

## **ÁREA DE INTERESSE**

Área 3 - Teoria Econômica e Métodos Quantitativos

### **O *PASS-THROUGH* DAS VARIAÇÕES DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PREÇOS DOS PRINCIPAIS PRODUTOS EXPORTADOS PELO BRASIL**

**Palavras-chave:** coeficiente de *pass-through*, preços das exportações, Brasil.

#### **César Augusto Oviedo Tejada**

Doutor em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul, PPGE/UFRGS

Professor Adjunto do Departamento de Economia da Universidade Federal de Alagoas

Endereço: Av. Álvaro Otacílio, 3537, apto 602

Bairro Ponta Verde – Maceió – AL

E-mail: [cesartejada@uol.com.br](mailto:cesartejada@uol.com.br)

Telefone: 0\*\*82-3771677

#### **Agnaldo Gomes da Silva**

Doutor em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco, PIMES/UFPe

Professor Adjunto do Departamento de Economia da Universidade Federal de Alagoas

Endereço: Loteamento Bariloche, Quadra N, n. 279

Bairro Barro Duro - Maceió – AL

E-mail: [gomeco@uol.com.br](mailto:gomeco@uol.com.br)

Telefone: 0\*\*82-3501232

Maceió – AL - 2005

# **O *PASS-THROUGH* DAS VARIAÇÕES DA TAXA DE CâMBIO PARA OS PREÇOS DOS PRINCIPAIS PRODUTOS EXPORTADOS PELO BRASIL<sup>1</sup>**

## **RESUMO**

O artigo estuda a relação entre as variações da taxa de câmbio e os preços das exportações dos principais produtos exportados pelo Brasil, o chamado *pass-through* da taxa de câmbio. Para isso se utilizam modelo de parâmetros variáveis no tempo para estimar os coeficientes de *pass-through*. Os resultados sugerem que o *pass-through* incompleto das taxas de câmbio predomina nos setores analisados bem como em nível das exportações totais. Esses resultados confirmam as estimativas de outros estudos. Também foi mostrado que o comportamento do *pass-through* ao longo do tempo depende do setor analisado.

**Palavras-chave:** coeficiente de *pass-through*, preços das exportações, Brasil.

## **ABSTRACT**

The aim of the present paper is to analyze the relationship between exchange rates changes and the prices of main brazilian exports, the exchange rate pass-through. We use a varying-parameter model to estimate the coefficients of pass-through. The results suggest that incomplete pass-through of exchange rate changes is a pervasive phenomenon. These results are in line with others estimates presented in the literature.

**Key words:** exchange rate pass-through, export prices, Brazil.

**JEL classification:** C13, C22, C50, F12.

---

<sup>1</sup> Agradecemos a colaboração na pesquisa de Alexandre Lima Costa e Roberto Castro Cardoso, bolsistas PIBIC/CNPq.

## 1. Introdução

O *pass-through* (repasse) das mudanças da taxa de câmbio para os preços comerciáveis de um país se encontra no coração do debate sobre a eficácia da política cambial no ajuste do balanço de pagamentos. Por exemplo, Goldberg e Knetter (1997), para motivar seu *survey* da literatura sobre os preços e as taxas de câmbio, se focaram sobre a apreciação da ordem do 34% do iene face o dólar americano entre janeiro de 1994 e abril de 1995. Para Goldberg e Knetter (1997, p. 1244) esse episódio levantava certas questões:

"Why was there so little change in the dollar price of imports ...? Was the response simply delayed? Did Japanese exporters perceive the exchange rate change to be only temporary? Does incomplete pass-through imply that Japanese producers slashed mark-ups to the U.S.? Or did they find new ways to offset their increased dollar-equivalent costs? ... What can we learn about the nature of competition in international products markets from observations on prices and exchange rates?."

O principal achado de Goldberg e Knetter (1997, p. 1244) foi:

"that the local currency prices of foreign products do not respond fully to exchange rates".

Naturalmente, o episódio relatado não é um exemplo isolado na história econômica japonesa bem como em outras experiências internacionais. A conclusão geral da maioria de estudos empíricos é que o grau de *pass-through* da taxa de câmbio para os preços das exportações e das importações é incompleto e que existem importantes diferenças nas magnitudes estimadas do grau de *pass-through*.<sup>2</sup> A

Como Goldberg e Knetter (1997) mostram, esses fatos estilizados têm inspirado uma vasta literatura sobre as condições competitivas nos mercados externos e domésticos, a discriminação de preços, a forma funcional da curva de demanda sob monopólio, pressupostos sobre estruturas oligopolistas, e outros aspectos como possíveis explicações desses fatos.

Nesse contexto, o crescente interesse no desempenho das exportações brasileiras faz com que seja importante analisar a relação entre as variações nas taxas de câmbio e os preços dos produtos exportados, o chamado *pass-through* das mudanças na taxa de câmbio para os preços das exportações. Como é conhecida, a participação das exportações brasileiras sobre o total das exportações mundiais não atinge o 1% nos últimos anos. Espera-se que essa participação aumente nos próximos anos.

Os setores, bem como suas respectivas participações na pauta de exportações no ano de 2004, são: Peças e outros Veículos - PEOV ( 10,29% ), Siderurgia - SID ( 7,11% ), Extrativa Mineral ( 8,41% ), Máquinas e Tratores - MAQ ( 5,33% ), Veículos Automotores - VAUT ( 5,05% ), Óleos Vegetais - OVEG ( 4,96% ), Refino de Petróleo - PET ( 4,55% ), Madeira e Mobiliário - MAD ( 4,14% ), Beneficiamento de Produtos Vegetais - BVEG ( 3,22% ), Metalurgia de não Ferrosos - MNF ( 3,16% ), Celulose Papel e Gráfica - PAP ( 3,06% ), Material Elétrico - ELET ( 2,34% ), Elementos Químicos - QUIM ( 2,15% ), Equipamentos Eletrônicos - EQP ( 2,10% ). Estes setores juntos participaram com 65,86% das exportações totais brasileiras no ano 2004. Adicionalmente, para propósitos de comparação, analisou-se também as Exportações Totais.

Portanto, estudos que estimem os coeficientes de *pass-through* tornam-se de extrema importância para a determinação da competitividade dos produtos brasileiros no contexto do mercado internacional.

O objetivo deste artigo é analisar os determinantes do *pass-through* das variações da taxa de câmbio para os preços das principais exportações do Brasil.

Além desta introdução, o artigo apresenta, na segunda seção, os aspectos teóricos do *pass-through* da taxa de câmbio, na terceira, uma breve revisão dos estudos empíricos,

<sup>2</sup> Ver um *survey* da literatura empírica sobre o *pass-through* da taxa de câmbio em Menon (1995).

na quarta, são apresentados os resultados das estimações dos coeficientes de *pass-through* para os preços dos principais setores de exportação e finalmente, são apresentadas as conclusões do artigo.

## 2. O *pass-through* da taxa de câmbio

Na literatura econômica a expressão "*exchange rate pass-through*" é geralmente usada para referir-se aos efeitos das mudanças das taxas de câmbio sobre um dos seguintes itens: (1) preços aos consumidores, (2) investimentos, (3) volumes de comércio e (4) preços das importações e das exportações.

Como assinalado na introdução o foco de estudo do artigo é sobre o tópico (4) e, mais especificamente, sobre o *pass-through* das variações da taxa de câmbio para os preços das exportações. A escolha se deve a dois fatores: o primeiro, porque essa é a base natural para estudar as regras de fixação de preços dos setores exportadores e, segundo, porque uma resposta dos preços das exportações às mudanças da taxa de câmbio é usualmente necessária antes de haver qualquer consequência para os preços aos consumidores, o investimento ou os volumes de comércio.

Como mencionado, a situação mais comum encontrada na literatura empírica é de um *pass-through* **incompleto**. Vários modelos teóricos têm sido estabelecidos para explicar a natureza incompleta do *pass-through* da taxa de câmbio. As três principais explicações propostas na literatura econômica para o *pass-through* incompleto de variações nas taxas de câmbio para os preços dos produtos comerciáveis (bens exportados e importados) são: a **abordagem das elasticidades** e a **abordagem da estrutura de mercado e das características dos produtos**.<sup>3</sup>

### 2.1 A abordagem das elasticidades

Para este primeiro enfoque, na ausência de outros choques, as elasticidades-preço relativas de oferta e demanda dos bens comerciáveis, são os determinantes principais do *pass-through*. Para o caso dos bens exportados, o grau de *pass-through* aumentará quanto maior for a elasticidade de demanda e menor for a elasticidade de oferta. Especificamente, quando os exportadores enfrentam uma curva de demanda perfeitamente elástica, uma mudança na taxa de câmbio não desvia o preço das exportações em moeda doméstica com respeito ao preço estrangeiro quando expresso numa moeda comum. Isso precisa que o preço em moeda doméstica das exportações se mova na exata proporção à taxa de câmbio, portanto, o *pass-through* será completo.

