio entre elas no longo prazo. Quando há evidência de cointegração evita-se o chamado problema de regressão espúria¹²

A partir da forte evidência de um vetor de cointegração entre as variáveis, evidenciando que as séries são cointegradas, é estimado um modelo VEC, para posterior cálculo do repasse cambial do Período I. Para verificar o número de defasagens utilizada no modelo, são utilizadas inicialmente os usuais testes de seleção do número de defasagens do sistema de equações de Vetores Auto-Regressivos (VAR).

Tabela 3: Seleção de Defasagem (VAR): Período I

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	230.5542	NA	3.96e-10	-10.29792	-10.13572	-10.23777
1	445.7209	381.4319	4.65e-14	-19.35095	-18.53996*	-19.05020*
2	462.7269	27.05490	4.53e-14	-19.39668	-17.93688	-18.85531
3	482.6128	28.02116*	3.99e-14*	-19.57331*	-17.46472	-18.79135
4	492.6467	12.31432	5.76e-14	-19.30212	-16.54474	-18.27955

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa

*Indica o número de defasagens selecionados por cada critério para o sistema VAR; para o sistema VEC, seleciona-se $p - 1$ defasagens.

LR: estatística LR; FPE: critério de previsão de erro final; AIC: critério de informação de Akaike; SC: critério de informação de Schwarz; HQ: critério de informação de Hannan-Quinn.

¹² A regressão espúria acontece quando a presença de tendências nas séries produz regressões com alto coeficiente de determinação sem, no entanto, relações significativas entre as séries.

Para os critérios de seleção de defasagens, dos seis critérios utilizados, dois (SC e HQ) indicam a inclusão de nenhuma defasagem das variáveis no modelo VEC.¹³ Os testes (LR, FPE e AIC) indicam a inclusão de 2 defasagens.

No primeiro caso a dinâmica do modelo não seria muito boa, como colocado por Goldfajn e Werlang (2000), pois o coeficiente de repasse cambial é maior ao longo do tempo, sendo que alcança seu maior valor no período de 12 meses. Com relação ao segundo caso, 2 defasagens, poderia levar a resultados não tão bons devido a redução dos graus de liberdade do modelo. Para captar esta dinâmica, será utilizado no modelo 1 defasagem. (vcs chegaram a discutir isso? A perda de graus de liberdade seria um impeditivo no seu caso? Se não, sua justificativa fica comprometida)

Na Tabela 4, são apresentados os testes de causalidade de Granger para as variáveis em bloco, para verificar se uma variável precede temporalmente – ou causa, *no sentido de Granger* – a outra.

Tabela .4: Teste de Causalidade de Granger para o Período I

Variável Dependente	Teste	Variáveis Excluídas			
D(LOGIPCA)		D(LOGIND)	D(LOGPET)	D(LOGTXC)	All
	Chi-sq	4.672096	0.092894	3.256821	6.877291
	df	1	1	1	3
	Prob.	0.0307	0.7605	0.0711	0.0759
D(LOGIND)		D(LOGIPCA)	D(LOGPET)	D(LOGTXC)	All
	Chi-sq	2.762599	4.387558	0.030037	8.721963
	df	1	1	1	3
	Prob.	0.0965	0.0362	0.8624	0.0332
D(LOGPET)		D(LOGIPCA)	D(LOGIND)	D(LOGTXC)	All
	Chi-sq	16.80585	1.338640	4.503998	18.79124
	df	1	1	1	3
	Prob.	0.0000	0.2473	0.0338	0.0003
D(LOGTXC)		D(LOGIPCA)	D(LOGIND)	D(LOGPET)	All
	Chi-sq	2.764543	1.631883	0.180468	4.422128
	df	1	1	1	3
	Prob.	0.0964	0.2014	0.6710	0.2193

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa

De acordo com a Tabela 4, há evidências que uma variação no câmbio causa, no sentido de Granger, uma variação no IPCA (ao nível de significância de 10%). Também há evidência que uma variação no câmbio causa, no sentido de Granger, uma variação em PET (ao nível de significância de 5%). Uma variação em PET causa, no sentido de Granger, uma variação em IND (ao nível de significância de 5%). Uma variação IND causa, no sentido de Granger, uma variação no IPCA (ao nível de significância de 5%). Por fim, uma variação do IPCA causa, no sentido de Granger, variações em IND, PET e TXC ao nível de 10%, 1% e 10% de significância, respectivamente.

O vetor estimado pelo procedimento de Johansen (1991, 1995), que corresponde à relação de equilíbrio de longo prazo entre as séries, é apresentado na Tabela 5.

