

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DE SÃO PAULO
PROGRAMA DE ESTUDOS PÓS-GRADUADOS EM ECONOMIA POLÍTICA

JAMES HIROSHI HABE

CÂMBIO E PREÇOS NO BRASIL:
UMA ANÁLISE DO PERÍODO 1995 – 2006

Dissertação apresentada à Banca Examinadora da Pontifícia Universidade Católica de São Paulo, como exigência parcial para obtenção do título de MESTRE em **Economia Política** sob a orientação do **Prof. Doutora Regina Maria d'Aquino Fonseca Gadelha**

São Paulo
2009

BANCA EXAMINADORA

Autorizo a disponibilização desta dissertação na Biblioteca da Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Atuária da PUC-SP para consulta pública e utilização como referência bibliográfica nos termos da legislação vigente sobre direitos autorais.

São Paulo, ____ de _____ de 2009

À minha avó materna Tokino,
que tanto prezou os meus estudos.

AGRADECIMENTOS

Este trabalho foi possível felizmente com a ajuda e apoio de pessoas muito carinhosas e que torceram muito que ele chegasse ao fim. Espero não cometer nenhuma injustiça ao não mencionar as pessoas.

Primeiramente, não poderia esquecer a minha família que me permitiu estudar e apoiar durante os anos de estudos. Aos meus Familiares Maternos, apesar do tempo distante, não me esqueceram em momento algum e me apoiaram em vários momentos, principalmente agora que pudemos nos reunir muitas vezes em tão pouco tempo.

Aos meus colegas de trabalho Samuel, Patrícia, Fernando e Rejane que ao longo dos últimos meses me ajudaram e “seguraram as pontas” durante as minhas ausências para a realização deste trabalho. Se não fossem os anos de trabalho, as hipóteses e as idéias a serem realizadas não surgiriam. Para tal feito, agradeço aos Professores Antonio Delfim Netto e Marcelo Tsuji com quem eu pude aprender e aprimorar o conhecimento em economia e em outras áreas do conhecimento humano.

Também aos meus queridos amigos Otavio, Robson, Fernanda e Cimar me ajudaram sempre nas discussões, trocas de idéias, revisões, leituras ao longo do mestrado.

Da Universidade, não posso deixar de agradecer ao Professor Carlos Eduardo pela acolhida e a Sônia em solucionar os problemas burocráticos, que tantas vezes eu causei. A Sandra que me aconselhou e me ajudou na escolha pelo Programa. Aos meus grandes amigos de mestrado que me ajudaram e me incentivaram, entre elas Vera, Fernanda, Thiago, Adriana, Tatiana, Renata, Pablo, Paulo, Marcela, José Luiz, Joaquim, Mariana e Rita de Cassia que em tantos momentos estivemos juntos “trocando figurinhas” e dando muitas risadas.

À banca de qualificação, os Professores Nelson e Marcel, agradeço pelas sugestões e a paciência com que discutimos os temas levantados para a conclusão da pesquisa durante a qualificação.

Por fim, não poderia deixar de agradecer a Minha Querida Orientadora, Professora Regina Gadelha, pela paciência, encorajamento, confiança em minha pessoa e no meu trabalho ao longo do processo.

RESUMO

James Hiroshi Habe

Câmbio e Preços no Brasil: Uma Análise do Período 1995 – 2006

A estabilidade nos preços trouxe um novo cenário a economia brasileira e qual foi a relação entre preços e câmbio para atingir a estabilidade? A âncora cambial foi o instrumento para a estabilidade nos preços. A adoção do regime de câmbio administrado, em 1995, manteve os preços atrelados ao câmbio. Em 1999, houve a mudança da âncora cambial para as metas de inflação. A mudança de regime cambial poderia ter alterado a relação entre câmbio e preços no atacado e ao consumidor. Os testes econométricos, utilizando dados de variação cambial mensal, comprovaram a existência da relação entre câmbio e os preços. E, a partir de 1999, a relação existente entre os preços ao consumidor (IPCA) ocorreu através dos preços no atacado (IPA). A separação do IPCA em dois grupos permitiu verificar uma maior influência cambial sobre os preços monitorados do que os preços livres, elevando o valor do IPCA e afetando a decisão da política monetária.

Palavras-chave: inflação, câmbio, transmissão cambial, política monetária

ABSTRACT

James Hiroshi Habe

Exchange rate and prices in Brazil – an analysis of the period 1995 – 2006

Price stability brought to the Brazilian economy a new reality. What was the relationship between price and exchange rate necessary to achieve the new scenario? The exchange rate anchor was the instrument used to reach the price stability. In 1995 managed exchanged rates biased the prices. In 1999 the regime of exchange rate anchor changed to inflation target. The modification in regimes could have altered the relationship between exchange rates and prices. Econometric tests, using monthly exchange rate data, provided evidence of a connection among exchange rates and prices. From 1999 forward, the relations among consumer prices (IPCA) happen through wholesale prices (IPA). The separation of the IPCA in two groups allowed the verification of major influence in monitored prices then in market prices, increasing the IPCA and affecting the monetary policy decision.

Keywords: inflation, exchange rate, exchange rate pass through, monetary policy.

SUMÁRIO

Introdução	1
Capítulo 1º: A Inflação	4
1.1. O <i>Pass-Through</i>	4
1.2. A importância do <i>Pass-Through</i> para a Política Monetária	10
Capítulo 2º: A Política Cambial e os Preços	13
2.1. A Taxa de Câmbio	13
2.2. Os Preços	17
2.3. A Influência Cambial	21
2.3.1. Os Preços no Atacado (IPA)	22
2.3.2. Os Preços ao Consumidor (IPCA)	24
Capítulo 3º: A Transmissão do Câmbio para os Preços	28
3.1. O Modelo de <i>Pass-Through</i>	28
3.2. Dados – Metodologia de Cálculo	29
3.3. Resultados	32
3.4. Os Preços no Atacado (IPA)	32
3.5. Os Preços ao Consumidor (IPCA)	35
3.6. IPCA Livre	36
3.7. IPCA Monitorados	38
Conclusão	41
Bibliografia	44
APÊNDICE A: Fatores de Dessazonalização	48
APÊNDICE B: Resultados dos Testes de Heteroscedasticidade e Autocorrelação nos Resíduos	49

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico	Descrição	Página
1	Inflação Mundial	7
2	<i>Pass-Through</i> da Variação Cambial para a Inflação	9
3	Taxa de Juros Nominal e Taxa de Câmbio Nominal	14
4	Diferença entre Inflação IPCA em 12 Meses e Meta de Inflação e Taxa de Juro Nominal	16
5	IPA-DI e Taxa de Câmbio Nominal	23
6A	IPCA e Taxa de Câmbio Nominal	25
6B	IPCA e IPA-DI	25
7	IPCA Geral e Grupos Livres e Monitorados	27

LISTA DE TABELAS

Tabela	Descrição	Página
1	Médias e Desvios-Padrão do Câmbio Nominal e Índices de Preços	18
2	Teste de Igualdade dos Desvio-Padrão entre 1995-98 e 1999-2006	20
3	Teste de Igualdade das Médias entre 1995-98 e 1999-2006	20
4	Correlação entre Câmbio Nominal e Índice de Preços	21
5	Teste de Causalidade de Granger entre o Câmbio Nominal e o IPA	23
6	Teste de Causalidade de Granger entre o Câmbio Nominal e o IPCA	26
7	Teste de Causalidade de Granger entre o IPA e o IPCA	26
8	Teste <i>Augmented Dickey-Fuller</i>	31
9	Teste de <i>Phillips-Perron</i>	31
10	Variável Dependente IPA	33
11	Variável Dependente IPCA Cheio	35
12	Variável Dependente IPCA Livre	37
13	Variável Dependente IPCA Monitorados	39
A1	Fatores de Dessazonalização entre 1995 e 2006	48
B1	Variável Dependente IPA – Teste nos Resíduos	49
B2	Variável Dependente IPCA – Teste nos Resíduos	49
B3	Variável Dependente IPCA Livre – Testes nos Resíduos	50
B4	Variável Dependente IPCA Monitorados – Testes nos Resíduos	50

Introdução

A política cambial foi um importante instrumento para a recente estabilização econômica no Brasil. A adoção da âncora cambial a partir de 1994 trouxe ao cenário brasileiro uma estabilização que há muito tempo não se via na história econômica recente (Portugal & Azevedo, 1999: 1) e foi a fase final na implantação do Plano Real, seguindo vários outros episódios latino-americanos da década de 1990 (Canuto & Holland, 2001: 3).

A relação existente entre câmbio e preços pode contribuir para o controle dos preços ao consumidor e o *pass-through* ou transmissão do câmbio para os preços pode ser observado de forma direta e indireta através dos preços no atacado. No modelo de Bresser-Pereira e Nakano (1987), a participação dos insumos importados na cadeia produtiva é um fator em economias abertas da transmissão do câmbio para os preços domésticos.

A adoção do regime administrado que se seguiu após a Crise Mexicana em 1994/95 permitiu manter a inflação em níveis abaixo de um dígito ao mês, em média. A mudança do regime cambial do administrado para o flutuante, no início de 1999, poderia ter elevado a inflação no Brasil. Mas o que se observou foi novamente a influência cambial sobre os preços, principalmente no episódio da Sucessão Presidencial de 2002, quando a moeda se desvalorizou no segundo semestre daquele ano e transmitindo aos preços, e a valorização cambial nominal observada a partir de 2003 que ajudou a manter a taxa de inflação em níveis baixos.

Entre 1995 e 1998, sob o regime de câmbio administrado, a âncora cambial permitiu a equiparação da inflação externa e interna através dos preços dos bens transacionáveis e a importação de bens para suprir o aumento da demanda doméstica. Mas com a adoção das metas de inflação, a função cambial não perdeu a sua importância na trajetória dos preços.

Mihaljek e Klau (2008) analisaram o grau de *pass-through* em 14 economias emergentes e constataram que a redução do grau de *pass-through* na segunda metade da década de 1990 ocorreu devido não apenas a redução da taxa de inflação mas também da melhora e aprimoramento da política monetária.

Taylor (2000) afirma que a melhora na política monetária induz a redução na expectativa de inflação e o reajustes de preços e salários não ocorrem em sua totalidade e permitem a redução do grau do *pass-through*.

O presente trabalho pretende mensurar e analisar os coeficientes de *pass-through* e inércia dos preços no atacado (IPA), aos preços ao consumidor (IPCA) do IBGE e nos grupos livres e monitorados, no período 1995-2006 e nos sub-períodos correspondentes aos regimes de câmbio administrado (1995-98) e câmbio flutuante (1999-2006). A análise dos coeficientes procurará verificar a importância tanto da inércia quanto da variável câmbio para o comportamento dos preços, bem como as respectivas mudanças de magnitude em decorrência das mudanças de regime cambial. Através das estimativas de modelos dos preços, pretende-se verificar também como uma desvalorização ou valorização cambial transmite diretamente ou indiretamente através do IPA até os preços ao consumidor e aos grupos dos preços livres e monitorados.

Para realizar a análise, no período citado, usamos os dados mensais da taxa média de câmbio nominal de venda e os preços obtidos junto ao Banco Central do Brasil e IBGE. Cada série de dados foi usada na variação mensal, dessazonalizada e analisada a existência de raiz unitária para a estimação dos modelos de preços.

O trabalho está dividido além desta Introdução em 3 capítulos e a conclusão. No primeiro capítulo apresentamos, de forma breve, a teoria da inflação em economia aberta, desenvolvida por Bresser e Nakano (1987) e o desdobramento do modelo para os preços no atacado e ao consumidor, visando discutir a relevância de grau de *pass-through* para a política monetária, no caso das metas de inflação.

No segundo capítulo são analisados a política cambial e os preços durante o período de 1995 a 2006, verificando o comportamento de cada variável. A separação do período tem o objetivo de verificar alguma mudança no comportamento de cada variável em relação a média e a dispersão das observações, assim como a causalidade e associação entre elas em cada sub-período.