Mais formalmente, definindo:

$$h_x = - \frac{qx}{p^* x} \quad (1)$$

$$t_x = \frac{qx}{px} \quad (2)$$

onde  $x$  = exportações,  $q$  = taxa de variação da quantidade,  $p$  = taxa de variação do preço doméstico,  $p^*$  = taxa de variação do preço no resto do mundo,  $h_x$  = elasticidade-preço da demanda por exportações e  $t_x$  = elasticidade-preço da oferta de exportações.

<sup>3</sup> Esta seção se baseia em Menon (1995).

Adicionalmente, define-se:

$$p_x = e + p_x^* \quad (3)$$

onde  $e$  = variação na taxa de câmbio (número de unidades da moeda doméstica por unidade de moeda doméstica).

A equação (1) pode ser reescrita como:

$$qx = -h_x(p_x^*) \quad (4)$$

Substituindo as equações (3) e (4) na equação (2), tem-se

$$t_x = \frac{-h_x(p_x^*)}{e + p_x^*}$$

Isolando para  $p_x^*$  obtém-se

$$p_x^* = \left[ \frac{-t_x}{h_x + t_x} \right] e \quad (5)$$

A equação (5) mostra que o impacto das variações na taxa de câmbio sobre o preço das exportações ( $p_x^*$ ) é dado pela expressão entre colchetes. Assim, o coeficiente de *pass-through* será nulo (isto é, variações na taxa de câmbio não afetarão o preço dos produtos exportados no mercado externo) caso uma das seguintes condições se verifique: (i) a elasticidade-preço da oferta de exportações seja igual a zero ( $t_x = 0$ ) ou (ii) a elasticidade-preço da demanda de exportações seja infinita ( $h_x = \infty$ ). No entanto, o coeficiente de *pass-through* será igual a -1, e o *pass-through*, portanto, será completo se: (iii) a elasticidade-preço da demanda de exportações for zero ( $h_x = 0$ ), (iv) a elasticidade-preço da oferta de exportações for infinita ( $t_x = \infty$ ). Entre os casos extremos descritos, várias situações de *pass-through* não nulo, mas incompleto, podem acontecer.

Existem vários problemas associados com a medida do *pass-through* baseada unicamente nas elasticidades da oferta e da demanda. Primeiro, essa abordagem não fornece qualquer informação sobre o *timing* da resposta dos preços às mudanças na taxa de câmbio. Segundo, ignora o que está detrás da resposta das empresas exportadoras em diferentes países. A resposta das empresas exportadoras depende de questões de organização industrial e de tecnologia da indústria sob estudo.<sup>4</sup>

## 2.2 Estrutura de mercado e características dos produtos

As explicações teóricas do *pass-through* incompleto têm enfatizado o papel da estrutura de mercado em primeiro lugar e depois da diferenciação do produto.

Menon (1995, p.199-200) mostra que assumindo um mercado perfeitamente competitivo onde o produto importado e o domesticamente produzido são substitutos perfeitos, a medida do *pass-through* é similar a usar a abordagem das elasticidades apresentada anteriormente. Levantar tais pressupostos implica diferentes medidas do *pass-through*.

### 2.2.1 Concorrência imperfeita e diferenciação de produtos

Sob condições de concorrência imperfeita, as regras de fixação de preços não serão mais feitas com base ao custo marginal, e as firmas estarão na posição de fixar um *mark-up* sobre os custos. Nesse caso, é necessário analisar como esse *mark-up* acima do custo marginal varia em resposta a uma mudança na taxa de câmbio. A literatura tem avançado dois fatores. O primeiro tem a ver com o grau de substituição entre o bem importado e o bem doméstico, como determinado pelo grau de diferenciação do produto. O segundo tem a ver com o grau de integração ou separação do mercado. Ambos fatores determinam o poder de fixação de preços das empresas e afetará suas decisões de resposta face mudanças na taxa de câmbio. Quanto menor for o grau de substituição entre esses bens, e quanto menor for o grau de integração de mercado, maior será o poder de mercado dos vendedores.

Por exemplo, Dornbusch (1987) desenvolve um modelo de concorrência em círculo para capturar o efeito da substituição imperfeita e da diferenciação do produto sobre a resposta dos preços face uma mudança na taxa de câmbio. Ele encontra que o grau de *pass-through* está diretamente relacionado ao grau de substituição entre o bem doméstico e o bem importado. Fischer (1989) considera o caso onde as firmas são concorrentes Bertrand e onde as empresas estrangeiras produzem para o mercado doméstico e o estrangeiro, mas não praticam discriminação de preços. Ele encontra que se os mercados são segmentados de forma que a arbitragem é limitada, uma apreciação levará a um maior *pass-through* se o mercado doméstico é monopolístico relativo ao mercado externo.<sup>5</sup>

Usualmente, os bens manufaturados são vistos como altamente diferenciados e freqüentemente vendidos em mercados imperfeitamente competitivos e segmentados onde a arbitragem é custosa e normalmente gera prejuízo. A evidência empírica confirma essa hipótese.<sup>6</sup>

Outra linha de pesquisa iniciada com os estudos de Baldwin (1988), Dixit (1989) e Krugman (1989) desenvolve modelos de histerese de fixação de preços. Ela se baseia na noção de *sunk costs* irrecuperáveis associados com as decisões de entrada e saída nos mercados mundiais. Existem custos afundados de entrar num mercado que as firmas não podem recuperar quando elas deixam o mercado. O efeito de histerese sugere que a concorrência no mercado permanecerá invariável na medida que as mudanças da taxa de câmbio flutuem dentro de uma banda e que essa banda seja maior do que os custos associados com a entrada e saída. Isso resultará num menor grau de *pass-through* uma vez que as empresas lutaram para entrar no mercado ou preferiram ficar no mercado.

### 2.2.2 Empresas multinacionais e comércio intra-indústria

A grande instabilidade presente nos mercados cambiais e, em particular, os grandes movimentos cambiais que caracterizam os regimes de taxas de câmbio flutuantes, têm induzido as empresas multinacionais à ativamente empregar política de fixação de preços que impeçam ou ao menos reduzam a transmissão completa das mudanças na taxa de

---

<sup>4</sup> Ver Menon (1995, p. 199).

<sup>5</sup> Existem outras várias razões do por que os mercados nacionais (ou regionais) poderiam estar segmentados, com escopo, portanto, para discriminação de preços: (i) custos de transporte, (ii) impostos alfandegários, (iii) barreiras não-tarifárias, (iv) diferenças físicas nas características dos produtos e (v) fidelidade dos consumidores à marca ou ao país.

<sup>6</sup> Ver Menon (1995, p. 201).

câmbio para os preços de venda em mercados individuais. Essa prática tem facilitado a estabilização dos preços nos mercados domésticos e permitido que as subsidiárias das empresas multinacionais evitem as perdas significativas das parcelas de mercado que se seguem às grandes depreciações cambiais.

### 2.2.3 Barreiras não-tarifárias

O papel das barreiras não-tarifárias na determinação do grau do *pass-through* também tem sido levantado. Mostra-se que, por exemplo, depreciações da taxa de câmbio na presença de restrições às importações geralmente reduzem primeiro o *mark-up* do importador, portanto absorvendo muito do seu impacto, antes que a depreciação seja refletida nos preços. Somente quando a depreciação é o suficientemente grande para empurrar os preços até o ponto onde as restrições quantitativas não cumprem mais seu papel restritivo é que se observará algum grau de *pass-through*.

## 2.3 Alguns problemas

### 2.3.1 Agregação, simultaneidade e variação no tempo

Os estudos sugerem que, seguindo a um movimento da taxa de câmbio, pode ocorrer uma ampla gama de resultados ao nível da indústria. As diferentes indústrias se agregam na economia completa, mas a agregação levanta dificuldades. Entre outras críticas aos estudos que usam índices de preços agregados para o *pass-through* podem assinalar-se: (i) erros de medida, (ii) mudanças na composição dos bens, (iii) efeitos de terceiros países e (iv) problema da simultaneidade.<sup>7</sup> Portanto, espera-se que exista variação, em nível de indústrias, no grau de *pass-through*.

Em adição à agregação, existem outras razões para esperar uma variação ao longo do tempo nos parâmetros da relação do *pass-through*. Nos últimos anos muitos países tem deixado de usar regimes de taxa de câmbio fixa ou semi-fixa e passado a usar câmbio flutuante. Adicionalmente tem havido mudanças no ambiente inflacionário de diferentes países. Espera-se que esses fatores mudem a magnitude do *pass-through*.

### 2.3.2 Horizonte de tempo e a taxa de câmbio real

Uma questão crucial é a dinâmica e o horizonte temporal do *pass-through* da taxa de câmbio. A maior parte da pesquisa está concentrada no efeito dos preços sobre um horizonte relativamente curto. Porém, dois pontos devem ser comentados.

Primeiro, o *pass-through* das mudanças da taxa de câmbio depende de se a mudança é percebida transitória ou permanente. Um choque transitório de taxa de câmbio terá pouco ou nenhum efeito sobre os preços. Mudanças futuras na taxa de câmbio são determinantes cruciais do *pass-through* da taxa de câmbio e fornece um simples modelo em que o coeficiente de *pass-through* varia ao longo do tempo, i.e., é uma função da taxa de câmbio futura esperada.