¹³ A partir dos testes de seleção de defasagens do sistema de equações de Vetores Autorregressivos (VAR) pode-se obter o número de defasagens a ser utilizado no modelo VEC, na medida em que todo o sistema VAR com p defasagens pode ser representado como um sistema VEC com $p - 1$ defasagens.

Tabela 5: Vetor de Cointegração

Vetor de Cointegração (Normalizado)				
LOGIPCA(-1)	LOGIND(-1)	LOGPET(-1)	LOGTXC(-1)	C
1.000000	-0.531300	-0.149350	-0.439493	-3.792402
	(0.39154)	(0.05651)	(0.06197)	
	[-1.35696]	[-2.64292]	[-7.09171]	

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa
Desvio padrão entre parênteses; estatística t entre colchetes.

O modelo estimado prevê a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis, conforme a equação a seguir:

$$LOGIPCA_t = +3,79 + 0,53LOGIND_t + 0,14LOGPET_t + 0,43LOGTXC_t \quad (1)$$

Segundo a equação (1), uma variação positiva na produção industrial, no preço do petróleo ou uma depreciação da taxa de câmbio terá como consequência um aumento no índice de preços da economia (IPCA).

Esta equação, quando vista como uma função de determinação do índice de preços, tem grande importância em termos de política econômica, ao evidenciar a resposta do índice de preços a uma variação de IND, PET e TXC. A relação entre a TXC e o IPCA é de grande importância em termos de política macroeconômica ao determinar o quanto uma variação cambial contamina o nível de preços (repassa cambial).

Tabela 6: Mecanismo de Correção de Erros

Error Correction:	D(LOGIPCA)	D(LOGIND)	D(LOGPET)	D(LOGTXC)
D(LOGIPCA(-1))	0.416346	-0.805177	9.080638	-2.316174
	(0.12617)	(0.48443)	(2.21506)	(1.39303)
	[3.29982]	[-1.66211]	[4.09949]	[-1.66269]

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa
Desvio padrão entre parênteses; estatística t entre colchetes.

O coeficiente de ajustamento estimado indica qual a proporção do desequilíbrio de curto prazo do IPCA é corrigida no período seguinte. A análise da magnitude dos coeficientes de ajustamento da Tabela 6 sugere que a o IPCA se ajusta muito rapidamente a choques nas variáveis preço do petróleo e taxa de câmbio, porém se ajusta mais lentamente a choques na produção industrial e no próprio IPCA.

A Análise de Decomposição de Variância é apresentada na Tabela 7.

Tabela 7: Análise de Decomposição de Variância: Período I

Period	S.E.	LOGIPCA	LOGIND	LOGPET	LOGTXC
1	0.003938	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
3	0.009061	73.08230	6.203754	4.454670	16.25928
6	0.016247	35.89703	5.822789	14.60095	43.67924
9	0.024014	18.73125	4.692335	19.67137	56.90504
12	0.031880	11.02786	3.894461	22.09346	62.98422
15	0.039519	7.227986	3.373123	23.35581	66.04308
18	0.046785	5.159034	3.023789	24.07837	67.73880

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa
Notas: Cholesky Ordering: LOGIPCA LOGIND LOGPET LOGTXC

Os dados apresentados na Tabela 7 mostram a decomposição de variância do IPCA em até 18 meses. Verifica-se que há forte evidência de que ao longo do tempo a taxa de câmbio tem um maior poder explicativo a variância do IPCA. Para o primeiro trimestre, 16,25% da variação do IPCA é explicada pela variação da taxa de câmbio. Para o sexto trimestre a contribuição da taxa de câmbio para explicar a variância do IPCA passa para 67,73%.

Através da função impulso resposta acumulada é possível calcular o *pass-through* para o período de 1999:1 a 2002:12 seguindo a fórmula 2. A Tabela 8, apresenta os resultados do cálculo do repasse cambial para o primeiro período¹⁴.

$$CR_{t,t+j} = \frac{\sum_{i=1}^P \Delta \ln IP_{t,t+j}}{\sum_{i=1}^T \Delta \ln TC_{t,t+j}} \times 100 \quad (2)$$

Tabela 8: Cálculo do *Pass-Through* para Período I

Period	LOGIPCA	LOGTXC	<i>Pass-Through</i>
1	0	0.041722	0.00%
3	0.004882	0.145684	3.35%
6	0.022172	0.315205	7.03%
9	0.047381	0.498599	9.50%
12	0.07795	0.692146	11.26%
15	0.112203	0.892735	12.57%
18	0.148992	1.098177	13.57%

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa

Notas: Ordenamento de Cholesky: LOGIPCA, LOGIND, LOGPET e LOGTXC.