No capítulo terceiro fazemos a análise empírica para os preços no atacado (IPA) e ao consumidor (IPCA) cheio e na divisão entre preços livres e

monitorados, na tentativa de verificar a magnitude dos coeficientes no período integral e nos subperíodos. Através dos coeficientes estimados podemos constatar, além do grau de *pass-through*, a transmissão do câmbio para os preços ao consumidor, assim como a separação da estimativa entre os preços livres e monitorados, a fim de observar qual o maior nível de transmissão de cada grupo.

Por fim, a Conclusão, onde apresentamos alguns comentários sobre os coeficientes estimados, que nos permitiram analisar o comportamento tanto do IPA quanto do IPCA e comparar os modelos estimados dos preços livres e monitorados, de modo a entender a trajetória do Índice cheio do IPCA e como a transmissão do câmbio para os preços ocorreu entre 1995 e 2006.

Capítulo 1º: A Inflação

A formação dos preços em uma economia aberta não depende apenas dos custos ligados à mão-de-obra e sua produtividade. A inclusão de insumos importados, no modelo de Bresser-Pereira e Nakano (1987), traz à discussão a importância dos fatores externos da economia e como a política monetária reagiria no caso da variação cambial e do aumento da taxa de inflação. Neste capítulo faremos a demonstração de um modelo de transmissão ou *pass-through* do câmbio para os preços e uma breve apresentação da sua importância para a condução da política monetária.

1.1. O *Pass-Through*

A estabilidade nos preços, obtida pelo Brasil em 1994, trouxe à discussão a importância da taxa de câmbio na determinação dos preços. A âncora cambial foi um instrumento importante, nos primeiros meses do Plano Real. As medidas que eliminaram a indexação dos preços da economia, nos meses anteriores ao lançamento da nova moeda, e o atrelamento a uma unidade de valor de referência, permitiram às autoridades lançarem a nova moeda, o Real.

A unidade de valor de referência, a URV (unidade real de valor), seguia a taxa de câmbio diária do cruzeiro real e mantinha a paridade com o dólar americano. A estratégia de criar uma unidade “livre de inflação” possibilitou introduzir uma nova moeda em julho de 1994. Esta nova moeda possuía então uma ancoragem em relação ao dólar americano, a âncora cambial.

Bresser-Pereira e Nakano (1987) demonstram, em um modelo de *mark-up*, que a variação nos preços em uma economia aberta segue as variações dos custos e a margem de lucro. Os custos seriam ponderados entre a mão-de-obra (α) e os insumos importados ($1 - \alpha$) para produção de um bem. O modelo

analisado pelos autores se resume a:

$$(1) \quad \pi = \alpha(\dot{w} - \dot{y}) + (1 - \alpha)(\dot{q} + P\dot{m}) + \dot{m} \quad 0 \leq \alpha \leq 1$$

onde: π = variação dos preços.

$\dot{w}$ = variação do salário-real.

$\dot{y}$ = variação da produtividade da mão-de-obra.

$\dot{q}$ = variação da quantidade de insumos utilizada.

$P\dot{m}$ = variação do preço dos insumos em moeda local.

$\dot{m}$ = variação da margem de lucro.

No modelo, observa-se que mantida a margem de lucro constante, se a variação do salário-real for maior que a produtividade da mão-de-obra, os preços tendem a se elevar, considerando obter ganhos nominais acima do aumento de preços¹. O aumento do preço dos insumos é outro componente dos custos que influencia os preços. Supondo que a quantidade importada seja constante na produção de um bem ou serviço, a influência no curto-prazo viria da mudança nos preços dos insumos em moeda local. Este seria originado pelo aumento dos preços em moeda estrangeira ou da taxa de câmbio. Neste caso, o aumento dos preços se denominaria “inflação importada”.

Os elementos importados são a ligação existente entre os preços domésticos e os preços internacionais na especificação (1). Como se observa, é a variação nos preços dos insumos importados que poderia afetar os preços para cima ou para baixo. Vale notar que os preços estão em moeda local (Pm) e poderiam ser destrinchados entre preços em moeda estrangeira (P_{US}) e o câmbio (λ). A separação é a forma de medir os impactos da variação do câmbio sobre os preços.

A relação entre câmbio e preço estaria incompleta se não fosse considerada a distinção entre os preços no atacado e ao consumidor. A

¹ Os aumentos nos custos fixos, taxas, impostos e juros, que deveriam ser cobertos pela margem de lucro, se elevariam já que as empresas tenderiam a manter a margem líquida de lucro e seria mais um efeito aceleracionista dos preços. (Bresser-Pereira & Nakano, 1987: 69).

participação de produtos importados estaria presente tanto para o consumidor final quanto nas fases intermediárias da produção. Neste caso, observa-se que a transferência ao consumidor final teria uma etapa intermediária. Logo, o índice de preço no atacado “filtraria” a variação cambial ocorrida para os preços finais e o nível de repasse, o *pass-through*, seria maior para os preços no atacado do que os preços ao consumidor². Sendo assim, as especificações para as variações dos preços no atacado e ao consumidor podem ser escritas como:

$$(2) \quad \pi_{IPA} = \pi_{IPA-1} + \dot{\lambda}$$

$$(3) \quad \pi_{IPC} = \pi_{IPC-1} + \pi_{IPA} + \dot{\lambda}$$

onde: π_{IPA} = variação dos preços no atacado.

π_{IPC} = variação dos preços ao consumidor.

$\dot{\lambda}$ = variação da taxa de câmbio nominal.

O modelo (2) traz a influência direta da variação da taxa de câmbio nominal sobre os preços no atacado. De acordo com o *Bureau of Labor Statistics*, os preços no atacado medem os valores recebidos pelas empresas produtoras e estas utilizam insumos e produtos atrelados a moedas estrangeiras. Logo, mudanças na taxa de câmbio contemporâneas ou defasadas trazem mudanças nos valores dos custos observados em moeda local. Assim, mesmo que haja mudança no valor em moeda estrangeira, em muitas ocasiões os contratos de compra entre as empresas permitiriam manter a estabilidade de preços dos insumos em moeda estrangeira. No entanto, a parte cambial não está sob o controle de cada firma ou ao tipo de mercado que cada empresa enfrenta no suprimento de produtos intermediários ao mercado.

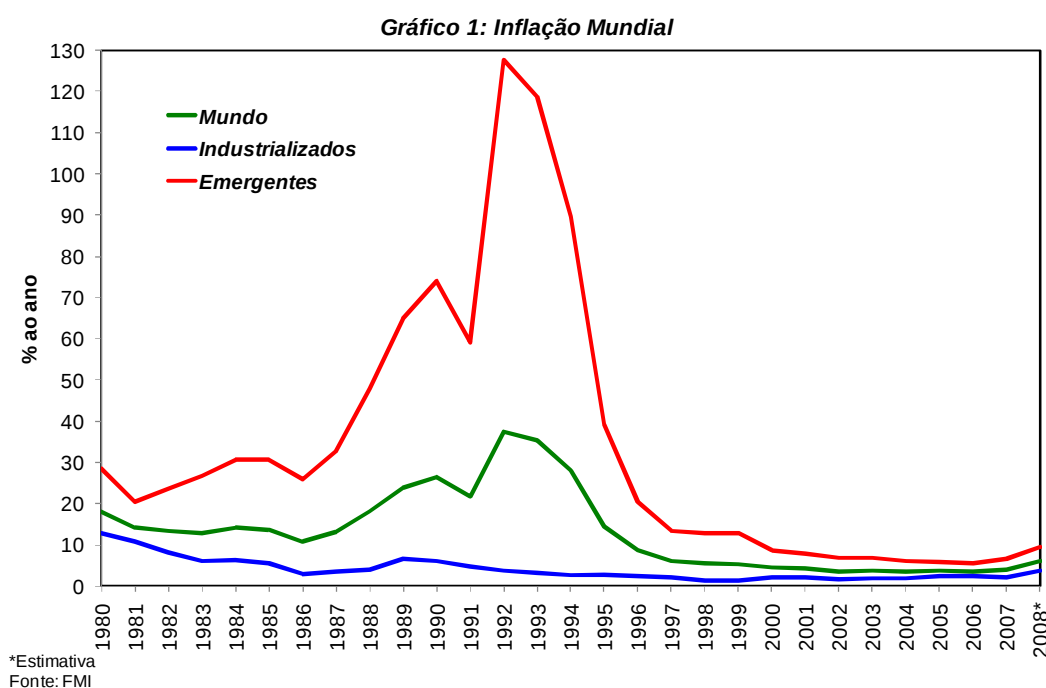
O subescrito *-1* do índice indica a influência dos valores passados do próprio índice sobre o contemporâneo, como um componente mantenedor devido “às defasagens nos aumentos nos preços ou à rigidez nominal dos preços que

² A estrutura de vendas, cujos custos adicionais como os serviços para a venda final, atenua o impacto da variação cambial dos preços ao consumidor (Mihaljek & Klau, 2008: 104).

obrigava os agentes econômicos a reproduzir no presente a inflação passada” (Bresser-Pereira, 1989: 3) e *“poderá manter a rigidez ligeiramente ascendente do índice de preços”* (Aidar, 2006: 24) dependendo do poder de mercado de cada empresa.

O modelo (3) mede a variação do índice de preços ao consumidor e, além da inércia do próprio índice, possui a presença do índice de preço no atacado como “filtro” em relação à taxa de câmbio, como destacado acima. Desta forma, as variações observadas na taxa de câmbio poderiam influenciar diretamente os preços ao consumidor. Mas, como assinalado por Mihaljek e Klau (2008), o índice de preços no atacado atenuaria o impacto da variação cambial e reduziria a sua transmissão para os preços ao consumidor.

Os dados sobre inflação no mundo indicam a sua redução da década de 1980 para a década de 1990, principalmente nos países emergentes, que registraram diversos episódios de hiperinflação e elevaram a inflação média.



A redução na inflação trouxe a redução no nível de *pass-through*. Devido a uma trajetória mais elevada da inflação nos países emergentes, em comparação aos países industrializados, o grau de transferência cambial foi mais elevado nos países emergentes. Choudhri e Hakura (2001: 16) estimaram em uma amostra de

71 países, industrializados e emergentes, entre 1979 e 2000, uma relação positiva entre inflação média e o *pass-through* cambial no curto e longo prazos. Mesmo insolando-se os países emergentes, os valores da correlação ao longo do tempo se reduziram significativamente. Vale salientar que diversos países emergentes da amostra sofreram episódios de hiperinflação e alta volatilidade, o que influenciou o aumento do nível de transferência cambial aos preços e confirmou a hipótese de Taylor (2000) de que, em um ambiente de baixa inflação, o nível de transferência se reduz devido a redução na expectativa de inflação.

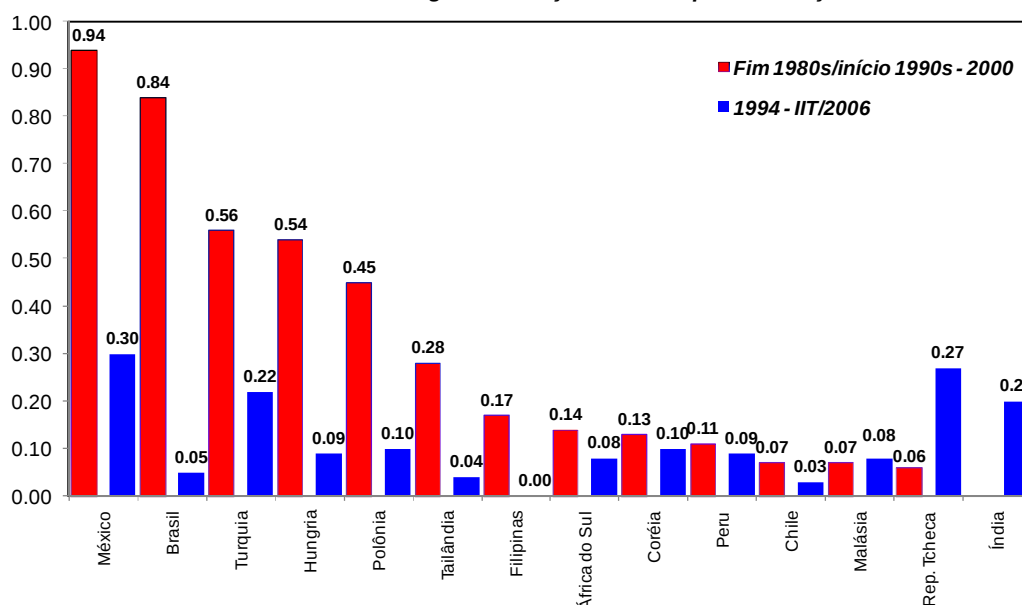
Uma análise de Liang (2007) sobre 12 países europeus³, no período do primeiro trimestre de 1973 ao terceiro trimestre de 2006, em um modelo VAR, indica a reação dos preços a um choque no câmbio. Mesmo em ambientes com inflação relativamente mais baixa, a resposta dos preços no atacado foi maior do que a dos preços ao consumidor, com exceção da Grécia, e positiva, com exceção da Irlanda e Noruega. No médio e longo-prazo, nenhum dos 12 países atingiu o *pass-through* completo, mostrando que o nível de transferência aos preços no atacado foi maior do que ao consumidor.