---

<sup>7</sup> Ver Darvas (2001).

Segundo, a questão de se a taxa de câmbio real estacionária é da maior importância aqui. Desvios das PPP podem ser explicados parcialmente por *pass-through* imperfeito e *pricing to market*. Inversamente, um *pass-through* perfeito para os preços dos consumidores implicaria uma taxa de câmbio real constante. No entanto, as taxas de câmbio podem mudar de um segundo para outro enquanto os preços dos produtos mudam menos frequentemente, o que significa que a taxa de câmbio real não pode ser constante. Ao invés, a estacionaridade da taxa de câmbio real poderia implicar *pass-through* completo. Depois de tudo, se a taxa de câmbio real é estacionária, a questão do horizonte temporal jogaria algum papel: se a meia-vida de um choque fosse, digamos, quatro anos, podemos falar de *pass-through* completo?

## 2.4 O *pass-through* para os preços das exportações

A seguir apresentamos o modelo desenvolvido por Ferreira (2000)<sup>8</sup>. Ele assume que os estrangeiros estabelecem o preço das exportações na moeda estrangeira ( $P^*X$ ) como um *mark-up* ( $p$ ) acima de seu custo de produção na moeda estrangeira ( $CP/E$ ) da seguinte forma:

$$P^*X = p (CP / E) \quad (6)$$

onde  $CP$  = custo de produção na moeda doméstica;  $E$  = taxa de câmbio nominal. O *mark-up* é expresso na forma de  $(1 + I)$ , onde  $I$  é a margem de lucro. Assim pode-se escrever:

$$P^*X = (1 + I) (CP / E) \quad (7)$$

Assume-se que o *mark-up* pode variar, de acordo com a pressão competitiva no mercado mundial. Usa-se como *proxy* da pressão competitiva o *gap* entre o preço das exportações mundiais ( $PW$ ) e o custo de produção do exportador, medido na moeda estrangeira ( $CP / E$ ), isto é,  $[PW / (CP / E)]$ :

$$(1 + I) = \left[ \frac{PW}{(CP / E)} \right]^a \quad (8)$$

Combinando as equações (7) e (8), então, obtém-se

$$\ln P^*X = (1 - a) \ln (CP / E) + a \ln PW \quad (9)$$

Postulando uma versão não restrita da equação (9), na qual não se exija que a soma dos coeficientes relativos a  $\ln (CP / E)$  e  $\ln PW$  seja igual a 1 e na qual, se admita que os coeficientes relativos a  $\ln (CP / E)$  e  $\ln PW$  difiram em sinal e magnitude, ou seja:

$$\ln P^*X = f_0 + f_1 \ln CP + f_2 \ln E + f_3 \ln PW \quad (10)$$

O coeficiente de *pass-through* é medido pelo parâmetro  $f_2$ . Quando  $f_2 = 0$ , o *pass-through* é **nulo** e a taxa de câmbio não tem qualquer influência quando sobre o preço em moeda estrangeira dos bens exportados; portanto, mudanças cambiais afetam apenas as margens de lucro dos exportadores, sem ter impacto sobre a "competitividade" das exportações nacionais. Quando  $f_2 = -1$ , o *pass-through* é **completo**, quaisquer mudanças na taxa de câmbio são transmitidas integralmente para o preço em moeda estrangeira dos produtos exportados, afetando, assim, a "competitividade" da produção doméstica no mercado mundial. Obviamente, para valores  $-1 < f_2 < 0$ , o *pass-through* será **incompleto**.

A relação de *pass-through* entre mudanças na taxa de câmbio e preços dos bens exportados determina o grau de "competitividade" alcançado a partir de variações na taxa de câmbio. A eficácia da taxa de câmbio como instrumento de política em programas de promoção de exportações e ajustamento da conta corrente do balanço de pagamento depende, portanto, do coeficiente de *pass-through*.

<sup>8</sup> Baseado em Menon (1995).



### 3. Estudos empíricos

Acorde com a literatura econômica sobre o *pass-through* da taxa de câmbio os estudos empíricos analisam os efeitos das mudanças das taxas de câmbio sobre um dos seguintes itens: (1) preços aos consumidores,<sup>9</sup> (2) investimentos,<sup>10</sup> (3) volumes de comércio e (4) preços das importações<sup>11</sup> e das exportações.

A seguir revisamos os principais estudos sobre o *pass-through* da taxa de câmbio para os preços das exportações.

Dwyer et al. (1993) tem estimado a dinâmica do *pass-through* da taxa de câmbio para os preços das importações e os produtos manufaturados exportados da Austrália. Tem mostrado que, no longo prazo, o *pass-through* é completo. No entanto, existe um padrão muito defasado de resposta ao longo do tempo às mudanças na taxa de câmbio.

Wang e Wu (1996) têm investigado o *pass-through* numa indústria exportadora especial, a indústria petroquímica do Taiwan. Tal indústria é caracterizada por um alto poder monopólico e fraca concorrência nos países de destino de suas exportações. Mostram que nem todas as indústrias de Taiwan respondem da mesma forma as mudanças da taxa de câmbio. Sua análise é microeconômica e

Goldberg e Knetter (1997) sugerem que o *pass-through* da taxa de câmbio se deve à discriminação de preços de terceiro grau. Assim, enquanto a distância é importante para a segmentação do mercado, as fronteiras tem efeitos independentes. No entanto, a fonte deste efeito fronteira não tem sido ainda identificada.

Existe relativamente pouco trabalho empírico para o Brasil no caso do *pass-through* das mudanças da taxa de câmbio para os preços das exportações. No entanto, os principais trabalhos são os de Ferreira e Sanso (1999), Kannebley (2000) e Ferreira (2000).

Ferreira e Sanso (1999) tem analisado o *pass-through* da taxa de câmbio para as exportações brasileiras de produtos manufaturados no período 1978:3-1996:4. As estimativas do coeficiente do *pass-through*, derivadas usando testes de cointegração baseados nos procedimentos de Engle-Granger, Shin e Johansen, e diferentes especificações do modelo, ficam num intervalo relativamente estreito de 10%-27%.

---

<sup>9</sup> Em nível internacional existe uma ampla literatura teórica e empírica sobre o *pass-through* da depreciação da taxa de câmbio para a inflação. Ver por exemplo, Dornbusch (1987), que foi o primeiro em avançar e testar um modelo teórico do *pass-through* de depreciação para a inflação. Goldfjan e Werlang (1999) realizam uma análise de dados de painel usando uma amostra de 71 países no período 1980-1998, encontrando que: (1) os coeficientes de *pass-through* aumentam quanto mais longo for o horizonte de medida, havendo um pico num horizonte de 12 meses, (2) o desalinhamento da taxa de câmbio real é o determinante mais importante da inflação em países emergentes e a inflação inicial nos países desenvolvidos.

<sup>10</sup> Ver, por exemplo, Campa e Goldberg (1998) que usando dados detalhados dos Estados Unidos, o Reino Unido e o Japão examinam as implicações das mudanças da taxa de câmbio sobre o investimento. Teórica e empiricamente mostram que a resposta do investimento às mudanças da taxa de câmbio varia ao longo do tempo.

<sup>11</sup> Diversos estudos, revisados em Menon (1995) e Goldberg e Knetter (1997), reportam um consenso bastante bem sustentado para um *pass-through* incompleto de 60% para os preços das importações dos EUA, embora existam diferenças importantes dependendo do produto analisado. Dwyer et al. (1993) tem estimado a dinâmica do *pass-through* da taxa de câmbio para os preços dos produtos importados pela Austrália e mostrado que existe um padrão consistente de resposta bastante rápida ao longo do tempo. Coughlin e Pollard (2000) têm estudado o *pass-through* das mudanças da taxa de câmbio para os preços das importações do setor manufatureiro dos Estados Unidos. Dois aspectos são interessantes nesse trabalho. 1º) Usualmente a literatura do *pass-through* se concentra no papel das depreciações da taxa de câmbio e as apreciações são deixadas de lado. Coughlin e Pollard (2000) analisam também o efeito das apreciações da taxa de câmbio sobre os preços das importações e mostram que em muitas indústrias as empresas não reagem de forma simétrica às mudanças da taxa de câmbio. 2º) Analisam o papel da escolha de um índice de taxa de câmbio apropriada mostrando que as estimativas do coeficiente de *pass-through* é muito sensível à escolha do índice. Quanto mais abrangente o índice utilizado, maior o coeficiente de *pass-through*.

Kannebley (2000) tem realizado um estudo sobre o *pass-through* da taxa de câmbio para as exportações brasileiras no período 1984 – 1997. Para tanto usou uma análise de séries de tempo combinada à estimação de modelos lineares seguindo uma metodologia de modelagem econométrica *geral-to-specific*. Seus resultados apontam para a existência de um grau de *pass-through* nulo ou incompleto para os nove setores analisados (Extrativa Mineral; Siderurgia; Metais não Ferrosos; Máquinas e Tratores; Veículos Automotores; Peças e outros Veículos; Madeira e Mobiliário; Celulose, Papel e Gráfica; e Óleos Vegetais).