Estes resultados corroboram os resultados anteriores de que o coeficiente de repasse cambial é maior ao longo do tempo. Para o primeiro trimestre tem-se um *pass-through* relativamente baixo (3,35%), apresentando uma tendência de alta ao longo do tempo. Isso implica que a desvalorização cambial de 1% leva, ao final de um trimestre, a um aumento de 3,35% no IPCA. Para o terceiro, quarto, quinto e sexto trimestre o *pass-through* apresentou-se bem elevado, sendo os valores 9,50%, 11,26%, 12,57% e 13,57% respectivamente.

Durante todo o período que vai de 1999:1 a 2002:12 o *pass-through* apresentou-se elevado, isto é, a tendência de desvalorização do câmbio contribuiu para o aumento de preços, refletindo os fatores externos (crise Argentina e atentado às Torres Gêmeas do World Trade Center) e fatores internos como crise energética e as eleições de 2002.

3.3.2 Análise Empírica para o segundo período 2003:1 a 2009:12

Nesta subseção é analisado o repasse cambial para o período que corresponde de janeiro de 2003 a dezembro de 2009 (Período II).

Para verificar se as séries são ou não estacionárias, será utilizado o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para as séries em nível e diferença. Os resultados dos testes são apresentados na Tabela 9.

¹⁴ Esta metodologia é sugerida por Belaish (2003).

Tabela 9: Teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF): Nível e Diferença para o Período II

Teste de raiz unitária em nível: Dickey-Fuller Aumentado					
Variável	Estatística (τ)	P-Valor	Valores Críticos		
			1%	5%	10%
LOGIND	-2.123705	0.5249	-4.072415	-3.464865	-3.158974
LOGIPCA	-1.895137	0.6480	-4.073859	-3.465548	-3.159372
LOGPET	-2.881314	0.1740	-4.075340	-3.466248	-3.159780
LOGTXC	-2.991588	0.1409	-4.073859	-3.465548	-3.159372

Teste de raiz unitária em primeira diferença: Dickey-Fuller Aumentado					
Variável	Estatística (τ)	P-Valor	Valores Críticos		
			1%	5%	10%
DLOGIND	-7.584945***	0.0000	-4.073859	-3.465548	-3.159372
DLOGIPCA	-5.753649***	0.0000	-4.073859	-3.465548	-3.159372
DLOGPET	-6.380314***	0.0000	-4.073859	-3.465548	-3.159372
DLOGTXC	-5.933631***	0.0000	-4.073859	-3.465548	-3.159372

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Notas: Todos os modelos foram rodados utilizando constante e tendência conforme análise gráfica.

Significativo a *** 1%, **5% e *10% respectivamente.

O teste de raiz unitária ADF para as séries em nível não rejeita a hipótese H_0 (que as séries tem raiz unitária), assim as séries são não estacionárias. Para as séries na primeira diferença, verificou-se que todas são estacionárias ao nível de significância de 1%. Dessa forma todas as séries são I(1).

Como as séries são I(1) o próximo passo é verificar se as séries são ou não cointegradas. A Tabela 10 apresenta os resultados dos testes de cointegração (estatística traço e máximo valor) para as séries.

Tabela 10: Teste de Johansen para o Período II

	Estatística Traço			Estatística do Máximo Autovalor		
	Observado	Valor Crítico 5%	P - Valor	Observado	Valor Crítico 5%	P - Valor
R = 0	41.56795	47.85613	0.1712	20.71063	27.58434	0.2941
R ≤ 1	20.85733	29.79707	0.3666	12.16013	21.13162	0.5319
R ≤ 2	8.697196	15.49471	0.3941	6.907995	14.26460	0.5001
R ≤ 3	1.789201	3.841466	0.1810	1.789201	3.841466	0.1810

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa

Notas: *significativo a 5%.

A hipótese nula H_0 (não há vetor de cointegração) não é rejeitada ao nível de 5% de significância, tanto pela estatística do traço, quanto pela estatística do máximo autovalor, como evidenciado na Tabela 4.9. Desta forma há forte evidência da inexistência de um vetor de cointegração entre as variáveis, evidenciando que não há uma relação de equilíbrio entre elas no longo prazo.

Desta forma, sendo as séries não estacionárias em nível e não havendo vetor de cointegração, trabalha-se com as variáveis na sua primeira diferença através de um modelo SVAR.

Segundo Sims (1980) o SVAR usa a economia para definir o ordenamento das variáveis e a partir dessa ordenação possibilita gerar restrições que identifiquem os parâmetros estruturais.