Mihaljek e Klau (2008) analisaram 14 economias emergentes⁴ entre o final da década de 1980, início de 1999 e o segundo trimestre de 2006, indicando, na estimação de uma equação linear, a queda no nível do *pass-through* sobre 10 economias (gráfico 2).

³ Bélgica, Dinamarca, Finlândia, Grécia, Hungria, Irlanda, Holanda, Noruega, Polónia, Portugal, Espanha e Suécia.

⁴ Índia, Coreia do Sul, Malásia, Filipinas, Tailândia, África do Sul, Brasil, Chile, Peru, México, República Tcheca, Hungria, Polónia, Turquia.

Gráfico 2: Pass-Through da Variação Cambial para a Inflação



Fonte: Mihaljek, D. e Klau, M. "Exchange rate pass-through in emerging market economies: what has changed and why?", BIS papers n. 35, 2008

Observa-se que em sete delas, houve redução significativa das taxas de *pass-through*, principalmente no Brasil e no México com redução a 1/3 do valor inicial. A persistência do valor passado passou a ser um fator significativo para o comportamento da inflação. Em seis resultados obtidos houveram aumentos, sendo que em quatro deles, o valor mais do que dobrou, indicando a mudança de fator alimentador da inflação.

Ito e Sato (2006), através do modelo VAR, analisa nos países do Leste Asiático⁵ a relação do *pass-through* com os diversos preços de cada economia no período de 1993 a 2005. As estimativas obtidas mostraram o maior repasse cambial para os preços no atacado do que para os preços ao consumidor. No entanto, a Indonésia foi o país que apresentou maior nível, em comparação aos outros países. Coreia do Sul e Tailândia apresentaram menor *pass-through* e nível de inflação praticamente em um nível muito baixo. No caso da Indonésia, a política monetária não reagiu de maneira a atenuar o aumento na inflação.

O trabalho de Ito e Sato (2007) foi ampliado para a América Latina (Brasil, Argentina e México) e Turquia por seus autores. Após cada episódio de desvalorização cambial, Indonésia, México e Turquia perderam ganhos no câmbio real, devido à rápida resposta dos preços aos choques cambiais. Mas em termos

⁵ Indonésia, Coreia do Sul, Malásia, Cingapura e Tailândia.

comparativos ao *pass-through*, os países da América Latina analisados e a Turquia apresentaram maior nível de transferência do que os países do Leste Asiático, com exceção da Indonésia.

No trabalho realizado por Guillén e Araújo (2005), os dados da taxa de câmbio nominal, preços no atacado e ao consumidor mostram uma tendência de longo prazo, comprovada pelo teste de cointegração. No curto-prazo, os choques cambiais são mais perceptíveis no preço no atacado (IPA-DI) do que ao consumidor (IPCA), mas não tendo um *pass-through* completo, mesmo após 24 meses. Um resultado semelhante ao observado por Liang (2007) e Mihaljek e Klau (2008).

1.2. A importância do *Pass-Through* para a Política Monetária

No modelo de Bresser-Pereira e Nakano (1987), observa-se que a taxa de câmbio pode influenciar a trajetória dos preços, elevando ou reduzindo os custos de um bem ou serviço. A redução da inflação nos países industrializados e emergentes, ao longo da década de 1990, trouxe uma maior atenção sobre os impactos da variação da taxa de câmbio nominal sobre os preços (Mihaljek & Klau, 2008: 103) e a atenção ao nível de transferência ou repasse do câmbio para os preços, *pass-through*, pelas autoridades monetárias, se intensificou na década de 1990, devido ao aumento do número de países que adotaram o regime de metas de inflação e melhoria na política monetária. (Mishkin, 2008: 3). O que contribuiu para a redução da inflação média. (Daniels & VanHoose, 2008: 4).

As mudanças no nível de preço advindas da variação cambial podem afetar na decisão da taxa de juros a ser aplicada de acordo com a Regra de Taylor (1993), que estimou um modelo para a economia americana:

$$(4) \quad i = 2 + \pi_{4T} + 0.5(\pi_{4T} - 2) + 0.5(y - \bar{y})$$

onde: i = taxa de juros básica nominal.

π_{4T} = inflação acumulada em 4 trimestres.

y = nível de atividade.

$\bar{y}$ = nível potencial de atividade.

A regra é uma estimativa para a determinação da taxa de juros básica americana, entre 1984 e 1992. Nesta equação, a taxa de juros real de 2% seria a taxa de equilíbrio e uma “meta” inflacionária de 2%. Caso a inflação ficasse na casa de 2% em 4 trimestres e a economia estivesse no seu nível máximo, o juro nominal seria de 4% ou 2% em termos reais. A taxa de juros ficaria acima dos 4%, nos casos ou em que a inflação fosse acima da “meta”, ou em que o nível de atividade estivesse acima do potencial.

A regra de Taylor se disseminou ao longo da década de 1990, com o sistema de metas de inflação e diversas novas especificações que foram formuladas para serem mais realistas ou apropriadas. (Carare & Tchaidze, 2005: 5). A ponderação aplicada à inflação ou ao nível de atividade varia de acordo com a ênfase dada pela autoridade monetária na determinação dos juros, podendo o modelo de Taylor ser reescrito como:

$$(5) \quad i = r + \pi_{4T} + \beta(\pi_{4T} - \bar{\pi}) + (1 - \beta)(y - \bar{y}) \quad 0 \leq \beta \leq 1$$

onde: r = taxa de juros real de equilíbrio.

$\bar{\pi}$ = meta de inflação.

O modelo (5) traz a regra de Taylor com a “liberdade” de estimar a taxa de juros real e utilizar a meta de inflação estipulada para cada período pelas autoridades monetárias, na condução de sua política. Como citado acima, as mudanças de taxa de juros dependem da ênfase dada ao desvio da meta de inflação (β) ou ao desvio do produto potencial ($1 - \beta$).

As alterações propostas em outros estudos incluem a inclusão da expectativa futura de inflação ou mesmo a utilização do nível de desemprego na

economia, como *proxy* do nível de atividade. Há ainda modelos que incluem a taxa de juros defasada em um período e a utilizam de forma ponderada com a inflação e atividade.

Em uma economia com câmbio flexível, a determinação da taxa de juros básica ou de curto-prazo responde às mudanças no câmbio ou na atividade econômica (Ireland, 2005: 7) e não depende da taxa de juros internacional aplicada. No entanto, a flutuação cambial poderia influenciar a variação dos preços domésticos em cada economia e poderia trazer mudança na taxa de juros, conforme demonstrado por Taylor (1993: 201).

A questão de medir o *pass-through* não decorre apenas medir o impacto sobre a inflação, mas também à eficiência da política monetária (Daniels & VanHoose, 2008: 4; Taylor, 2000: 7). No modelo de Taylor, embora a taxa de câmbio não esteja explícita no modelo (5), a variação cambial poderia ser um fator indireto para a mudança dos juros e este um fator que afetaria o nível da atividade econômica através da curva IS para o controle da demanda (Bogdanski et al, 2000: 17).

Capítulo 2º: A Política Cambial e os Preços

A influência da taxa de câmbio sobre os preços domésticos foi importante para verificar como o comportamento da inflação interna no período 1995-2006. No primeiro momento, a âncora cambial era visivelmente o instrumento para a nova fase da economia brasileira. Esperava-se que a flutuação traria uma nova dinâmica à economia e permitiria que a política monetária abandonasse o instrumento cambial para o controle da inflação. No entanto, aparentemente não foi o que ocorreu, apesar da reação do Banco Central durante as metas de inflação estar atrelada ao distanciamento da inflação da meta estabelecida e tê-la conduzido para a meta.

Neste capítulo haverá uma breve apresentação da política monetária e do comportamento dos preços entre 1996 e 2006 e o papel da taxa de câmbio sobre os preços.

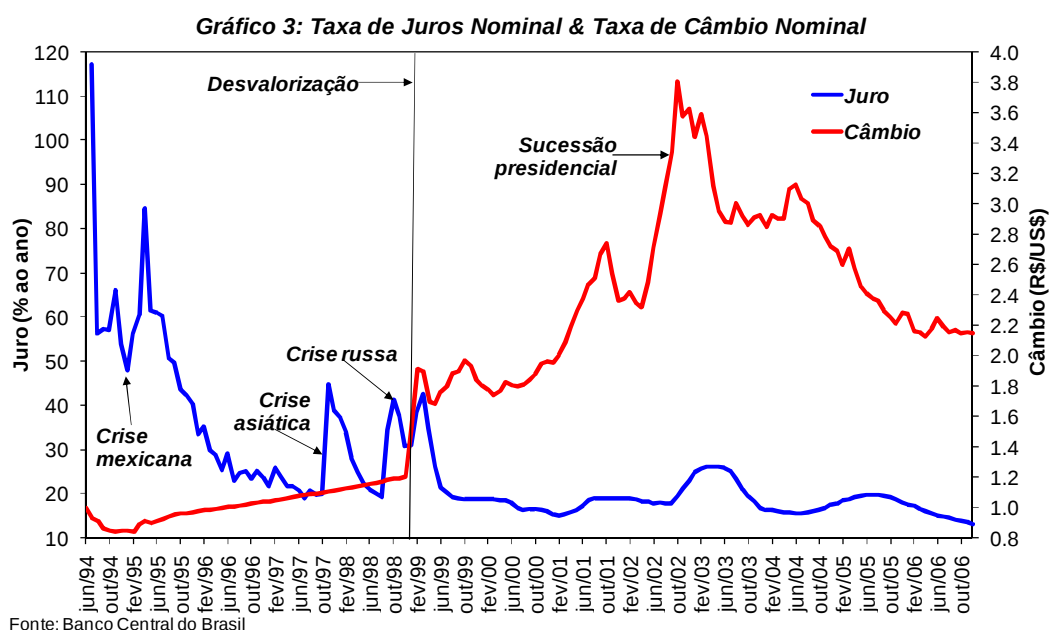
2.1. A Taxa de Câmbio

A nova moeda, atrelada inicialmente à taxa de câmbio, usou esta variável como âncora até o final de 1998. A valorização nominal observada no segundo semestre de 1994 e o risco da valorização causar uma forte valorização real do câmbio levaram as autoridades monetárias a adotarem o regime de câmbio administrado na tentativa de manterem a taxa de câmbio e evitarem a valorização real, já que, no final de 1994, houve a crise mexicana e o aumento no déficit em transações correntes impunham riscos de ataques especulativos. A paridade cambial (R\$ 1,00 por US\$) não resistiu e a valorização atingiu o menor nível já observado de R\$ 0,84 por dólar.