Ferreira (2000) estima a equação (10) usando a análise de cointegração. Estimou um coeficiente de *pass-through* relativamente baixo,  $f_2 = 0,27$ , isto é, 27%. Isto reflete o fato que países como o Brasil, têm pouco controle sobre os preços aos quais efetuam suas vendas nos mercados externos. A implicação é que mudanças na taxa de câmbio podem ter pouca relevância na determinação dos preços de suas exportações naqueles mercados, isto é, o coeficiente de *pass-through* pode ser próximo de 0. Também implica que a desvalorização da taxa de câmbio tem efeito limitado sobre a demanda de exportações.

#### 4. Estimação do modelo e análise de resultados

Como discutido na parte teórica existe a possibilidade de que o coeficiente de *pass-through* seja variável no tempo, portanto estimaremos a equação (10) permitindo que tal coeficiente possua tal comportamento. Assim, a equação (10) passa a ter a seguinte forma:<sup>12</sup>

$$\ln P^*X = f_0 + f_1 \ln CP + f_2 \ln PW + f_t \ln E + u_t \quad (11)$$

onde  $f_t$  é o coeficiente de *pass-through* variável-no-tempo e  $P^*X$  = preço das exportações em moeda estrangeira (medido pela série dos preços de exportação de cada um dos setores analisados);  $CP$  = custo de produção na moeda doméstica (medido pelo Índice de Preços por Atacado - Disponibilidade Interna da FGV);  $E$  = taxa de câmbio nominal (medida pela taxa de câmbio nominal real/dólar) e  $PW$  = preço das exportações mundiais. Todas as séries de dados foram obtidas através do Ipeadata.

Também se assume que  $f_t$  segue um passeio aleatório sem *drift*:

$$f_t = f_t + v_t \quad (12)$$

Na eq. (12) o processo é não-estacionário e assim permite acomodar mudanças fundamentais na estrutura (ver Harvey 1981, p. 204). Obviamente poderia se utilizar uma evolução dinâmica mais complexa de  $f_t$ , no entanto na ausência de estimativas *prioris*, este modelo resulta ser um bom ponto de partida.

O sistema (11)-(12) toma a forma de um modelo espaço-estado. Para a estimação utiliza-se o filtro de Kalman. A estimação usando o filtro de Kalman entrega duas séries de estimativas dos coeficientes. A aplicação do filtro de Kalman gera duas séries de estimativas dos coeficientes variáveis-no-tempo. A primeira, chamada de *filtrada*, origina-se da estimação recursiva do modelo usando dados que estão somente disponíveis até o período corrente; em cada período, o filtro usa a nova informação para revisar suas estimativas dos parâmetros do modelo e as estimativas dos coeficientes variáveis-no-tempo. A segunda, chamada de *suavizada*, usa os dados da amostra completa para estimar a série temporal dos coeficientes variáveis-no-tempo, o que permite avaliar de forma

<sup>12</sup> Inicialmente, seguiu-se uma metodologia desenvolvida por Kim (1990) em que se permite que todos os coeficientes da equação (11) sejam variáveis-no-tempo. Como os melhores resultados obtidos foram aceitando que somente seja variável-no-tempo o coeficiente de *pass-through*, são apresentados os dados relativos a essa formulação do modelo.

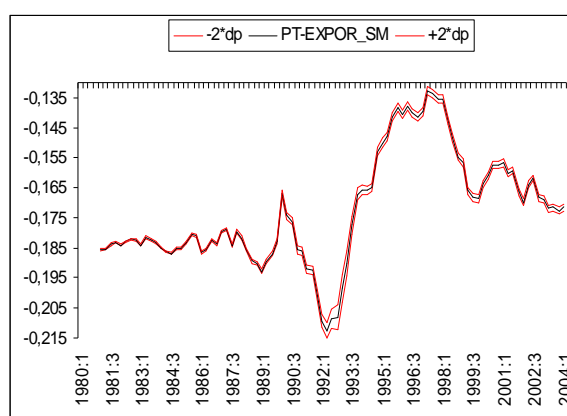
retrospectiva se as estimativas recursivas (filtradas) produzem uma trajetória diferente dos coeficientes variáveis-no-tempo quando se usa a amostra completa (toda a informação).

O sistema (11)-(12) foi estimado usando dados trimestrais no período 1980.1 – 2004.1. Todas as variáveis passaram por um processo de ajuste sazonal. Na Tabela A do Apendice são mostrados os resultados das estimações da equação (11) para os setores analisados. Em todas as equações, as variáveis se encontram em log. São mostrados os melhores resultados obtidos para cada um dos setores. Pode observar-se que em todas as equações estimadas os coeficientes fixos possuem os sinais esperados e são estatisticamente significativos ao nível de confiança de 5%. A seguir mostramos as trajetórias temporais de cada um dos coeficientes variáveis-no-tempo estimados para cada setor e para as exportações totais.

No Gráfico 1 mostra-se o coeficiente estimado variável-no-tempo de *pass-through* da taxa de câmbio para as exportações totais brasileiras (o coeficiente de *pass-through* é chamado PT\_SM) em todas as figuras daqui para frente). Como uma estimativa mais precisa do coeficiente de *pass-through* é dada pela série suavizada uma vez que usa toda a informação disponível, apenas mostramos a trajetória temporal da série suavizada. Como era esperado o sinal é negativo ao longo de todo o período. Observa-se que o *pass-through* se mantém em torno do 18% até 1991. Após 1991 o *pass-through* aumenta até atingir 22% em inícios de 1993. Após reduz bastante até o final de 1998 em que atinge 13%. Após 1999 há um aumento no *pass-through* que passa a oscilar em torno de 17%. Para comparação podemos mencionar que o coeficiente de *pass-through* - estimado como um parâmetro fixo - encontrado por Ferreira (2000) para as exportações totais foi de 27%.

**Gráfico 1:**

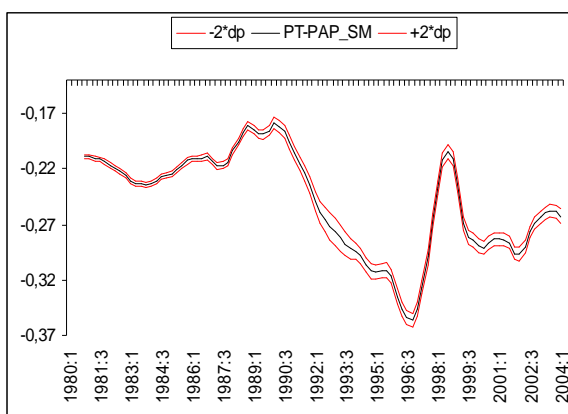
**Estimativa variável-no-tempo do *pass-through* da taxa de câmbio para as exportações totais no período 1980.1-2004.1.**



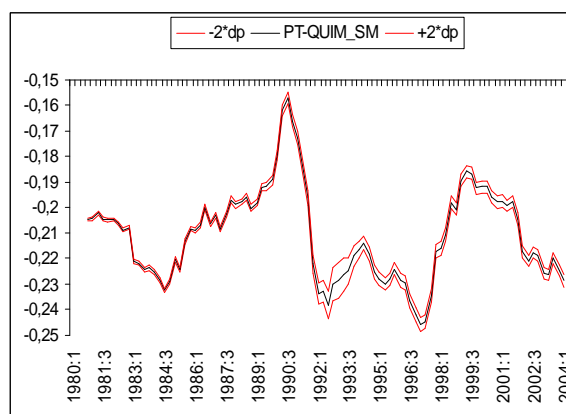
Também são mostrados os intervalos de confiança das estimativas (linhas vermelhas tracejadas).

Os Gráficos 2 a 15 mostram os coeficientes estimados variáveis-no-tempo do *pass-through* da taxa de câmbio para os preços das exportações dos setores. Em todos os casos, como era esperado teoricamente, o sinal é negativo ao longo de todo o período. No entanto, observam-se diferenças de setor a setor.

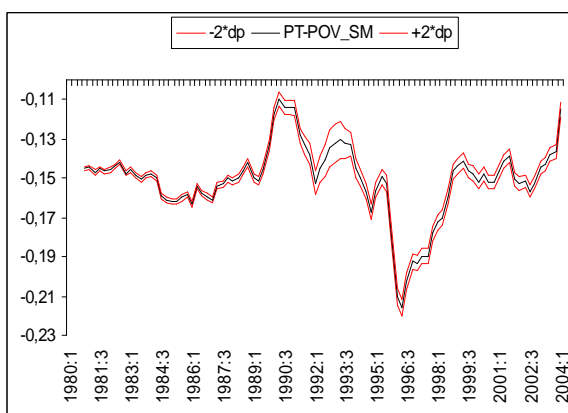
**Gráfico 2**  
Celulose, papel e gráfica.