Para verificar o número de defasagens utilizada no modelo, são feitos inicialmente os usuais testes de seleção do número de defasagens do sistema de equações de Vetores Auto-Regressivos (VAR), conforme Tabela 11.

Tabela 11: Seleção de Defasagem (VAR): Período II

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	774.8060	NA	1.82e-14	-20.28437	-20.16170	-20.23534
1	811.7299	68.98950*	1.05e-14*	-20.83500*	-20.22165*	-20.58987*
2	822.3863	18.78887	1.22e-14	-20.69438	-19.59034	-20.25315
3	830.7528	13.87083	1.50e-14	-20.49350	-18.89878	-19.85617
4	843.8026	20.26149	1.65e-14	-20.41586	-18.33046	-19.58243

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa

*Indica o número de defasagens selecionados por cada critério para o sistema VAR; para o sistema VEC, seleciona-se $p - 1$ defasagens.

LR: estatística LR; FPE: critério de previsão de erro final; AIC: critério de informação de Akaike; SC: critério de informação de Schwarz; HQ: critério de informação de Hannan-Quinn.

Dos seis critérios utilizados, cinco (LR, FPE, AIC, SC e HQ) indicam a inclusão de uma defasagem nas variáveis no modelo SVAR.

Na Tabela 12 são apresentados o teste de causalidade de Granger para as variáveis, este teste serve para verificar se a variável precede temporalmente – ou causa, no sentido de Granger – outra.

Tabela 12: Teste Causalidade de Granger para o período II

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLOGIND does not Granger Cause DLOGPET	81	0.23241	0.7932
DLOGPET does not Granger Cause DLOGIND		7.82862	0.0008
DLOGTXC does not Granger Cause DLOGPET	81	7.38328	0.0012
DLOGPET does not Granger Cause DLOGTXC		1.91388	0.1545
DLOGIPCA does not Granger Cause DLOGPET	81	0.17999	0.8356
DLOGPET does not Granger Cause DLOGIPCA		1.02602	0.3633
DLOGTXC does not Granger Cause DLOGIND	81	8.99820	0.0003
DLOGIND does not Granger Cause DLOGTXC		0.25662	0.7743
DLOGIPCA does not Granger Cause DLOGIND	81	0.04478	0.9562
DLOGIND does not Granger Cause DLOGIPCA		0.40904	0.6657
DLOGIPCA does not Granger Cause DLOGTXC	81	1.55349	0.2181
DLOGTXC does not Granger Cause DLOGIPCA		1.24671	0.2933

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa

Notas: Teste realizado com 2 defasagens.

Uma variação de PET causa, no sentido de Granger, uma variação na IND. Enquanto que uma variação na TXC causa, no sentido de Granger, uma variação em PET e IND ao nível de significância de 1%. Todavia, variação na TXC não causa, no sentido de Granger, uma variação do IPCA.

Com o intuito de estimar um VAR estrutural, a ordenação das variáveis é dada pela ordem da matriz de restrição do modelo. Estas restrições são postas de acordo com a teoria econômica, como colocado por Sims (1980).

A matriz de restrições **B** é dada por:

$$B = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & 1 & 0 \\ 0 & 0 & b_{43} & 1 \end{bmatrix} \quad (3)$$

A partir das restrições impostas na matriz \mathbf{B} , tem-se as seguintes equações na forma matricial para os erros estruturais.

$$B = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & 1 & 0 \\ 0 & 0 & b_{43} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} PET_t \\ IND_t \\ TXC_t \\ IPCA_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{pet} \\ \varepsilon_{ind} \\ \varepsilon_{txc} \\ \varepsilon_{ipca} \end{bmatrix} \quad (4)$$

Logo têm-se as seguintes equações:

$$PET_t = \varepsilon_{PET_t} \quad (5)$$

$$IND_t = \varepsilon_{IND_t} \quad (6)$$

$$TXC_t = b_{31}PET + b_{32}IND + \varepsilon_{TXC_t} \quad (7)$$

$$IPCA_t = b_{43}TXC + \varepsilon_{IPCA_t} \quad (8)$$

A matriz \mathbf{B} mostra as restrições impostas ao modelo VAR de acordo com a teoria econômica de forma a recuperar os parâmetros estruturais a partir das equações auto-regressivas na forma reduzida¹⁵.

De acordo com a Matriz \mathbf{B} , a taxa de câmbio responde contemporaneamente a movimento na produção industrial e a variações no preço do petróleo, via expectativas. O índice de preços (IPCA) é afetado pelo câmbio, através dos bens *tradables*¹⁶. Este canal de transmissão se dá, pois à medida que se tem uma depreciação cambial, há um aumento relativo dos *bens tradables*. A depreciação da taxa de câmbio leva a um aumento dos preços no atacado, ocasionando a alta do IGP-DI, tendo como consequência um aumento nos preços monitorados e do IPCA. Dentro desta lógica, o contrário é verdadeiro, uma apreciação cambial tende a levar uma redução do IPCA.