O período 1995-2006 pode ser dividido em dois subperíodos: câmbio administrado (1995-1998) e câmbio flutuante (1999-2006). No primeiro período, a

taxa de câmbio sob regime administrado seguia uma trajetória pré-determinada pelo Banco Central, dentro de uma banda, a fim de manter a taxa de câmbio real estável. Para cada ano, era levada em conta uma desvalorização nominal e gradativa. (Pinheiro; Giambiagi & Moreira, 2001: 18) A autoridade monetária intervinha no mercado de câmbio comprando e vendendo moeda estrangeira. A trajetória seguia dentro de uma banda cambial e as intervenções no mercado de câmbio, pelo Banco Central, permitiram a manutenção do valor estabelecido.

A taxa de juros foi, junto às intervenções no mercado de câmbio, o instrumento utilizado para manter a política cambial, conforme se observa no gráfico 3.



O gráfico 3 indica juros nominais acima dos praticados nos países avançados, a elevação dos juros ocorreu em momentos de crise externa e de riscos de ataque especulativo e de *overshooting* que poderiam comprometer a credibilidade do regime cambial. No primeiro período (1995-98), a média da taxa de juros nominal básica ficou acima de 20% ao ano. No segundo período, sob cenário de aumento do déficit em transações correntes e a necessidade de seu financiamento via recursos estrangeiros de curto prazo e a aceleração do processo de privatizações, a vulnerabilidade a choques externos fica evidente. A Crise Mexicana, no final de 1994, obrigou a primeira elevação da taxa de juros,

sendo reforçada nas outras duas crises vividas posteriormente, na Ásia (1997) e na Rússia (Moratória de 1998).

A Crise Asiática de 1997 reforçou os temores de vulnerabilidade externa no Brasil. De acordo com Pinheiro, Giambiagi & Moreira (op cit, p. 18-9), o ritmo de desvalorização nominal deveria ter sido mantido em torno de 8% ao ano e forçar o Governo a melhorar o resultado fiscal. Os três autores destacam a importância da política monetária neste momento, de reação dos juros diante da redução das reservas. A Crise Russa foi mais um episódio para o teste de credibilidade do regime de câmbio administrado. O agravamento da vulnerabilidade externa levou à fuga de capitais e consumiu cerca de US\$ 21 bilhões das reservas internacionais, em espaço relativamente curto de tempo. A situação obrigou novamente à forte elevação nos juros (gráfico 3), diante da redução das reservas e defesa do regime cambial.

Diante da situação insustentável de vulnerabilidade externa, a mudança de regime foi inevitável. No início de 1999, houve troca no comando do Banco Central e desvalorização da moeda. A mudança de regime foi realizada, “*após sucessivos ataques especulativos contra o real [entre 1997-98] e sucessivos rounds de aumento de juros*”. (Hermann, 2004: 271)

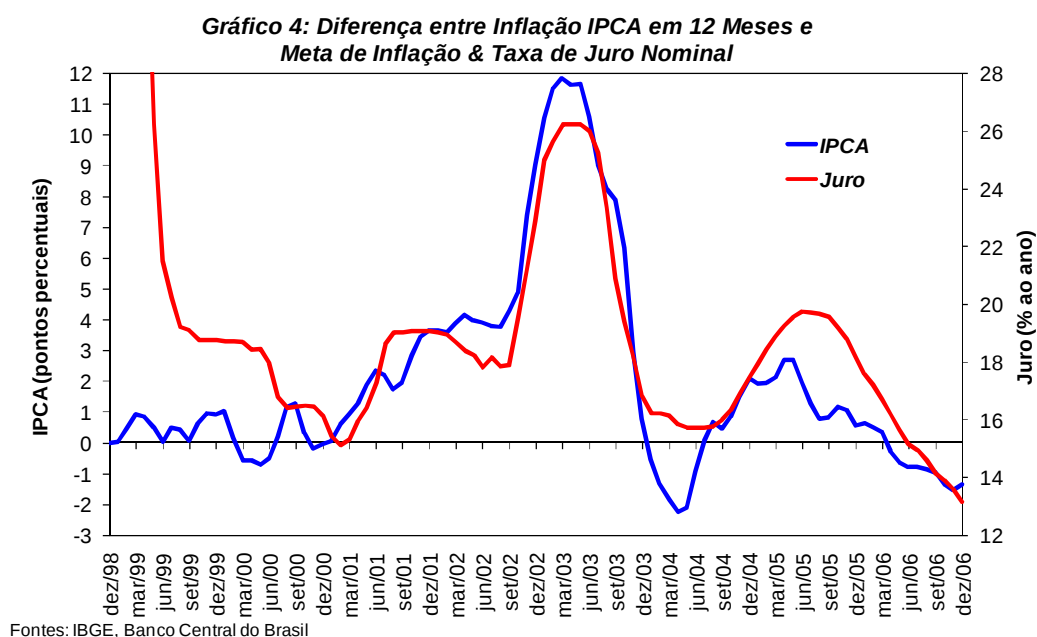
A taxa de câmbio atingiu quase R\$ 2,00 por dólar. Como reação, o Banco Central elevou a taxa de juros básica para evitar a fuga maciça de dólares. Pinheiro, Giambiagi & Moreira (loc cit) destacam o caso brasileiro de *overshooting* como um retorno relativamente rápido, pois em muitos casos o retorno ocorreria em torno de 6 meses.

A condução da política monetária nos meses subseqüentes à mudança de regime cambial considerou manter o câmbio flutuante e preparar as condições para o regime de metas de inflação. Seguindo a nova política monetária, as metas de inflação foram instituídas em 1º de julho de 1999. Segundo esta política, para cada ano, o Conselho Monetário Nacional (CMN) estabelece a taxa de inflação dentro de um intervalo que visa absorver os possíveis choques, que a economia possa sofrer.

Novamente a taxa de juros básica (Selic) foi instrumento de condução da política monetária. No regime anterior, os juros seriam para manter o regime cambial através da captação de recursos externos. Nas metas de inflação seria

para controle da atividade econômica (curva IS) a fim de atingir o objetivo: a inflação para o ano.⁶

A taxa de juros, como instrumento, seguiria a função de reação da taxa de juros no formato da Regra de Taylor, apresentada no capítulo anterior. A ênfase da inflação sobre os juros pode ser observada no comportamento das duas variáveis, inflação e juros, conforme observado no gráfico 4.



Nos meses subseqüentes à implementação das metas de inflação, as duas variáveis acompanharam, ao longo dos meses após a implementação das metas de inflação, a diferença da inflação acumulada em 12 meses, em relação à meta, caracterizando-se uma política de *backward-looking*. No gráfico 4 observa-se que o aumento do juros se elevou, conforme a inflação acumulada em 12 meses se distanciava da meta pré-estabelecida.

Entretanto, apesar do regime cambial ter trazido maior liberdade na condução dos juros, os indicadores brasileiros obrigavam à manutenção dos juros em níveis elevados, em relação às outras economias emergentes e industrializadas. O livre ingresso de capitais estrangeiros e, ainda, a melhoria no

⁶ A decisão do juro estabelecido dependerá da análise das variáveis econômicas nas reuniões do Comitê de Política Monetária (Copom). As reuniões do Copom, que ocorriam mensalmente até dezembro de 2000, a partir de 2006 passaram a ser oito por ano.

saldo em transações correntes impuseram nova valorização cambial, principalmente após 2002.

O episódio da sucessão presidencial, em 2002, quando a taxa de inflação (12,5%) ultrapassou o limite superior, reforçou o comportamento do Copom, como instrumento para a observação da inflação e tomada de decisão de elevação e redução dos juros. Neste episódio, a reação da política monetária ortodoxa, adotada pelo Governo Lula, mostrou-se eficaz e trouxe os preços para os níveis de antes do *overshooting* de 2002. Esta política monetária restritiva ajudou a valorizar a taxa de câmbio e reduziu a inflação nos meses subseqüentes.

Este fato mostra a necessidade da autoridade monetária ter ciência da origem do aumento da inflação ou se esta não seria um fenômeno passageiro para a credibilidade do sistema de metas adotadas.

2.2. Os Preços

A inflação no Brasil teve mudanças substanciais a partir de julho de 1994. O Plano Real e a nova moeda trouxeram o país de uma economia de hiperinflação para uma de inflação baixa. A utilização da Unidade Real de Valores⁷ (URV), nos meses anteriores a julho, permitiu que os preços, salários e demais obrigações se ajustassem previamente até o início da nova moeda, em 1º de julho, quando todos os preços em URV ou cruzeiro real foram convertidos para Real.

A estabilidade no valor nominal da taxa de câmbio permitiu a equiparação dos preços domésticos aos preços externos e conseqüentemente a estabilização dos preços domésticos.⁸ No processo de estabilização dos preços, a inflação mensal passou para um nível de um dígito, em um curto espaço de tempo. A inflação mensal, medida pelo IPCA, passou de 47,4% em jun/1994 para 1,7% em dez/1994.

⁷ A URV era reajustada diariamente pelo Banco Central e desindexava as obrigações na economia.

⁸ Conforme demonstrou Carnerio (2002: 359)

A variação mês-a-mês da taxa de câmbio nominal e os preços se mantiveram nos meses seguintes à implementação do Plano Real, em nível extremamente baixos se comparados com os valores observados nos planos anteriores. A tabela 1 traz a descrição da taxa de câmbio (R\$/US\$) e dois índices de preços: IPA-DI e IPCA. Este último, além do índice agregado, apresenta decomposição calculada pelo Banco Central do Brasil entre preços livres e administrados ou monitorados.

Tabela 1: Médias e Desvios-Padrão do Câmbio Nominal e Índice de Preços[#]

	Jan/1995 a Dez/2006				
	Variação mensal (%)				
	Câmbio	IPA	IPCA	Livre	Mon.
Média	0.74	0.88	0.66	0.55	1.08
DP	4.47	1.37	0.59	0.57	1.27
	Jan/1995 a Dez/1998				
	Variação mensal (%)				
	Câmbio	IPA	IPCA	Livre	Mon.
Média	0.74	0.48	0.76	0.66	1.34
DP	0.89	0.92	0.74	0.75	1.61
	Jan/1999 a Dez/2006				
	Variação mensal (%)				
	Câmbio	IPA	IPCA	Livre	Mon.
Média	0.74	1.07	0.61	0.50	0.95
DP	5.45	1.51	0.49	0.45	1.06

Fontes: IBGE, FGV, Banco Central do Brasil

[#]Variação mensal calculada mês sobre o mês anterior

Entre 1995 e 2006, a média das variáveis ficou abaixo de 1 ponto percentual. Nota-se a drástica redução na média dos preços ao consumidor, se comparada com os seis últimos meses de 1994 (IPCA de 2,9% ao mês). A estabilidade na taxa de câmbio nominal foi um dos fatores para a redução na média da inflação, tanto no nível de atacado quanto de varejo. No entanto, vale notar a diferença da dispersão das variáveis analisadas. A taxa de câmbio sofre mais claramente as flutuações impostas no mercado cambial. No entanto, de acordo com Taylor (2000), a redução na expectativa de inflação, aumento na

concorrência devido à presença de produtos importados na economia e uma melhor ação da política monetária, reduzem a transferência cambial e, conseqüentemente o nível de inflação.

Se houver separação do IPCA entre os grupos de preços livres e monitorados, nota-se maior proximidade dos preços monitorados tanto na média quanto no desvio-padrão com o IPA-DI. A maioria dos serviços que compõem o grupo dos preços monitorados são os serviços de concessão pública que possuem como indexador os IGPs (índice geral de preços) da Fundação Getúlio Vargas, cujo componente principal é o IPA.

A medição do IPA-DI é realizada sobre o preço de tabela que as empresas fornecem a Fundação Getulio Vargas. Neste caso, os valores realmente praticados ou negociados entre as empresas envolvidas nem sempre são mensurados. O índice mensura os preços entre o dia 1 e o último dia de cada mês e compõe o IGP-DI com ponderação de 60%, enquanto os índices de preços ao consumidor (IPC) e nacional da construção civil (INCC) possuem 30% e 10% respectivamente.