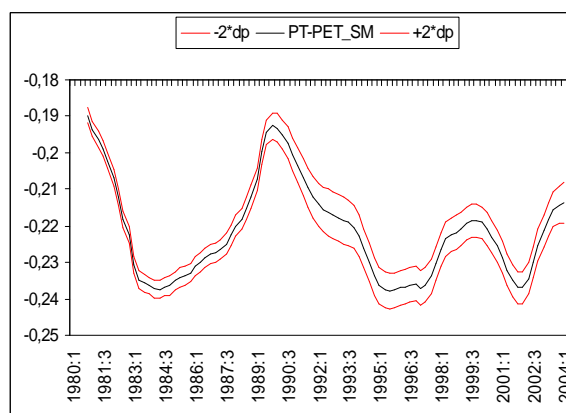
**Gráfico 3**  
Elementos químicos.



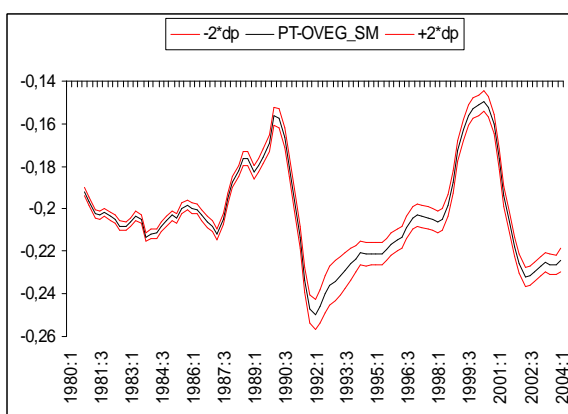
**Gráfico 4**  
Peças e outros veículos.



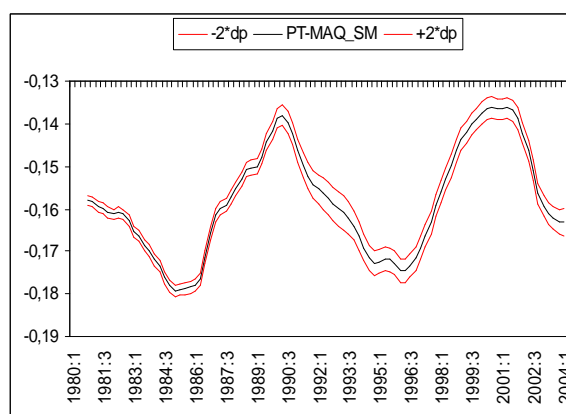
**Gráfico 5**  
Refino de petróleo.



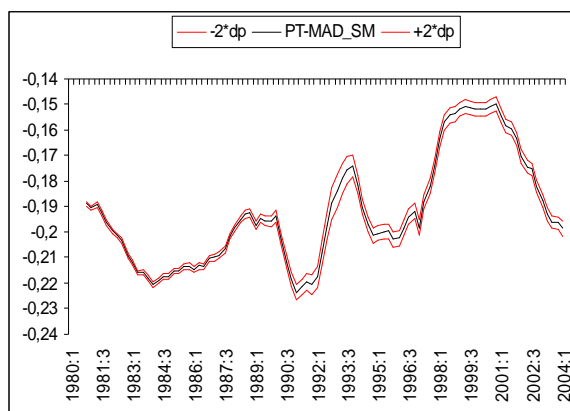
**Gráfico 6**  
Óleos vegetais.



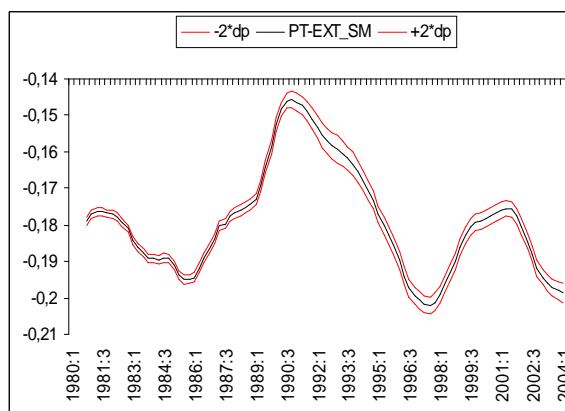
**Gráfico 7**  
Máquina e tratores.



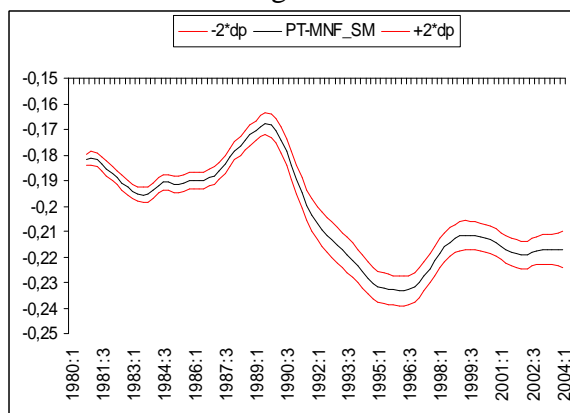
**Gráfico 8**  
Madeira e mobiliário



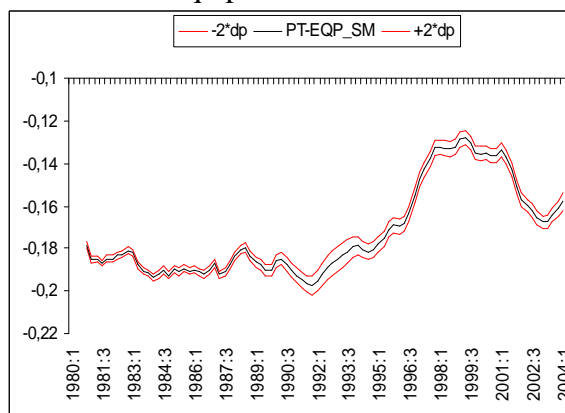
**Gráfico 9**  
Extrativa mineral



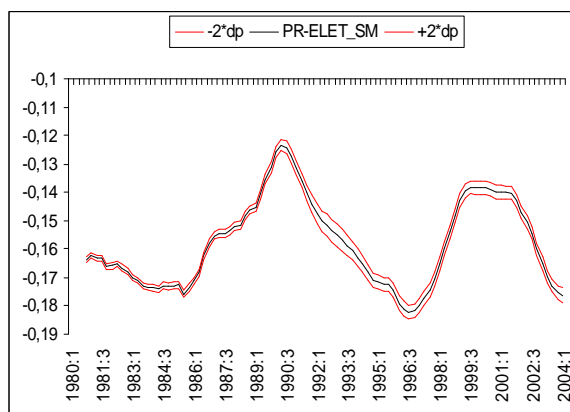
**Gráfico 10**  
Metalurgia Não Ferrosos



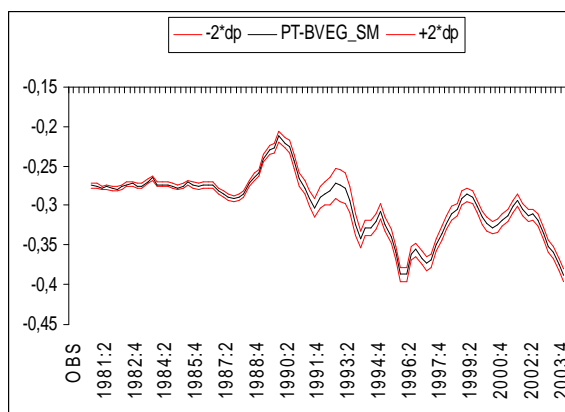
**Gráfico 11**  
Equipamentos eletrônicos



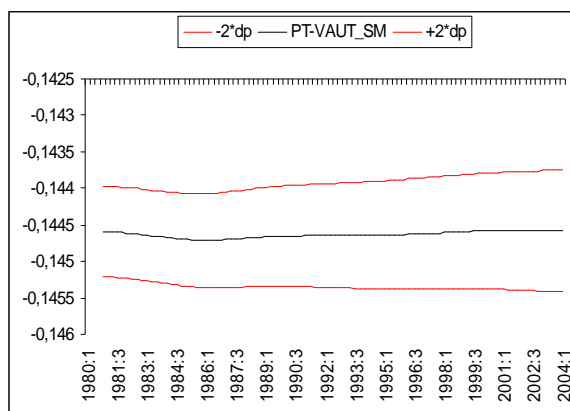
**Gráfico 12**  
Material elétrico.



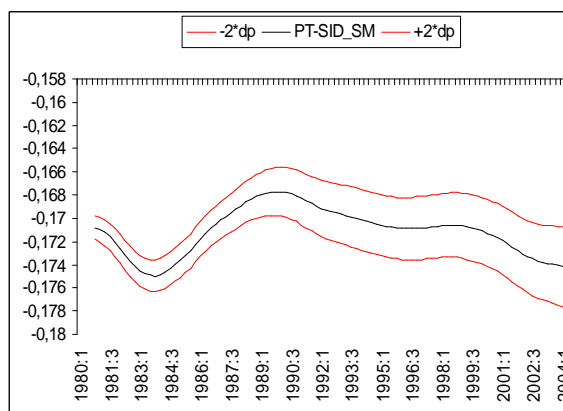
**Gráfico 13**  
Beneficiamento de produtos vegetais.