A matriz \mathbf{C} mostra as restrições segundo a decomposição de Cholesky, para recuperar os parâmetros estruturais na forma reduzida.

$$C = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ b_{12} & 1 & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & 1 & 0 \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & 1 \end{bmatrix} \quad (9)$$

O ordenamento de Cholesky é dado por $PET \longrightarrow IND \longrightarrow TXC \longrightarrow IPCA$, gerando as seguintes equações.

$$PET_t = \varepsilon_{PET_t} \quad (10)$$

$$IND_t = b_{21}PET + \varepsilon_{IND_t} \quad (11)$$

$$TXC_t = b_{31}PET + b_{32}IND + \varepsilon_{TXC_t} \quad (12)$$

$$IPCA_t = b_{41}PET + b_{42}IND + b_{43}TXC + \varepsilon_{IPCA_t} \quad (13)$$

De acordo com as restrições na matriz \mathbf{C} , segundo a decomposição de Cholesky, a taxa de câmbio da economia é afetada contemporaneamente pelo preço do petróleo e pela produção industrial. O índice de preços (IPCA) é afetado pelo preço do petróleo, produção industrial e pela taxa de câmbio.

¹⁵ Ao considerar a decomposição de Cholesky, a matriz \mathbf{B} será uma matriz diagonal inferior e os choques estruturais dependerão da ordem escolhida.

¹⁶ Sobre os efeitos contemporâneos do câmbio sobre os preços dos bens *tradables* ver Bogdanski, Tombini e Werlang (2000).

Na Tabela 13 encontra-se a decomposição da variância do IPCA, considerando choque de acordo com imposição de restrições baseadas na teoria econômica (SVAR) e um choque de um desvio padrão e segundo a decomposição de Cholesky. A decomposição de variância foi feita para os dois casos como forma de demonstrar os efeitos comparativos de se impor aos modelos de vetores auto-regressivos restrições baseadas em teoria economias ou atóricas de forma a recuperar os parâmetros estruturais.

Tabela 13: Análise de Decomposição de Variância para o Período II

Fatoração Estrutural					
Period	S.E.	Shock1	Shock2	Shock3	Shock4
1	0.083152	0.020476	0.000309	0.264485	99.71473
3	0.093882	4.781429	1.734457	4.929958	88.55416
6	0.095038	4.835078	1.713218	5.286885	88.16482
9	0.095076	4.835107	1.713080	5.289508	88.16231
12	0.095077	4.835106	1.713080	5.289521	88.16229
15	0.095077	4.835106	1.713080	5.289521	88.16229
18	0.095077	4.835106	1.713080	5.289521	88.16229
Cholesky Ordering: DLOGPET DLOGIND DLOGTXC DLOGIPCA					
Period	S.E.	DLOGPET	DLOGIND	DLOGTXC	DLOGIPCA
1	0.083152	0.993260	1.665304	0.643411	96.69802
3	0.094276	2.264843	1.554379	4.836082	91.34470
6	0.095281	2.281055	1.532617	5.184773	91.00155
9	0.095313	2.281030	1.532545	5.187376	90.99905
12	0.095313	2.281029	1.532545	5.187389	90.99904
15	0.095313	2.281029	1.532545	5.187389	90.99904
18	0.095313	2.281029	1.532545	5.187389	90.99904

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa

Para a fatoração estrutural tem-se que para o primeiro mês que o câmbio é responsável por 0,26% da variação do IPCA. Entretanto ao longo do tempo o repasse cambial tende a ser maior, assim para o ultimo trimestre o câmbio contribui com 5, 28% da variação do IPCA no período.

Resultado parecido é encontrado com base na decomposição de variância segundo a decomposição de Cholesky. Para o primeiro mês tem-se que a taxa de câmbio contribuiu com 0,64% da variação do IPCA no período. Para o último trimestre tem-se que a taxa de câmbio contribuiu com 5,18% da variação do IPCA, desta forma a contribuição da taxa de câmbio na variação do IPCA, quando considerada a fatoração estrutural ou a decomposição de Cholesky apresentaram resultados parecidos. O cálculo do *pass-through* para o período de janeiro de 2003 a dezembro de 2009 é apresentado na tabela 14.