A separação do período 1995-2006, entre câmbio administrado e flutuante, permite observar o comportamento das variáveis da tabela 1, em cada período. Com a mudança de regime cambial, esperava-se mudança tanto na média mensal quanto no desvio-padrão das variáveis. Apesar da média da variação cambial ser a mesma, nota-se o forte aumento do seu desvio-padrão. Sobre os preços, apenas o IPA apresentou aumento nas duas medidas de descrição, enquanto o IPCA e seus respectivos grupos seguiram trajetórias contrárias.

O fato da variação média do câmbio ser igual entre os dois períodos traz a necessidade de se verificar se as outras variáveis teriam o mesmo comportamento e verificar se a mudança de regime cambial trouxe alterações na média e no desvio-padrão.

**Tabela 2: Teste de Igualdade do Desvio-Padrão
entre 1995-98 e 1999-2006[#]**

	Câmbio	IPA	IPCA	Livre	Mon.
<i>F</i>	0.03	0.37	2.25	2.80	2.31

Fontes: IBGE, FGV, Banco Central do Brasil

[#]Teste F a 5%

Inicialmente, o teste de igualdade dos desvios-padrão rejeita a hipótese nula de igualdade dos desvios-padrão dos dois períodos citados. Na tabela 2 observa-se os valores para o teste F, que comprova se a mudança de regime cambial trouxe mudança na dispersão das observações das respectivas amostras, mas não se pode afirmar o grau de *pass-through* entre as variáveis, obrigando realizar o teste das médias, apresentado na tabela 3.

**Tabela 3: Teste de Igualdade das Médias entre
1995-98 e 1999-2006[#]**

	Câmbio	IPA	IPCA	Livre	Mon.
<i>t</i>	0.00	-2.90	1.24	1.37	1.51

Fontes: IBGE, FGV, Banco Central do Brasil

[#]Teste t a 5%

Apesar do aumento da dispersão observado na tabela 1 as médias do preço ao consumidor apresentaram redução entre 1995-98 e 1999-2006. O teste estatístico (tabela 3), por nós realizado, demonstra que apenas o IPA-DI sofreu mudança na média para cima.

O ano da mudança de regime cambial (1999) mostrou que a economia brasileira possuía um grau de desindexação elevado e que a desvalorização não trouxe o choque inflacionário que se esperava. Portanto, a política monetária, a partir daquele ano, poderia ter atuação de maneira mais independente. (Franco, 2004: 28). De acordo com Taylor (2000), a melhora da política monetária é um fator para reduzir as expectativas de inflação e o nível de *pass-through* através da redução do poder de precificação, em decorrência do aumento da concorrência e

ao menor nível de reposição dos custos sobre os preços. No entanto, a mudança de âncora cambial para as metas de inflação, no Brasil, não reduziu a influência da taxa de câmbio sobre os preços.

2.3. A Influência Cambial

A relação entre a taxa de câmbio e os preços da economia foram importantes para a redução e manutenção da inflação em níveis baixos. Observando a tabela abaixo, pode-se mensurar o nível de correlação entre as variáveis citadas.

Tabela 4: Correlação entre Câmbio Nominal e Índice de Preços[#]

	<i>Jan/1995 a Dez/2006</i>				
	<i>Câmbio</i>	<i>IPA</i>	<i>IPCA</i>	<i>Livre</i>	<i>Mon.</i>
<i>Câmbio</i>	1.00	0.43	0.00	0.01	0.01
<i>IPA</i>	0.43	1.00	0.45	0.39	0.32
	<i>Jan/1995 a Dez/1998</i>				
	<i>Câmbio</i>	<i>IPA</i>	<i>IPCA</i>	<i>Livre</i>	<i>Mon.</i>
<i>Câmbio</i>	1.00	0.31	0.17	0.17	0.08
<i>IPA</i>	0.31	1.00	0.25	0.20	0.27
	<i>Jan/1999 a Dez/2006</i>				
	<i>Câmbio</i>	<i>IPA</i>	<i>IPCA</i>	<i>Livre</i>	<i>Mon.</i>
<i>Câmbio</i>	1.00	0.47	-0.02	-0.01	0.01
<i>IPA</i>	0.47	1.00	0.66	0.62	0.45

Fontes: IBGE, FGV, Banco Central do Brasil

[#]Cálculo realizado sobre a variação mês-a-mês

Analisando a tabela 4, a taxa de câmbio indica a maior correlação entre os preços no atacado do que ao consumidor. No entanto, se observada a relação entre o IPA e os IPCAs, sua relação não pode ser desconsiderada e se eleva

após 1999.

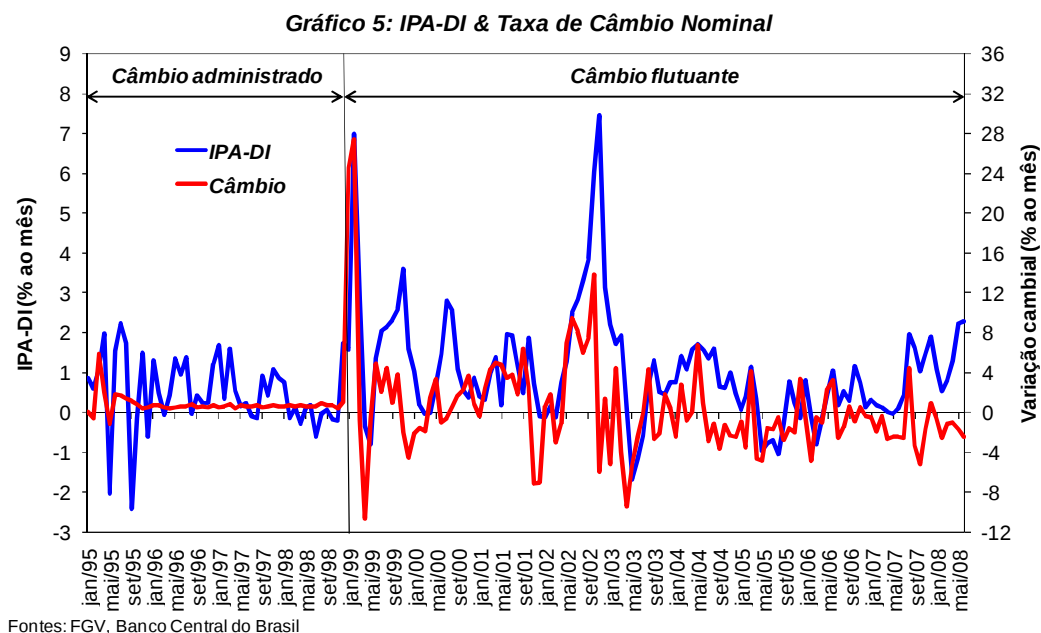
A divisão do período de 1995-2006, nos respectivos períodos correspondentes aos regimes cambiais, permite verificar que no primeiro período (1995-98) a taxa de câmbio possuía uma relação menor do que o IPA sobre os IPCAs. Mas, na passagem para o período seguinte, a relação praticamente se anula, ficando apenas o preço no atacado como fator de influência sobre o IPCA.

Apesar dos números da tabela sugerirem a baixa contribuição cambial, a correlação entre IPA e IPCA mostra como houve correlação indireta do câmbio aos preços. A correlação entre as duas séries de 0,45, é um indicador relevante. A divisão entre dois sub-períodos traz a mudança no grau de associação.

As relações entre as variáveis acima, também podem ser visualizadas através dos comportamentos das séries. Além da correlação que indica a contemporaneidade estatística, as defasagens podem ser outro fator na causalidade entre câmbio e preço. Neste caso, o cálculo não traz toda a “veracidade” existente em cada relação.

2.3.1. Os Preços no Atacado (IPA)

A tabela 4, acima analisada, indica ainda a relação contemporânea existente entre o câmbio e o IPA. A diferença ocorre, quando se faz a separação em dois sub-períodos. O aumento na correlação, após a mudança de regime cambial, demonstra o aumento da dispersão ocorrida e as oscilações determinaram a trajetória que o índice de preço seguiu se elevando nos períodos de desvalorização e reduzindo nos períodos de valorização, conforme observado no gráfico 5.



No gráfico 5, a evolução das duas variáveis confirma a maior dispersão no período de câmbio flutuante. A indicação de associação entre as variáveis não permite concluir a influência de uma variável sobre a outra. A hipótese de causalidade pode ser observada no teste de Granger, na tabela abaixo.

Tabela 5: Teste de Causalidade de Granger entre o Câmbio Nominal e o IPA[#]

<i>Hipótese nula</i>	<i>F</i>	<i>Número de defasagens</i>
	<i>Jan/1995 - Dez/2006</i>	
Câmbio não Granger causa IPA	11.8497	5
IPA não Granger causa câmbio	1.5213	
	<i>Jan/1995 - Dez/1998</i>	
Câmbio não Granger causa IPA	0.3803	1
IPA não Granger causa câmbio	0.1557	
	<i>Jan/1999 - Dez/2006</i>	
Câmbio não Granger causa IPA	10.1289	5
IPA não Granger causa câmbio	1.9794	

Fontes: IBGE, FGV, Banco Central do Brasil

[#]Cálculo realizado sobre a variação mês-a-mês e realizado pelo software Eviews 4

Apesar da correlação indicar a associação entre as variáveis, o teste de Granger é inconclusivo a respeito da causa-efeito entre 1995 a 1998. Mas, no período seguinte, o teste F indica o sentido do câmbio para os preços no atacado e a importância da taxa de câmbio no comportamento dos preços. Observando o gráfico 5, a influência cambial fica mais visível nos períodos de 1998/99 (consequência da crise de 1997/98), a mudança cambial, e de 2002/03, coincidentemente com a eleição presidencial que elegeu o Presidente Lula (2002).

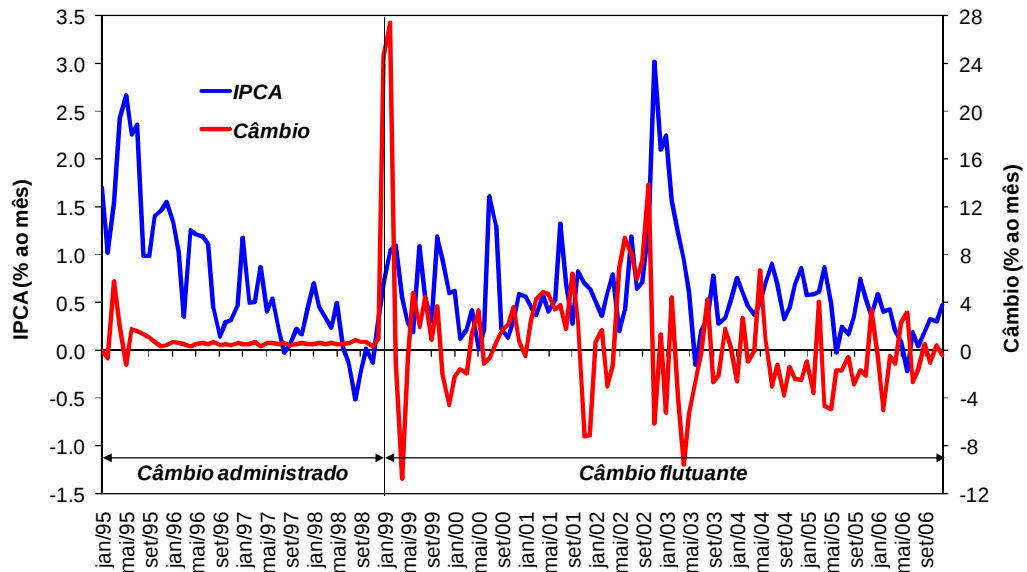
2.3.2. Os Preços ao Consumidor (IPCA)

O IPCA, adotado em 1999 como índice oficial para as metas de inflação, é um índice de preços que pode sofrer o impacto da taxa de câmbio diretamente ou indiretamente, através do IPA. O grau de associação entre os dois índices de preços é algo esperado, visto que parte dos componentes do IPCA é parte dos componentes do próprio IPA (por exemplo, os bens de consumo). A quase inexistência de associação entre o câmbio e o IPCA se deve a própria “filtragem” que o IPA faz sobre o câmbio. O repasse ocorreria através dos preços no atacado e, ainda absorveria a inclusão de serviços domésticos.⁹

Na análise dos dados, enquanto na primeira fase observa-se a tendência declinante, na fase seguinte há estabilidade em torno de uma média. Enquanto entre 1995 e 1998 havia correlação entre câmbio e IPCA e entre IPA e IPCA, após 1999, apenas a segunda correlação é visível. Os gráficos 6A e 6B mostram este comportamento e a importância do IPA para o comportamento do IPCA pós-flutuação da moeda.