**Gráfico 14**  
Veículo automotores.



**Gráfico 15**  
Siderurgia



No caso dos setores Madeira e Mobiliários (Gráfico 8) e Equipamentos e Eletrônicos (Gráfico 11) ha uma clara tendência de redução do coeficiente de *pass-through* ao longo do período. Comparando as medias das estimativas por subperíodos pode observar-se (ver a Tabela B do apêndice) que ela diminui de -0,20 no período 1980.1/1994.2 para -0,16 no período 1991./2004.1 no caso do setor de Madeira e Mobiliários e de -0,19 para -0,14 nos mesmos subperíodos no caso do setor Equipamentos e Eletrônicos.

No caso dos setores Celulose, Papel e Gráfica (Gráfico 2), Metalurgia Não Ferrosos (Gráfico 10) e Beneficiamento de Produtos Vegetais (Gráfico 13) ha uma clara tendência de aumento do coeficiente de *pass-through* ao longo do período. Comparando as medias das estimativas por subperíodos pode observar-se (ver a Tabela B do apêndice) que ela aumenta de -0,22 no período 1980.1/1994.2 para -0,27 no período 1991./2004.1 no caso do setor de Celulose, Papel e Gráfica e de -0,27 para -0,32 nos mesmos subperíodos no caso do setor Beneficiamento de Produtos Vegetais.

No caso dos setores Veículos Automotores (Gráfico 14) e Siderurgia (Gráfico 15) as estimativas do coeficiente de *pass-through* são praticamente constantes ao longo do periodo. No resto de setores existe alguma variabilidade nas estimativas dos coeficientes de *pass-through*, mas não um padrão definido.

Outro resultado importante é que os coeficientes estimados são relativamente baixos. Como pode observar-se na Tabela B do apêndice, considerando todos os setores o menor coeficiente médio obtido foi de -0,14 e o máximo de -0,34.

É importante destacar algumas das explicações para esses baixos coeficientes. A primeira, segundo Lopes (1988) e Pereira e Carvalho (2000), esta relacionada ao desmonte dos mecanismos de indexação na economia brasileira, pois, na presença dos mesmos, qualquer variação de preços relativos poderia significar uma mudança direta nos preços finais da economia. Assim, a desindexação da economia brasileira, a partir, basicamente, do Plano Real em julho de 1994, mudou significativamente a dinâmica preço/câmbio. Tal fato pode justificar ainda, a redução do *pass-through* no caso das exportações totais a partir de 1994.

Além disso, como mostra Schwartz (1999) a média européia (no ano 1992) desses repasses era de 4,5%, contra uma média brasileira (no ano 1999) de 9,6%, e contra uma média latino-americana de 25,1% (nos anos 90), onde, neste último caso, se tratava de economias altamente indexadas.

Outro aspecto de fundamental importância na explicação do *pass-through* das variações cambiais para os preços está na questão dos custos industriais, significando que, quanto maior for o componente de insumos importados, maiores serão os efeitos compensadores, de forma que os resultados não sejam potencializados nos preços dos bens finais. Britto (2003) a partir de uma análise de insumo produto, mostrou que no período de 1990 a 1996, além de setores importantes da indústria brasileira, como químicos diversos, farmacêutico, metalúrgico, entre outros, apresentarem alto grau de conteúdo importado em 1990, apenas os setores refino de petróleo e petroquímica e elementos químicos não-petroquímicos, apresentaram coeficiente de conteúdo importado decrescente ao longo do período; e os setores veículos, peças e acessórios, beneficiamento de produtos vegetais e fumo, minerais não metálicos, outros metalúrgicos e abate e preparação de carnes, apresentaram coeficiente estável. Todos os demais apresentaram um coeficiente crescente de conteúdo importado. Isso comprometeu os saldos comerciais setoriais e, em muitos casos, os tornaram negativos. Além disso, e principalmente, no caso das desvalorizações cambiais, se o peso dos insumos importados é relevante, isso contamina os custos dos demais setores industriais internos demandantes de insumos. Obviamente, tal mecanismo dificulta a utilização de ganhos cambiais como mecanismos de conquista de competitividade das exportações.

Tão importante quanto os dois efeitos descritos é o comportamento dos *mark-ups* em períodos de mudanças cambiais. O movimento esperado se dá no sentido de que se apenas um percentual – baixo, como mostrado acima e também pela literatura – das variações cambiais é repassado para os preços finais, os *mark-ups* dos exportadores devem crescer. Essa é a conclusão a que chega Ferreira (2000), também compartilhada por Kannebley Jr. (2000). Entretanto, estes autores não levam em consideração os preços dos insumos importados que, quanto mais elevados, tenderão a inibir os efeitos das variações cambiais sobre os preços, de forma que as margens de lucros tenham um comportamento diverso do esperado. Além disso, como a economia brasileira ainda é altamente dependente de insumos importados, as elasticidades-renda das importações tendem a ser maiores que as das exportações, de modo que, em período de desvalorizações cambiais, os custos dos importados devem subir significativamente, compensando os efeitos dos ganhos das desvalorizações advindos dos *tradables* exportados. Pereira e Carvalho (2000) mostram que no período de setembro de 1998 a fevereiro/março de 1999, os *mark-ups* industriais se reduziram em média 6% e, até novembro de 1999, aproximadamente um ano após a mudança cambial, os mesmos não tinham recuperado os níveis de fevereiro/março de 1998 – aproximadamente um ano antes da mudança no regime. Ou seja, os aumentos potenciais das margens de lucro em virtude da desvalorização da taxa de câmbio podem ter sido compensados pelos aumentos de preços dos insumos importados. Daí a redução dos *markups* nesse período.

Assim esses baixos coeficientes de *pass-through* implicam que desvalorizações da taxa de câmbio não se traduzem em significativos ganhos de competitividade uma vez que não reduzem de maneira significativa os preços das exportações em dólares. Isso porque o Brasil apresenta pouco controle sobre os preços dos produtos exportados no mercado mundial. Assim, políticas que visem aumentar as exportações brasileiras via desvalorizações da taxa de câmbio podem não ser o melhor instrumento de fomento as exportações de produtos agropecuários. No entanto, uma desvalorização pode ainda ter impacto sobre o volume das exportações através de seu efeito sobre a oferta, uma vez que com um coeficiente de *pass-through* relativamente baixo, o preço das exportações em moeda doméstica aumenta, permitindo uma elevação das margens de lucro das empresas exportadoras e possibilitando um incremento da oferta de exportações.<sup>13</sup>

---

<sup>13</sup> Ver Ferreira (2000, p. 265).

## 5. Conclusões

O objetivo deste artigo foi analisar os determinantes do *pass-through* das variações da taxa de câmbio para os preços dos principais produtos exportados pelo Brasil. Foram escolhidos para análise os seguintes setores: Peças e outros Veículos; Siderurgia; Extrativa Mineral; Máquinas e Tratores; Veículos Automotores; Óleos Vegetais; Refino de Petróleo, Madeira e Mobiliário; Beneficiamento de Produtos Vegetais; Metalurgia de não Ferrosos; Celulose Papel e Gráfica; Material Elétrico; Elementos Químicos; e Equipamentos Eletrônicos. Estes setores juntos participaram com aproximadamente 65,86% das exportações totais brasileiras no ano 2004. Adicionalmente, para propósitos de comparação, analisou-se também as Exportações Totais.

Mostrou-se os que coeficientes estimados de forma variável-no-tempo de *pass-through* da taxa de câmbio para os preços das exportações dos setores analisados, em todos os casos, como era esperado teoricamente, apresentou sinal negativo ao longo de todo o período.

Observou-se também que os coeficientes estimados são relativamente baixos. Em média, para todos os setores o menor coeficiente médio obtido foi de -0,14 e o máximo de -0,34. Esses baixos coeficientes de *pass-through* implicam que desvalorizações da taxa de câmbio não se traduzem em significativos ganhos de competitividade uma vez que não reduzem significativamente os preços das exportações em dólares. Mas isso não implica necessariamente aumentos das margens de lucros dos exportadores uma vez que se levarmos em consideração os insumos importados essas margens pode até decrescer.

É de interesse ampliar o estudo utilizando dados mais desagregados de setores específicos para obter estimativas mais precisas do coeficiente de *pass-through*.

Para concluir devido à falta de controle sobre o comportamento da taxa de câmbio e os baixos coeficientes estimados de *pass-through*, existe a necessidade de se considerarem outras alternativas e políticas para o incremento das exportações do Brasil.