Os resultados encontrados, assim como no caso da decomposição de variância são bem semelhantes, para o caso do SVAR têm-se que o coeficiente de repasse para o primeiro período foi de -0,29% enquanto que para o VAR encontrou-se um coeficiente maior, sendo de -0,45%. A menor contribuição do câmbio para os preços nessa fase pode ser explicado pela forte tendência à apreciação cambial do período, que garantiu que os preços ficassem em relativa estabilidade.

Tabela 14: Cálculo do *Pass-Through* para o Período II

Fatoração Estrutural				Cholesky Ordering: DLOGPET DLOGIND DLOGTXC DLOGIPCA		
Period	DLOGIPCA	DLOGTXC	<i>Pass-Through</i>	DLOGIPCA	DLOGTXC	<i>Pass-Through</i>
1	-9.40E-05	0.032347	-0.29%	-0.000147	0.032347	-0.45%
3	0.000604	0.046922	1.29%	0.000505	0.047293	1.07%
6	0.000833	0.048071	1.73%	0.000725	0.048662	1.49%
9	0.000851	0.047901	1.78%	0.000743	0.048528	1.53%
12	0.000853	0.047861	1.78%	0.000744	0.048492	1.53%
15	0.000853	0.047855	1.78%	0.000744	0.048487	1.53%
18	0.000853	0.047854	1.78%	0.000744	0.048486	1.53%

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa

Para os períodos posteriores, como pode ser visto na Tabela 14, o *pass-through* aumentou passando para 1,29%, 1,73%, 1,78% para o primeiro, segundo e último trimestre respectivamente para a abordagem SVAR. Para o VAR, segundo a decomposição de Cholesky, o *pass-through* passou para 1,07%, 1,49% e 1,53% para os primeiro, segundo e último trimestres, respectivamente.

Apesar de diferentes metodologias para o cálculo do *pass-through* refletem resultados parecidos, evidenciando robustez nas estimativas. O *pass-through* para o período de janeiro de 2003 a dezembro de 2009 (II período) apresentou um coeficiente bem menor do que o do período I (janeiro de 1999 a dezembro de 2002). A Tabela 15 faz um comparativo do coeficiente de repasse cambial para os dois períodos distintos.

Tabela 15: Comparativo do diferente grau do *pass-through* nos diferentes períodos

I Período Modelo VEC				II Período SVAR		
Period	LOGIPCA	LOGTXC	<i>Pass-Through</i> %	DLOGIPCA	DLOGTXC	<i>Pass-Through</i> %
1	0	0.041722	0.00%	-9.40E-05	0.032347	-0.29%
3	0.004882	0.145684	3.35%	0.000604	0.046922	1.29%
6	0.022172	0.315205	7.03%	0.000833	0.048071	1.73%
9	0.047381	0.498599	9.50%	0.000851	0.047901	1.78%
12	0.07795	0.692146	11.26%	0.000853	0.047861	1.78%
15	0.112203	0.892735	12.57%	0.000853	0.047855	1.78%
18	0.148992	1.098177	13.57%	0.000853	0.047854	1.78%

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa

Notas: Para o I período foi calculado o *pass-through* com base na função impulso resposta acumulada do choque (de um desvio padrão e segundo a decomposição de Cholesky) do modelo VEC.

Para o Período II foi calculado o *pass-through* com base na função impulso resposta acumulada com base nas restrições impostas na matriz B de acordo com a teoria econômica, assim estimando o modelo SVAR.

Como é perceptível o *pass-through* do câmbio para os preços foi bem maior para o primeiro período do que para o segundo período. Isso se deve ao fato de que a partir do início de 2003 até o segundo semestre de 2008, quando eclodiu a crise americana do crédito *subprime*, e posteriormente já a partir do início do ano de 2009, o câmbio apresentou uma grande valorização, contribuindo para a redução da inflação, através dos produtos *tradables*.

4. Considerações Finais

O presente artigo teve como objetivo analisar teórica e empiricamente os impactos da variação da taxa de câmbio sobre a inflação no Brasil de 1999 a 2009. Primeiramente, analisaram-se os aspectos teóricos e a literatura empírica a respeito do *pass-through* do câmbio para os preços, buscando assim o entendimento a respeito do que é *pass-through* e seus principais determinantes. Verificou-se que os principais determinantes do *pass-through* são dados por fatores micro e macroeconômicos. Quanto aos fatores microeconômicos, destaca-se que o *pass-through* depende dos seguintes fatores: substitutibilidade dos bens nacionais e importados, relação entre as firmas domésticas e estrangeiras, estrutura de mercado, convexidade da curva de demanda, corporações multinacionais e das barreiras não-tarifárias. Entretanto, o enfoque deste trabalho é tratar os determinantes macroeconômicos do *pass-through*. A partir dos trabalhos de Taylor (2000), Goldefajn e Wearlang (2000), Amitrano, Grauwe e Tullio (1997), Choudhi e Hakura (2001), Eichegreen (2002), entre outros, pode-se tirar as seguintes conclusões a respeito dos determinantes do *pass-through* sob o enfoque macroeconômico: 1) O *pass-through* não é determinado exogenamente como posto pela literatura tradicional dentro de um enfoque microeconômico; sendo dependente do regime monetário; 2) as variáveis, taxa de inflação, grau de abertura, taxa real de câmbio e *gap* do produto afetam o *pass-through*; e 3) a condução das políticas monetárias e fiscais são extremamente relevantes na determinação do *pass-through*.