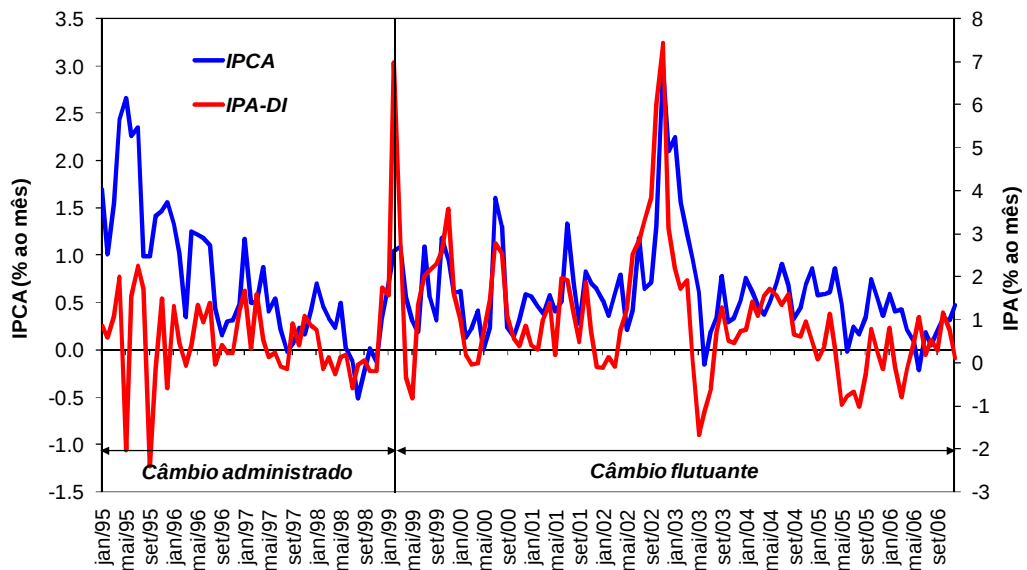
⁹ Mihaljek e Klau (2008: 104) também observaram este comportamento em seu artigo (“Exchange rate pass-through in emerging market economies: what has changed and why?”).

Gráfico 6A: IPCA & Taxa de Câmbio Nominal



Fontes: FGV, Banco Central do Brasil

Gráfico 6B: IPCA & IPA-DI



Fontes: FGV, Banco Central do Brasil

Nota-se que na condução da política cambial de 1995 a 1998, a redução na inflação foi combinação de duas variáveis: Câmbio e IPA. Mas, na fase seguinte, o IPA foi o fator preponderante sobre o IPCA, quando comparado o grau de correlação, sem significar que a presença do câmbio tivesse reduzido a importância. Quando se observa o gráfico 6b, os períodos altistas e a trajetória pós eleição de 2002 do IPA reforçam a associação existente e a determinação de parte da variação mensal do IPCA.

Tabela 6: Teste de Causalidade de Granger entre o Câmbio Nominal e IPCA[#]

<i>Hipótese nula</i>	<i>F</i>	<i>Número de defasagens</i>
	<i>Jan/1995 - Dez/2006</i>	
Câmbio não Granger causa IPCA	7.2099	3
IPCA não Granger causa câmbio	1.3028	
	<i>Jan/1995 - Dez/1998</i>	
Câmbio não Granger causa IPCA	5.7242	1
IPCA não Granger causa câmbio	0.5099	
	<i>Jan/1999 - Dez/2006</i>	
Câmbio não Granger causa IPCA	8.2621	3
IPCA não Granger causa câmbio	0.8514	

Fontes: IBGE, FGV, Banco Central do Brasil

[#]Cálculo realizado sobre a variação mês-a-mês e realizado pelo programa Eviews 4

O teste de Granger confirma a causalidade do câmbio para os preços, como observado na tabela 6, entre 1995 a 2006, e os respectivos sub-períodos.

Tabela 7: Teste de Causalidade de Granger entre o IPA e IPCA[#]

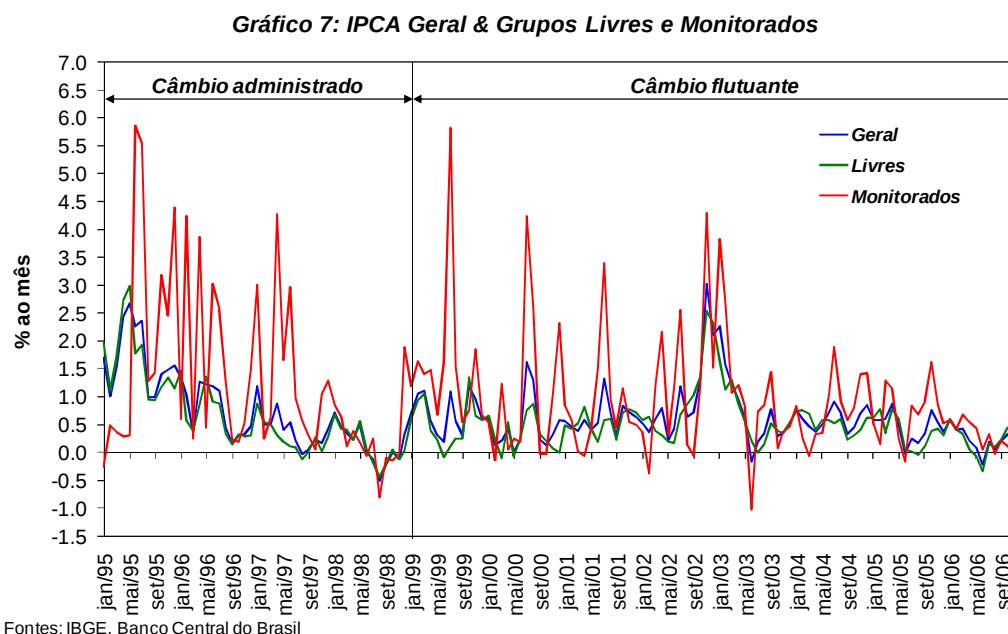
Hipótese nula	F	Número de defasagens
	Jan/1995 - Dez/2006	
IPA não Granger causa IPCA	3.7583	5
IPCA não Granger causa IPA	1.2765	
	Jan/1995 - Dez/1998	
IPA não Granger causa IPCA	1.0253	2
IPCA não Granger causa IPA	1.7636	
	Jan/1999 - Dez/2006	
IPA não Granger causa IPCA	7.3559	5
IPCA não Granger causa IPA	2.3270	

Fontes: IBGE, FGV, Banco Central do Brasil

[#]Cálculo realizado sobre a variação mês-a-mês e realizado pelo programa Eviews 4

A tabela 7 indica que o efeito do IPA para o IPCA se verifica apenas entre 1999 e 2006. O resultado reforça o papel da taxa de câmbio possuía como âncora cambial, no regime de câmbio administrado, sobre o comportamento do IPCA.

A separação dos itens que compõem o IPCA em dois grupos, livres e monitorados¹⁰, mostra que o índice geral praticamente segue os preços livres, apesar da maior volatilidade dos preços administrados (gráfico 7). Se os preços monitorados seguissem a mesma trajetória dos preços livres, o IPCA poderia ter sido menor.¹¹



Os momentos de elevação foram influenciados pelos aumentos dos preços monitorados, cuja participação representa cerca de 30% na cesta¹². Os números reforçam a percepção de que os preços monitorados tiveram forte influência de alta sobre o índice geral e representam um problema para a economia brasileira e as autoridades monetárias para o diagnóstico inflacionário na tomada de decisão dos juros a serem aplicados. (Aidar, 2006: 28).

¹⁰ Os preços monitorados correspondem aos serviços de concessão pública e estes têm os IGPs da Fundação Getúlio Vargas como indexador.

¹¹ Este é também uma conclusão a que chegaram Figueiredo & Ferreira (2002: 9)

¹² O peso dos produtos monitorados e livres acompanha a pesquisa de orçamento familiar anterior a 2006.

Capítulo 3º: A Transmissão do Câmbio para os Preços

De acordo com o grau de produtos e serviços importados presentes nas economias abertas, os preços domésticos sofrem maior ou menor grau com as variações do câmbio (McCarthy, 1999: 3) e a transmissão do câmbio para os preços ao consumidor pode ocorrer de forma direta ou indireta. (Mihaljek e Klau, 2008: 104) No caso brasileiro, o processo de transmissão indireto ocorreria via os preços no atacado – IPA para os preços ao consumidor – IPCA. O presente capítulo pretende analisar as relações existentes entre o câmbio e os preços domésticos entre 1995 e 2006. A separação do período citado em dois subperíodos correspondentes aos respectivos regimes cambiais (administrado e flutuante), pretende analisar como a mudança cambial trouxe a influência de cada variável ao IPCA. Da mesma forma, a divisão do IPCA em dois grupos, livres e monitorados, pretende mensurar o impacto de cada variável, assim como em cada subperíodo.

3.1. O Modelo de *Pass-Through*

O modelo de *pass-through* a ser usado neste capítulo se baseia nas equações (2) e (3) apresentadas no capítulo 1º e pretende mensurar o grau de transmissão da variação cambial para os preços no atacado (IPA) e para os preços ao consumidor (IPCA).

Para cada índice de preço, os coeficientes lineares poderão indicar se ao longo do tempo a transmissão cambial ocorre completa ou não, através da soma dos coeficientes relacionados ao câmbio (Liu e Tsang, 2008: 8) em uma especificação linear para os preços no atacado e ao consumidor:

$$\begin{aligned}
 (4) \quad IPA_t &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i IPA_{t-i} + \sum_{j=0}^n \beta_j \lambda_{t-j} & \alpha_i \geq 0, \beta_i \geq 0 \\
 (5) \quad IPCA_t &= \gamma_0 + \sum_{i=1}^n \gamma_i IPCA_{t-i} + \sum_{j=0}^n \phi_j IPA_{t-j} + \sum_{k=0}^n \delta_k \lambda_{t-k} & \gamma_i \geq 0, \phi_j \geq 0, \delta_k \geq 0
 \end{aligned}$$

onde: IPA_t é a variação mensal do preço no atacado em t .

$IPCA_t$ é a variação mensal do preço ao consumidor em t .

λ_t é a variação mensal da taxa de câmbio nominal em t .

Na especificação do IPCA, o objetivo de introduzir o IPA é obter a “decomposição” da variação cambial ao longo da cadeia produtiva. Como observado por Mihaljek e Klau (2008), a inclusão de outros serviços domésticos ao longo da cadeia produtiva teria redução no *pass-through*.

3.2. Dados – Metodologia de Cálculo

As informações foram obtidas junto aos órgãos responsáveis pela seu cálculo e divulgação. A taxa de câmbio foi obtida junto ao Banco Central do Brasil (Bacen) e é a média mensal do valor de venda. Na escolha dos preços no atacado, foi escolhido o índice de preços no atacado; disponibilidade interna (IPA-DI) da Fundação Getulio Vargas (FGV), devido à coleta de informações ser realizada entre o 1º. dia e o último de cada mês e por ser um indicador que captura os valores dos insumos utilizados para a produção dos bens e serviços finais. A escolha do índice de preços ao consumidor amplo (IPCA) do IBGE, entre os índices de preços ao consumidor, se deveu ao fato de ser o índice oficial das metas de inflação. Além do IPCA cheio, como mostrado no capítulo anterior, a divisão dos itens que o compõem entre preços livres e monitorados foi escolhido para estimar os efeitos do câmbio sobre cada grupo. Os dados são calculados

mensalmente pelo Bacen e divulgados em seu site.

Os dados a serem usados nas estimativas são de frequência mensal entre o período de jan/1995 e dez/2006 e são de variação mensal.