## Referências bibliográficas

- ATHUKORALA, Premachandra; MENON, Jayant. Pricing to market behaviour and exchange rate pass-through in japanese exports. **Economic Journal**, v. 104, 1994.
- BALDWIN, R. E. Hysteresis in import prices: the beached effect. **American Economic Review**, v. 78, 1988.
- BOGDANSKI, Joel; TOMBINI, Alexandre; WERLANG, Sérgio. Implementing Inflation Targeting in Brazil. **Banco Central do Brasil Working Paper**, n.1, 2000.
- BRITTO, G. Abertura comercial e coeficiente de conteúdo importado na indústria. In: LAPLANE, M. COUTINHO, L. HIRATUKA, C. (Org.) **Internacionalização e desenvolvimento da indústria no Brasil**. Editora UNESP, 2003.
- CAMPA, José; GOLDBERG, Linda. Investment, pass-through, and exchange rates: a cross-country comparison. **Mimeo**, 1998.



- COUGHLIN, Cletus; POLLARD, Patricia. Exchange rate pass-through in U.S. manufacturing: exchange rate index choice and asymmetry issues. **Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper**, n. 2000-022A, 2000.
- DARVAS, Zsolt. Exchange rate pass-through and the real exchange rate in EU candidate countries. **Economic Research Centre of the Deutsche Bank Discussion Paper**, n. 10/01, 2001.
- DIXIT, Avinash. Hysteresis, import penetration and exchange rate pass-through. **Quarterly Journal of Economics**, v. 104, 1989.
- DORNBUSCH, Rudiger. Exchange rate and prices. **American Economic Review**, v. 77, n. 1, 1987.
- DWYER, Jacqueline; KENT, Christopher; PEASE, Andrew. Exchange rate pass-through: the different responses of importers and exporters. **Reserve Bank of Australia Research Discussion Paper**, n. 9304, 1993.
- FERREIRA, Afonso; SANZO, Andreu. Exchange rate pass-through: the case of brazilian exports of manufactures. In: **XII World Congress of International Economics Association**, Buenos Aires, 1999.
- FERREIRA, Afonso. *Pass-through da taxa de câmbio: modelos teóricos e evidências empíricas para as exportações brasileiras de manufaturados*. In FONTES, R.; ARBEX, Marcelo (eds.) **Economia aberta: ensaios sobre fluxos de capitais, câmbio e exportações**. Editora UFV, 2000.
- FIORENCIO, Antonio; MOREIRA, Ájax: Latent Indexation and exchange rate pass-through. **Texto para Discussão**, n. 650, IPEA, 1999.
- FISCHER, Stanley. A model of exchange rate pass-through. **Journal of International Economics**, v. 26, 1989.
- GOLDBERG, Pinelopi; KNETTER, Michael. Goods prices and exchange rates: what have we learned? **Journal of Economic Literature**, n. 35, 1997.
- GOLDFAJN, Ilan; WERLANG, Sergio. The pass-through from depreciation to inflation: a panel study. **Puc-Rio Texto para Discussão**, n. 423, p.1-44, 2000.
- HARVEY, Andrew. **Time series models**. Deddington, U.K.: Phillip Alan, 1981.
- INTERNATIONAL MONETARY FUND. Brazil: selected issues and statistical appendix. **IMF Country Report**, n. 01/10, 2001.
- KANNEBLEY JR., Sérgio. Exchange rate pass-through: uma análise setorial para as exportações brasileiras (1984-1997). **Economia Aplicada**, v. 4, n. 3, 2000.
- KIM, Yoonbal. Exchange rates and import prices in the United States: a varying-parameter estimation of exchange-rate pass-through. **Journal of Bussines& Economic Statistics**, v. 8, n. 3, 1990.
- MCCARTHY, Jonathan. Pass-Through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies. **Research Department Federal Reserve Bank of New York**, March, p. 1-28, 1999.
- MENON, Jayant. Exchange rate and import prices for a small open economy. **Applied Economics**, v. 27, 1995.
- MENON, Jayant. Exchange rate pass-through. **Journal of Economic Surveys**, v. 9, n. 2, 1995.

- PEREIRA, T.R; CARVALHO, A. Desvalorização cambial e seu impacto sobre os custos e preços industriais no Brasil – uma análise dos efeitos de encadeamento nos setores produtivos. **Texto para Discussão**, n. 711, IPEA, 2000.
- SCHWARTZ, G. Brazil price developments after the Floating of the Real: the first six months. **In: IMF Staff Country Report**. FMI, setembro de 1999.
- WANG, Kuo-Liang; WU, Chung-Shu. Exchange rate pass-through and industry characteristics: the case of Taiwan`s exports of midstream petrochemical products. **NBER Working Paper**, n. 5749, p. 1-28, 1996.
- YANG, Jiawen. Exchange rate pass-through in U.S. Manufacturing industries. **Review of Economics and Statistics**, v. 79, n. 1, 1997.

**APÊNDICE**  
**Tabela A**  
**Resultados das estimações**

**PT-BVEG - BENEFICIAMENTO DE PRODUTOS VEGETAIS.**

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	2.129292	0.050309	42.32449	0.0000
C(2)	0.839580	0.016593	50.59722	0.0000
ObVar(1,1)	0.002768	0.077012	0.035937	0.9714
SSVar(1,1)	0.000288	0.340995	0.000845	0.9993
Final	-0.387707	0.018911	-20.50170	0.0000
Log Likelihood	39.09979			
BVEG = C(1) +C(2)*IPASA +PT*CAMBIOSA				
PT = PT(-1)				
-----				
R-squared	0.946642	Mean dependent var	4.471228	
Adjusted R-squared	0.946062	S.D. dependent var	0.145639	
S.E. of regression	0.033824	Sum squared resid	0.105254	
Durbin-Watson stat	1.886514			

**PT-PAP - CELULOSE, PAPEL e GRÁFICA**

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	2.614046	0.024649	106.0529	0.0000
C(2)	0.716436	0.007706	92.96660	0.0000
ObVar(1,1)	0.002102	0.045875	0.045825	0.9636
SSVar(1,1)	8.29E-05	0.780912	0.000106	0.9999
Final SV1	-0.262500	0.011228	-23.37994	0.0000
Log Likelihood	53.84608			
PAP = C(1) +C(2)*IPASA +PT*CAMBIOSA				
PT = PT(-1)				
-----				
R-squared	0.980819	Mean dependent var	4.491274	
Adjusted R-squared	0.980611	S.D. dependent var	0.215536	
S.E. of regression	0.030012	Sum squared resid	0.082868	
Durbin-Watson stat	1.152644			

**PT-QUIM - ELEMENTOS QUIMICOS**

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	2.722972	0.017389	156.5929	0.0000
C(2)	0.603280	0.005754	104.8458	0.0000
ObVar(1,1)	0.000217	0.854670	0.000254	0.9998
SSVar(1,1)	3.49E-05	3.714576	9.38E-06	1.0000
Final	-0.228571	0.006378	-35.83902	0.0000
Log Likelihood	107.2780			
QUIM = C(1) +C(2)*IPASA +PT1*CAMBIOSA				
PT = PT(-1)				
-----				
R-squared	0.991605	Mean dependent var	4.537439	
Adjusted R-squared	0.991514	S.D. dependent var	0.125971	
S.E. of regression	0.011605	Sum squared resid	0.012390	
Durbin-Watson stat	2.906272			

**PT-EQP - EQUIPAMENTOS ELETRONICOS**

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	2.609326	0.012829	203.3999	0.0000
C(2)	0.561274	0.003953	141.9729	0.0000
ObVar(1,1)	0.001082	0.165108	0.006552	0.9948
SSVar(1,1)	1.39E-05	8.033656	1.73E-06	1.0000
Final	-0.158012	0.005449	-28.99569	0.0000
Log Likelihood		110.0614		
EQP = C(1) +C(2)*IPASA +PT*CAMBIOSA				
PT = PT(-1)				

R-squared	0.954352	Mean dependent var	4.365493
Adjusted R-squared	0.953856	S.D. dependent var	0.148340
S.E. of regression	0.031865	Sum squared resid	0.093416
Durbin-Watson stat	1.682008		

**PT-EXT - EXTRATIVA MNERAL**

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	2.919573	0.024251	120.3917	0.0000
C(2)	0.550393	0.008025	68.58065	0.0000
ObVar(1,1)	0.000650	0.263586	0.002467	0.9980
SSVar(1,1)	4.28E-06	27.42808	1.56E-07	1.0000
Final	-0.198594	0.003416	-58.13370	0.0000
Log Likelihood		130.7457		
PT-EXT = C(1) +C(2)*IPASA +PT*CAMBIOSA				
PT = PT(-1)				

R-squared	0.938124	Mean dependent var	4.535074
Adjusted R-squared	0.937451	S.D. dependent var	0.091477
S.E. of regression	0.022878	Sum squared resid	0.048154
Durbin-Watson stat	0.983236		

**PT-TOTAL -EXPORTAÇÕES TOTAIS**

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	1.100385	0.034357	32.02779	0.0000
C(2)	0.517343	0.007703	67.15832	0.0000
C(3)	0.384241	0.006307	60.92113	0.0000
ObVar(1,1)	4.81E-05	7.057474	6.82E-06	1.0000
SSVar(1,1)	1.99E-05	12.36275	1.61E-06	1.0000
Final	-0.171407	0.004617	-37.12496	0.0000
Log Likelihood		153.8246		
TOTAL = C(1) +C(2)*IPASA +C(3)*PEXMUSA +PT*CAMBIOSA				
PT = PT(-1)				