Na parte empírica procurou-se, inicialmente, verificar a presença de quebras estruturais na relação entre as variáveis no período de 1999 a 2009. Desta forma o *pass-through* foi calculado para dois subperíodos, o primeiro subperíodo correspondeu a janeiro de 1999 a dezembro de 2002 (1999:01 a 2002:12) e o segundo subperíodo refere-se a janeiro de 2003 a dezembro de 2009 (2003:01 a 2009:12).

Estimou-se o *pass-through* para os dois subperíodos: no primeiro subperíodo as variáveis, preço do petróleo, produção industrial, taxa de câmbio e IPCA eram não estacionárias e cointegradas, desta forma foi estimado um modelo de vetor de correção de erros (VECM). O *pass-through* para o primeiro subperíodo foi de 3,35% no primeiro trimestre, apresentado uma tendência de aumento ao longo do tempo, refletindo o processo de ajustamento de preços que são rígidos no curto prazo mais se tornam mais flexíveis no longo prazo. Para o sexto trimestre (18 meses) o *pass-through* de 13,57%. No segundo período as séries se mostraram não estacionárias e não cointegradas, desta forma foi utilizado os modelos de vetor autorregressivo (VAR) e vetor autorregressivo estrutural (SVAR), para as séries em primeira diferença. O cálculo do *pass-through* para o primeiro trimestre do período de 2003:01 a 2009:12, apresentou-se baixo, sendo de 1,29% e 1,07% para as estimativas utilizando SVAR e VAR respectivamente. Para o sexto semestre apresentou uma estimativa de 1,78% e 1,53% utilizando SVAR e VAR respectivamente.

As explicações para um *pass-through* muito mais elevado no primeiro subperíodo do que no segundo devem-se ao fato de que no primeiro tem-se a mudança do regime cambial de fixo para flexível a partir de janeiro de 1999, o apagão em 2001, o processo eleitoral em 2002, entre outros fatores. Além dos fatores internos, fatores externos como o atentado ao *World Trade Center* e a crise argentina contribuíram para a depreciação do Real e aumento do repasse cambial.

No segundo período tem-se um cenário macroeconômico estável, com crescimento do PIB, do emprego, estabilidade de preços e uma tendência de apreciação cambial, devido a uma política monetária austera com elevadas taxas internas de juros, apreciação da taxa de câmbio, redução da demanda agregada e percepção de que os choques não são permanentes.

Outro resultado interessante refere-se que no segundo período a estimação do VAR segundo a decomposição de Cholesky e o SVAR apresentou resultados semelhantes, neste sentido dando robustez ao modelo. Este resultado possibilita inferir que para este subperíodo a recuperação dos parâmetros estruturais de acordo com a decomposição de Cholesky, segundo o qual os parâmetros estruturais são recuperados através da decomposição dos resíduos de forma diagonal, é bastante parecida com a fatoração estrutural na qual os parâmetros estruturais são recuperados segundo as restrições postas de acordo com a teoria econômica. Apesar de obter resultados parecidos, as estimativas do *pass-through* pelo modelo SVAR é preferível no sentido de comparar os resultados dos dois subperíodos da amostra,

pois está baseada em restrições postas pela teoria econômica. Diante do exposto, dada a importância da relação câmbio e preços no período recente da economia, verifica-se que é oportuna a discussão sobre o comportamento do *pass-through*, quando a preocupação é a trajetória da inflação, enfatizando a importância da condução da política monetária e fiscal na determinação do *pass-through*.

Referências

ALBUQUERQUE, C.R. *Taxas de Câmbio e Inflação no Brasil: Um estudo Econométrico*. 2005. A345t. Tese (Doutorado) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, UFRGS, Porto Alegre, 2005.

AMITRANO, A.; GRAUWE, P.; TULLIO, G. Why has inflation remained so low after the long exchange rate depreciations of 1992? *Journal of Common Market studies.*, v. 35, n.3, Sep. 1997.