- câmbio: taxa de câmbio nominal média de venda do Banco Central;
- IPA: índice de preços no atacado da FGV;
- IPCA: índice de preços ao consumidor amplo do IBGE;
- livres: índice de preços do IPCA referente aos preços livres;
- monitorados: índice de preços do IPCA referente aos preços monitorados ou administrados.

Inicialmente, as séries foram ajustadas sazonalmente pelo método *additive from moving average*,¹³ com exceção da variação mensal cambial¹⁴ e em seguida foram realizados testes de raiz unitária *Augmented Dickey-Fuller (ADF)* nas séries em nível para a verificação da existência de tendência. Inicialmente o modelo utilizado para os testes foi com tendência e constante. Para determinar o número de defasagens em cada teste foi usado o critério de *Schwarz*. A princípio, a tendência em cada série abordada foi rejeitada. O resultado final do teste *ADF* pode ser visto na tabela 8.

¹³ É um método que permite trabalhar com valores negativos e é facilmente manipulável nos pacotes econométricos caso haja a necessidade de se obter uma série não dessazonalizada. Os valores dos fatores de dessazonalização estão no apêndice.

¹⁴ Os ajustes sazonais e testes foram realizados com o software econométrico Eviews 4.

Tabela 8: Teste Augmented Dickey-Fuller

<i>Variável</i>	<i>Modelo</i>	δ	<i>Número de defasagens</i> [#]
Câmbio	sem constante e sem tendência	-8.04	1
IPA	com constante e sem tendência	-5.90	0
IPCA	com constante e sem tendência	-4.23	0
Livres	com constante e sem tendência	-4.53	0
Monitorados	com constante e com tendência	-9.23	0

[#] número de defasagens escolhido pelo Critério de Schwarz

Na tabela, além do valor do τ estatístico dos testes, há a especificação usada e o número de defasagens para cada série. Mesmo com especificações distintas, as hipóteses de raiz unitária foram rejeitadas em todos os níveis de significância, indicando a estacionariedade das séries. Como as séries medem a variação mensal de cada variável, os resultados eram esperados e puderam ser confirmados através do teste de *Phillips-Perron* (*PP*). A especificação dos modelos para o teste *PP* pode diferenciar do teste anterior, porém utiliza-se o mesmo valor do τ estatístico que o teste *ADF*. Os resultados do teste podem ser vistos na tabela 9.

Tabela 9 - Teste Phillips-Perron

<i>Variável</i>	<i>Modelo</i>	ρ
Câmbio	sem constante e sem tendência	-7.80
IPA	com constante e sem tendência	-5.87
IPCA	com constante e sem tendência	-4.10
Livres	com constante e sem tendência	-4.33
Monitorados	com constante e com tendência	-9.41

Em ambos os testes, os dados mostraram-se estacionários e os podem ser utilizados sem a necessidade de alguma transformação.

3.3. Resultados

Para estimar cada modelo de preço, o período abordado, entre jan/1995 e dez/2006, compreende os dois regimes cambiais. Para as estimativas, foram utilizados o método de mínimos quadrados ordinários (*OLS*) e, em cada estimação, foram analisados tanto o R^2 quanto os critérios de *Akaike* (*AC*) e *Schwarz* (*SC*), para determinar as variáveis a serem incluídas e o número das respectivas defasagens. Em cada procedimento, para evitar problemas nos resíduos das regressões, os testes de heteroscedasticidade de *White* e autocorrelação *Durbin-Watson* (*DW*) e *Breusch-Godfrey* (*BG*) foram realizados e os resultados analisados¹⁵.

3.4. Os Preços no Atacado (IPA)

O primeiro modelo estimado foi o IPA baseado na equação (4). Os resultados das estimativas para o IPA estão na tabela 10. O teste de Granger e o gráfico 5 do capítulo anterior sugerem a existência de um comportamento conjunto entre o IPA e o câmbio, ficando mais evidente após 1999.

O primeiro modelo, que aborda o período entre 1995 e 2006, sofreu defasagem do próprio IPA e a inclusão do câmbio contemporâneo e defasado em um período e, ainda, a inclusão de 1 variável *dummy*¹⁶ para capturar as mudanças de regime cambial. Os testes sobre os resíduos da regressão não

¹⁵ Os resultados dos testes de heteroscedasticidade de *White* e autocorrelação de *Breusch-Godfrey* estão no apêndice. O teste de *Durbin-Watson* foi calculado automaticamente após a estimação de cada modelo.

¹⁶ A variável *dummy* (*D*) compreende a mudança de regime cambial a de partir de jan/1999.

indicaram a presença de autocorrelação nos modelos, mas a heteroscedasticidade ocorreu nos modelo 1 e 3, corrigidas pelo método de *White*.

Tabela 10: Variável Dependente IPA

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
constante	0.1543 (0.1498) [1.0296]	0.2453 (0.1708) [1.4359]	0.4332 (0.1343) [3.2256]
IPA (-1)	0.4212 (0.0783) [5.3819]		0.4214 (0.0967) [4.3578]
Cambio	0.0850 (0.0315) [2.6992]	0.3202 (0.1478) [2.1656]	0.1095 (0.0276) [3.9702]
Câmbio (-1)	0.0886 (0.0357) [2.4828]		0.0741* (0.0330) [2.2476]
D	0.3289* (0.1707) [1.9272]		
R^2	0.5835	0.0925	0.7680
R^2 ajustado	0.5715	0.0728	0.7550
Durbin-Watson	2.0715	1.9868	1.6653
Crítério Akaike	2.5940	2.6787	2.2381
Crítério Schwarz	2.6976	2.7567	2.3994
F-estatístico	48.3378	4.6897	58.9266
Período	jan/1995 a dez/2006	jan/1995 a dez/1998	jan/1999 a dez/2006

() erro-padrão [] t-estatístico

* não rejeição ao nível de 10%

O resultado no modelo 1 está com os valores dos coeficientes e os sinais esperados, e o poder explicativo é razoável, R^2 de 0.58. A presença da inércia inflacionária, verificada pela defasagem da variável, indica a memória existente nos ajustes dos preços e que o ajuste presente pode ser amortizado ao longo dos meses consecutivos, *ceteris paribus*, para o valor da constante.

A presença do câmbio, contemporâneo e defasado em um mês, reforça a influência cambial, mas o grau de *pass-through* não é completo se somados os

dois coeficientes. Os valores dos coeficientes de *pass-through*, menores que o IPA defasado, indicam a ênfase dos reajustes dos preços à inércia.

A inclusão da variável *dummy*, além da melhora no ajuste da regressão, explica a mudança de nível da constante. Não seria plausível crer que com a mudança no regime cambial, a série do IPA flutuaria em torno do mesmo valor no regime de câmbio flutuante. O gráfico 5, do capítulo anterior, mostra a elevação de patamar em 1999, confirmado pelo teste das médias, e a própria *dummy* eleva em 0,33 ponto percentual o valor da constante.

Separando o período 1995-2006 em dois sub-períodos, correspondentes aos respectivos regimes cambiais, o câmbio está presente nos dois modelos (2 e 3). A diferença entre os dois modelos está na forma da inclusão do câmbio e da defasagem do IPA. No período de câmbio administrado, a variação cambial era praticamente “previsível” e o baixo nível da atividade econômica, devido à política monetária restritiva da época para manter o regime cambial, impedia a reposição maior nos preços. O resultado da estimativa pode ser visto no modelo 2.

Embora estatisticamente o modelo seja válido (teste *F*), o seu poder explicativo é baixo em comparação aos outros modelos. O modelo possui apenas uma variável explicativa, o câmbio, e a sua valorização corroborou para reduzir a variação mensal, mas não para reduzir a variabilidade do IPA.

O modelo 3, que aborda apenas o período pós-desvalorização de 1999, mostra a influência tanto do IPA quanto do câmbio. Estatisticamente, o modelo possui um ajuste maior, medido pelo R^2 , que o anterior, e a especificação traz a inércia inflacionária, o IPA defasado, no modelo. Comparando os coeficientes das variáveis, o nível de *pass-through* não é completo e ainda é menor após 1999. A melhora na política monetária, de acordo com Taylor (2000), reduz o grau de *pass-through*. Além disto, a redução foi acompanhada pelo maior “peso” da inércia em comparação ao câmbio.

3.5. Os Preços ao Consumidor (IPCA)

Utilizando os mesmos procedimentos dos modelos estimados do IPA, os três modelos de IPCA apresentam grau de ajustamento elevado. A autocorrelação nos resíduos não esteve presente nos três modelos. Apenas o segundo modelo não apresentou heteroscedasticidade nos resíduos de acordo com o teste de *White*. Nos demais, a estimação do modelo se utilizou do método de *White* para a correção do problema de heteroscedastidade.

Na tabela 11, seguem os resultados das estimativas do IPCA.

Tabela 11: Variável Dependente IPCA Cheio

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
constante	0.0778 (0.0401) [1.9415]	0.0156 (0.0852) [0.1828]	0.1368 (0.0434) [3.1536]
IPCA (-1)	0.7045 (0.0775) [9.0919]	0.8221 (0.0758) [10.8430]	0.4949 (0.0671) [7.3762]
IPA	0.1260 (0.0353) [3.5702]		0.1619 (0.0367) [4.4126]
Cambio (-1)		0.1288 (0.0611) [2.1089]	
R²	0.6987	0.7558	0.7007
R² ajustado	0.6944	0.7447	0.6942
Durbin-Watson	1.9457	2.0324	1.9644
Crítério Akaike	0.5157	0.8904	0.1303
Crítério Schwarz	0.5779	1.0085	0.2110
F-estatístico	162.3128	68.0936	107.6830
Período	<i>jan/1995 a dez/2006</i>	<i>jan/1995 a dez/1998</i>	<i>jan/1999 a dez/2006</i>

() erro-padrão [] t-estatístico

Nas três especificações, a presença do câmbio ocorre apenas durante o

período de câmbio administrado (modelo 2). Como o modelo 2 do IPA, da mesma forma, a presença do câmbio reforça o seu papel de âncora para o controle da inflação na época, e confirma o teste de Granger, que indicou a causalidade do câmbio para o IPCA e não do IPA para o IPCA. A presença do IPA nos modelos 1 e 3 indica o “filtro” que esta variável possui sobre o câmbio e a sua influência é bem menor se comparado a própria defasagem do IPCA, elevado se comparado com o câmbio ou ao IPA.

A transmissão ao longo dos preços se reduz, devido a presença dos insumos importados no produto ou serviço porque, ao longo da cadeia produtiva, há inclusão de serviços locais que não estão atrelados ou não sofrem com a variação cambial. Além do fato da melhora na política monetária, a redução na expectativa de inflação impede que os ajustes salariais, por exemplo, associado a um ambiente estável nos preços e a concorrência, possam ser repassados (Taylor, 2000) e as firmas possam manter os preços por um período de tempo maior a um custo menor (Mishkin, 2007).

3.6. IPCA Livre

O grupo dos preços livres representa aproximadamente 70% do índice total do IPCA. A tabela 12 traz os resultados das estimativas dos modelos deste grupo de preços em cada período indicado.

Tabela 12: Variável Dependente IPCA Livre

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
constante	0.0376 (0.0357) [1.0539]	-0.0596 (0.0691) [-0.8630]	0.1035 (0.0398) [2.5981]
Livres (-1)	0.7425 (0.0871) [8.5261]	0.8118 (0.0690) [11.7701]	0.4394 (0.0760) [5.7852]
IPA	0.1086 (0.0278) [3.9017]		0.1012 (0.0294) [3.4361]
IPA (-1)			0.0632 (0.0291) [2.1705]
Cambio (-1)		0.2026 (0.0572) [3.5422]	
R²	0.7230	0.8168	0.7108
R² ajustado	0.7190	0.8084	0.7013
Durbin-Watson	2.0191	1.9331	2.0628
Crítério Akaike	0.3681	0.6180	-0.0669
Crítério Schwarz	0.4302	0.7361	0.0400
F-estatístico	182.6728	98.0690	75.3546
Período	jan/1995 a dez/2006	jan/1995 a dez/1998	jan/1999 a dez/2006

() erro-padrão [] t-estatístico

*não rejeição no nível de significância de 10%

Observa-se que (modelos 1, 2 e 3), as três especificações, o nível de ajuste é bem elevado mas com heteroscedasticidade e sem autocorrelação nos resíduos. Nos três modelos, a distribuição da inércia do IPCA não difere do modelo total. A mudança ocorre na distribuição do IPA nos dois subperíodos. No modelo 1, o impacto do IPA entre 1995-2006 é contemporâneo. Comparando a magnitude dos coeficientes, o comportamento presente é mais determinada pelos dados passados do que o do IPA.