R-squared	0.995893	Mean dependent var	4.462535
Adjusted R-squared	0.995802	S.D. dependent var	0.080380
S.E. of regression	0.005208	Sum squared resid	0.002441
Durbin-Watson stat	2.657253		

**PT-MAD - MADEIRA E MOBILIARIO**

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	2.377087	0.014828	160.3142	0.0000
C(2)	0.635920	0.005233	121.5262	0.0000
ObVar(1,1)	0.000341	0.816614	0.000418	0.9997
SSVar(1,1)	2.39E-05	7.823708	3.06E-06	1.0000
Final	-0.198557	0.005648	-35.15576	0.0000
Log Likelihood		117.3786		
MAD = C(1) +C(2)*IPASA +PT*CAMBIOSA				
PT = PT(-1)				

R-squared	0.995200	Mean dependent var	4.319337
Adjusted R-squared	0.995148	S.D. dependent var	0.208269
S.E. of regression	0.014508	Sum squared resid	0.019364
Durbin-Watson stat	1.690774		

**PT-MNF - METALURGIA NÃO FERROSOS**

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	2.977553	0.044501	66.91023	0.0000
C(2)	0.560191	0.014356	39.02133	0.0000
ObVar(1,1)	0.010172	0.011227	0.906099	0.3673
SSVar(1,1)	9.26E-06	5.208303	1.78E-06	1.0000
Final	-0.217091	0.007662	-28.33221	0.0000
Log Likelihood		53.77953		
MNF = C(1) +C(2)*IPASA +PT*CAMBIOSA				
PT = PT(-1)				

R-squared	0.560147	Mean dependent var	4.571348
Adjusted R-squared	0.555366	S.D. dependent var	0.147171
S.E. of regression	0.098135	Sum squared resid	0.885999
Durbin-Watson stat	0.330647		

**PT-ELET - MATERIAL ELETRICO**

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	2.843214	0.033382	85.17215	0.0000
C(2)	0.520390	0.011103	46.87117	0.0000
ObVar(1,1)	0.000551	0.357115	0.001544	0.9988
SSVar(1,1)	6.36E-06	20.91985	3.04E-07	1.0000
Final	-0.176180	0.003755	-46.92282	0.0000
Log Likelihood		131.3006		
ELET = C(1) +C(2)*IPASA +PT*CAMBIOSA				
PT = PT(-1)				

R-squared	0.985464	Mean dependent var	4.350374
Adjusted R-squared	0.985306	S.D. dependent var	0.166040
S.E. of regression	0.020127	Sum squared resid	0.037270
Durbin-Watson stat	1.514018		

**PT-MAQ - MAQUINASETRADORES**

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	2.849391	0.012731	223.8173	0.0000
C(2)	0.522864	0.004097	127.6177	0.0000
ObVar(1,1)	0.000996	0.136556	0.007293	0.9942
SSVar(1,1)	4.90E-06	18.41092	2.66E-07	1.0000
Final	-0.163080	0.003871	-42.13215	0.0000
Log Likelihood		110.6206		
MAQ = C(1) +C(2)*IPASA +PT*CAMBIOSA				
PT = PT(-1)				

R-squared	0.966200	Mean dependent var	4.380718
Adjusted R-squared	0.965832	S.D. dependent var	0.181517
S.E. of regression	0.033553	Sum squared resid	0.103571
Durbin-Watson stat	1.155906		

**PT-OVEG - OLEOS VEGETAIS**

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	2.636911	0.030943	85.21925	0.0000
C(2)	0.586451	0.009916	59.14136	0.0000
ObVar(1,1)	0.001681	0.077888	0.021579	0.9828
SSVar(1,1)	4.20E-05	1.902127	2.21E-05	1.0000
Final	-0.224213	0.008510	-26.34561	0.0000
Log Likelihood		81.05279		
OVEG = C(1) +C(2)*IPASA +PT*CAMBIOSA				
PT = PT (-1)				

R-squared	0.950518	Mean dependent var	4.399549
Adjusted R-squared	0.949980	S.D. dependent var	0.139045
S.E. of regression	0.031097	Sum squared resid	0.088969
Durbin-Watson stat	0.995844		

**PT-POV - PEÇAS E OUTROS VEICULOS**

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	2.942557	0.062872	46.80207	0.0000
C(2)	0.509003	0.021201	24.00847	0.0000
ObVar(1,1)	0.000540	0.312188	0.001730	0.9986
SSVar(1,1)	6.73E-05	1.623875	4.14E-05	1.0000
Final	-0.114958	0.009013	-12.75535	0.0000
Log Likelihood		99.41401		
POV = C(1) +C(2)*IPASA +PT*CAMBIOSA				
PT = PT(-1)				

R-squared	0.995037	Mean dependent var	4.353878
Adjusted R-squared	0.994983	S.D. dependent var	0.231174
S.E. of regression	0.016374	Sum squared resid	0.024665
Durbin-Watson stat	2.410332		

**PT-PET - REFINO DE PETROLEO**

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	2.630649	0.015383	171.0096	0.0000
C(2)	0.650076	0.004972	130.7389	0.0000
ObVar(1,1)	0.004214	0.025185	0.167324	0.8675
SSVar(1,1)	1.05E-05	5.564174	1.89E-06	1.0000
Final	-0.213841	0.006530	-32.74497	0.0000

NSV1REFPETA

Log Likelihood 55.45175

PT-PET = C(1) +C(2)\*IPASA +SV1\*CAMBIOSA

PT = PT(-1)

R-squared	0.820230	Mean dependent var	4.566032
Adjusted R-squared	0.818276	S.D. dependent var	0.171876
S.E. of regression	0.073269	Sum squared resid	0.493894
Durbin-Watson stat	0.931230		

**PT-SID - SIDERURGIA**

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	2.890071	0.019717	146.5757	0.0000
C(2)	0.529826	0.006445	82.21159	0.0000
ObVar(1,1)	0.009676	0.016695	0.579534	0.5637
SSVar(1,1)	4.48E-07	122.7798	3.65E-09	1.0000
Final	-0.174124	0.003515	-49.54263	0.0000

NSV1SIDERSA

Log Likelihood 65.12168

SID = C(1) +C(2)\*IPASA +PT\*CAMBIOSA

PT = PT(-1)

R-squared	0.379009	Mean dependent var	4.448356
Adjusted R-squared	0.372259	S.D. dependent var	0.139266
S.E. of regression	0.110340	Sum squared resid	1.120101
Durbin-Watson stat	0.190374		

**PT-VAUT - VEICULOS AUTOMOTORES**

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	2.843186	0.010581	268.6985	0.0000
C(2)	0.509948	0.003315	153.8187	0.0000
ObVar(1,1)	0.007975	0.018050	0.441818	0.6597
SSVar(1,1)	4.56E-09	13508.10	3.37E-13	1.0000
Final	-0.144585	0.000840	-172.1615	0.0000

NSV4VEAUTSA

Log Likelihood 88.64795

VAUT = C(1) +C(2)\*IPASA +PT\*CAMBIOSA

PT = PT(-1)

R-squared	0.898436	Mean dependent var	4.256517
Adjusted R-squared	0.897332	S.D. dependent var	0.294924
S.E. of regression	0.094499	Sum squared resid	0.821569
Durbin-Watson stat	0.448323		

**Tabela B**  
**Coefficiente de pass-through medio por setores**

Setores	Periodos			
	1981.1/1994.2	1994.3/2004.1	1994.3/1998.4	1991.1/2004.1
PT-EXPOR_SM	-0.1854	-0.1549	-0.1433	-0.1648
PT-BVEG_SM	-0.2741	-0.3318	-0.3443	-0.3210
PT-ELET_SM	-0.1564	-0.1598	-0.1713	-0.1499
PT-EQP_SM	-0.1876	-0.1512	-0.1558	-0.1473
PT-EXT_SM	-0.1730	-0.1874	-0.1908	-0.1845
PT-MAD_SM	-0.2038	-0.1763	-0.1865	-0.1676
PT-MAQ_SM	-0.1604	-0.1553	-0.1661	-0.1459
PT-MNF_SM	-0.1913	-0.2208	-0.2269	-0.2156
PT-OVEG_SM	-0.2042	-0.2019	-0.2096	-0.1952
PT-PET_SM	-0.2172	-0.2282	-0.2328	-0.2242
PT-POV_SM	-0.1445	-0.1597	-0.1767	-0.1452
PT-QUIM_SM	-0.2076	-0.2150	-0.2253	-0.2061
PT-SID_SM	-0.1707	-0.1716	-0.1707	-0.1724
PT-VAUT_SM	-0.1447	-0.1446	-0.1446	-0.1446
PT-PAP_SM	-0.2232	-0.2864	-0.2981	-0.2764