BELAISCH, A. Exchange rate pass-through in Brazil. *IMF*, Working Papers, no 141, 2003.

BOGDANSKI, J.; TOMBINI, A.A.; WERLANG, S.R.C. Implementing Inflation Targeting in Brazil. *Banco Central do Brasil.*, Working Papers Series, no 1, Jul. 2000.

CALVO, G.; REINHART, C. Fixing for your Life, *NBER*, Working Paper no. 8006, Nov. 2000.

CAMPA, J.M., GOLDBERG, L.S. Rate Pass-through into Import Prices: A Macro or Micro Phenomenon?, *NBER*, Working Paper, no. 8934, May. 2002.

CHOUDHRI, E. U; HAKURA, D. S. "Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter?" *IMF*, Working Paper WP/01/194.2001

DEVEREUX, M. B.; ENGEL, C. Endogenous Currency of Price Setting in a Dynamic Open Model, *NBER*, Working Paper n.8559, October, 2001.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association.*, v.74, n. 366, p.427-431, Jun.1979.

DORNBUSH, R. Exchange rate and prices. *The American Economic Review.*, v. 77, n. 1, p. 93-106, Mar. 1987

DORNBUSH, R. Expectations and exchange rate dynamics, *The Journal of Political Economy*, v. 84, n.6, p.1161-76, December, 1976.

EICHENGREEN, B. Can emerging markets float the way they float? Should they inflation target?, *Banco Central do Brasil*, Working Paper Series, n. 36, Feb. 2002.

ENDERS, W. *Applied econometric time series*. John Wiley & Sons, 1995.

FEENSTRA, R.C. Symmetric pass-through of tariffs and exchange rates under imperfect competition: An empirical test, *NBER*, Working Paper n.2453, December. 1987.

FRANKEL, J A.; PARSLEY, D. C.; WEI, Shang-Jin. Slow Passthrough around the world: A new import for developing countries? *NBER*, Working Paper, n. 11199, Mar. 2005.

- GAGNON, J.E.; IHRIG, J. Monetary Policy and Exchange Rate Pass-Through. *Int. J. Fin. Econ* 9: 315-338, 2004.
- GOLDEBERG, P. K; KNETTER, M.M. Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned?, *Journal of Economic Literature*, v. 35, n. 3, p.. 1243-1272, Sep., 1997.
- GOLDFAJN, I.; WERLANG, S.R.C. *The Pass-through from Depreciation to Inflation: A Panel Study*, Banco Central do Brasil Working Paper, n.5, Sep. 2000.
- GREENE, W.H. *Econometric Analysis*. 6ª edição. Prentice Hall, 2008, New Jersey.
- HAMILTON, J.D. *Time Series Analysis*. Princeton University Press, 1994.
- HODRICK, A.C.; PRESCOTT, E. C. Postwar US business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, v.29, p.1-16, 1997.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA
http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/precos/inpc_ipca/defaultinpc.shtm
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 52, p. 169-209, 1990.
- KNETTER, M.M. Price Discrimination by U.S. and German Exporters. *The American Economic Review*, vol. 79, n. 1, p. 198-210, Mar. 1989.
- KRUGMAN, P. Pricing to Market When Exchange Rate Changes. *NBER*, Working Paper n. 1926, May, 1986.
- MARSTON, R. C. Pricing to Market in Japanese Manufacturing. *NBER*, Working Paper, n.2905, Mar.1989.
- MENON, J. The Degree and Determinants of Exchange Rate Pass-Through: Market Structure, Non-Tariff Barriers and Multinational Corporations, *The Economic Journal*, v.106, n.435, p. 434-444, Mar. 1996.
- ROMER, D. Openness and inflation: theory and evidence. *The Quarterly Journal of Economics*., v. CVIII, Issue, 4, Nov.1993.
- TAYLOR, J. B. Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European Economic Review*., v. 44, Issue 7, p. 1389-1408, June 2000.
- TEJADA, César A. O.; SILVA, A. G. O *pass-through* das variações da taxa de câmbio para os preços dos principais produtos exportados pelo Brasil.*Rev. Econ. Sociol. Rural* [online]. 2008, vol.46, n.1, p. 171-205, 2008.
- TERRA, M. C. T. Openness and Inflation: A New Assessment. *The Quarterly Journal of Economics*, v.113, n. 2, p. 641-648, May. 1998.
- YANG, J. Exchange Rate Pass-Through em U.S. Manufacturing Industries. *The Review of Economics and Statistics*, v. 79, n.1, p.95-104, Feb. 1997.