Analisando o modelo 2, nos 4 primeiros anos da amostra (1995-98), assim como no modelo do IPCA cheio, este possui poder explicativo maior do que o modelo 1 e apresenta a inclusão do câmbio como variável explicativa e não o IPA.

Embora o coeficiente do câmbio seja menor em relação ao da inércia, a sua função não pode ser desconsiderada, mesmo que o grau de transmissão não seja completo, tendo em vista que ela foi a âncora para a política monetária da época.

O modelo 3 tem uma especificação mais próxima do modelo “geral” (modelo 1), com o detalhe da inclusão de mais um mês para o IPA. O coeficiente da inércia do IPCA livre indicou a redução em relação ao coeficiente durante o câmbio fixo. Ao contrário do regime anterior, o efeito do câmbio se manteve apenas através do IPA, cujos coeficientes indicam que o repasse dos preços no atacado para o preço final foi realizado dentro de um bimestre, impactando os preços com maior velocidade, no caso de um aumento dos preços no atacado. A redução do coeficiente da inércia pode ser em decorrência da atuação do Banco Central na política de metas. Percebe-se que à medida em que a atuação da política ocorre, observa-se que a sua influência nos preços livres, já que estes itens são mais ajustáveis devido as forças de mercado.

3.7. IPCA Monitorados

O outro grupo que compõe o IPCA, são os produtos monitorados (cerca de 30% do índice). Alguns dos preços monitorados são reajustadas periodicamente, de acordo com os indexadores utilizados. No caso dos serviços públicos, por exemplo, o IGP-DI é um dos indexadores usados e um dos componentes dele é o IPA. Logo, haveria uma ligação do câmbio direta ou indiretamente sobre esse grupo. Nas três especificações, o grau explicativo apresentado é menor do que os modelos totais ou mesmo os do IPCA livre e sem heteroscedasticidade e autocorrelação nos resíduos, verificável na tabela 13.

Tabela 13: Variável Dependente IPCA Monitorados

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
constante	0.2701 (0.1544) [1.7495]	-0.6166 (0.2815) [-2.1906]	0.4139 (0.1236) [3.3477]
Monitorados (-1)	0.1856 (0.0804) [2.3092]		0.2510 (0.0908) [2.7629]
Monitorados (-2)	0.1422* (0.0809) [1.7584]	0.2824 (0.1088) [2.5952]	
Monitorados (-4)	0.2142 (0.0767) [2.7935]	0.2593 (0.1032) [2.5130]	
IPA	0.2746 (0.0674) [4.0717]	0.4737 (0.1564) [3.0279]	0.2781 (0.0595) [4.6747]
IPA (-1)		0.5392 (0.1784) [3.0234]	
Cambio (-3)		1.1207 (0.1726) [6.4943]	
R²	0.2565	0.6678	0.3025
R² ajustado	0.2344	0.6241	0.2873
Durbin-Watson	1.8983	2.3619	1.9247
Cr�terio Akaike	2.9347	2.8376	2.4315
Cr�terio Schwarz	3.0398	3.0809	2.5121
F-estat�stico	11.6405	15.2777	19.9480
Per�odo	<i>jan/1995 a dez/2006</i>	<i>jan/1995 a dez/1998</i>	<i>jan/1999 a dez/2006</i>

() erro-padr o [] t-estat stico

*n o rejei  o no n vel de signific ncia de 10%

As especifica  es dos modelos de IPCA monitorados trazem a inser  o do c mbio e do IPA, mesmo que defasados. De modo geral, ao contr rio dos outros modelos de pre os, as vari veis explicativas IPA e c mbio possuem coeficientes t o grandes ou maiores do que os da in rcia, excepto o modelo 1 dos pre os monitorados.

O modelo 1 apresentou uma forte in rcia inflacion ria, se estendendo por at  4

meses. Na desagregação em dois sub-períodos, no modelo 2, os coeficientes do IPA e do câmbio mostram como as duas variáveis foram importantes no comportamento do IPCA monitorado. No segundo modelo, com poder explicativo maior que o anterior, os coeficientes do IPA e do câmbio são maiores tanto em relação ao modelo anterior quanto ao modelo 2, do IPCA livre. Vale notar que as duas variáveis possuem uma transmissão praticamente completa para os preços monitorados.

Este aumento reforça mais uma vez, como o controle do câmbio foi importante para o controle do IPCA, mas sem conseguir evitar as flutuações do índice, reflexo das fortes flutuações do IPA. Neste modelo, fica mais evidente a influência do câmbio, quase integral diretamente, e que amorteceu em parte as flutuações do IPA.

Por fim, no último modelo, a especificação traz apenas o IPA, que indica a ação indireta do câmbio sobre este grupo. Neste caso, os dois coeficientes possuem magnitude semelhante, indicando que a mudança da forma de reajuste das tarifas dos produtos monitorados absorvia em sua totalidade a variação do indexador e como este comportamento pode impactar no índice cheio do IPCA.

Conclusão

A taxa de câmbio, ao longo do período 1995-2006, mostrou-se como uma importante variável para o comportamento dos preços no atacado e ao consumidor. Os gráficos, no capítulo 2º, indicam a associação entre as variáveis câmbio e preços ao longo do período citado. Pode-se observar também que a associação estendeu sobre os preços do atacado e do varejo. Os cálculos da correlação permitiram que os preços ao consumidor (IPCA) estivessem mais correlacionados com o preços no atacado (IPA) do que o próprio câmbio. Mas isto não significou a exclusão de uma variável na presença de outra.

Os testes estatísticos sobre as médias mostraram apenas a mudança de patamar para a variação média do IPA, apesar dos desvios-padrão entre os períodos 1995-1998 e 1999-2006 terem mudado. As demais variáveis estatisticamente indicaram a igualdade na comparação entre os dois períodos. A igualdade da média da variação cambial permaneceu diante da ligeira redução do IPCA. O que sugeriu a redução do grau de *pass-through* para os preços ao consumidor, mesmo com a elevação do IPA médio.

O modelo de Bresser-Pereira e Nakano (1987) traz a variável câmbio como uma das variáveis, para determinar o comportamento dos preços no atacado ou ao consumidor. O teste de Granger foi mais conclusivo, como indicação do papel da taxa de câmbio nominal influenciando os preços.

A separação em dois períodos confirmou que no primeiro período (1995-98) o IPCA era influciado diretamente pelo câmbio, assim como o próprio IPA. Já na passagem para o período seguinte (1999-2006), a variação cambial influenciou de maneira indireta e confirmou que a presença do IPA seria um fator determinante no comportamento do IPCA. Logo, sendo um “filtro” para a variação cambial.

Os resultados do teste de Granger foram confirmados nas estimativas dos modelos de IPA e IPCA e indicaram a função do IPA, como canal de transmissão do câmbio para o IPCA, em todo o período 1999-2006. Através da separação deste período, pode-se constatar que apenas nos primeiros quatro anos (1995-98), a variação cambial era absorvida, não em sua integridade pelo IPCA, como

constatado pelo teste de Granger. No período seguinte (1999-2006), o câmbio reduz o grau de transferência para o IPA, indicando a redução na transferência, indireta, para o IPCA.

Além da redução do *pass-through*, constatou-se a importância da inércia inflacionária como outro fator no comportamento dos preços. A indicação dela ser menor do que um, em condições normais, mostraria a convergência para constante. Comparativamente com os coeficientes de *pass-through*, a inércia passou a ter um peso maior do que se houvesse uma variação de 1%, tanto na inflação passada quanto no câmbio.

Com a divisão do IPCA em dois grupos, livres e monitorados, verifica-se que o comportamento do IPCA segue a tendência dos preços livres. A trajetória do preços monitorados é o fator que eleva o índice cheio acima dos monitorados. A magnitude dos coeficientes da inércia e do *pass-through* ou IPA é inversa ao dos preços monitorados, mesmo com a redução observada na mudança de regime cambial. Logo, a variação cambial, em decorrência do índice de reajuste e do poder de mercado dos setores envolvidos, impactou mais sobre os preços monitorados do que os preços livres, que sofreram as flutuações do mercado.

Como o índice cheio segue uma trajetória ligeiramente acima dos preços livres, se o índice que corrigisse os preços monitorados fosse outro que não sofresse as flutuações cambiais, os ajustes dos bens e serviços monitorados poderiam ser menores ou mais próximos aos preços livres. Ocorre, entretanto, que durante o processo, no período analisado, o estudo demonstrou

1. a mudança de regime cambial modificou a magnitude e a forma de transmissão da variação cambial para os preços no atacado e ao consumidor, mas não eliminou a função do câmbio, que possuía entre 1995 e 1998 o papel de âncora para os preços, determinante da trajetória dos preços. A valorização da moeda observada a partir de 2003 possibilitou reduzir a inflação mensal, que poderia ter se acelerado devido a eleição de 2002;
2. a redução do coeficiente de *pass-through*, na passagem de 1995-98 para 1999-2006, e a ênfase da inércia de cada índice de preço demonstra que os episódios de desvalorização cambial afetariam a convergência da inflação mensal e conseqüentemente atingir a meta de inflação. De forma análoga, a

valorização cambial para a redução da inflação;

3. a separação do IPCA em dois grupos, livres e monitorados, permitiu observar como a variação no câmbio nominal poderia afetar em maior ou menor magnitude cada grupo de preços. Vale lembrar que parte dos preços monitorados são reajustados pelos IGPs da Fundação Getúlio Vargas, logo mesmo em um período de desaquecimento da atividade, os preços monitorados poderiam ser reajustados, a fim de acompanhar os aumentos do IPA ou do câmbio em períodos anteriores;
4. observando que os preços monitorados ficaram acima dos preços livres entre 1995 e 2006 e sofreram menos as forças de mercado, este grupo influenciou a tendência altista do IPCA cheio. Como o IPCA é o índice oficial para as metas, as elevações da taxa básica de juros poderiam ter sido influenciadas pelos reajustes sofridos pelos monitorados;
5. a existência de bens e serviços que são reajustados por algum índice de preço periodicamente comprova que a desindexação completa dos preços da economia não ocorreu após a implementação do Real. Logo, haveria ainda um fator alimentador/indexador da inflação além da própria inércia inflacionária;
6. a diferenciação da magnitude entre os preços livres e monitorados não elimina ou exclui a atenção que se deve ter sobre o canal de transmissão das mudanças no valor do câmbio para os preços ao consumidor. A presença do IPA, principalmente após 1999, não reduziu a importância do câmbio sobre os preços para determinar a trajetória dos preços ao consumidor;
7. Portanto, em um regime de metas, as flutuações cambiais poderiam esconder uma tendência altista temporária dos preços e influenciar, de forma equivocada, o aumento da taxa básica de juros na economia e afetar o desempenho da economia.

Bibliografia

- Aidar, Otavio Arthur Bártolo. *Os preços administrados e a condução da política monetária no Brasil*. 91 f. Dissertação (Mestrado em Economia de Empresas) – Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getulio Vargas, São Paulo, 2006
- Bernanke, Ben S et al. *Inflation targeting. Lessons from the International experience*, 1^a ed. Princeton University Press, 2001
- Bogdanski, Joel et. al. *Implementing inflation targeting in Brazil*, Brasília: Banco Central do Brasil, 2000 (Trabalhos para Discussão, n. 1)
- Bresser-Pereira, Luiz C. “A aceleração da inflação inercial” in Rego, José M. (org.). *Aceleração Recente da Inflação*. São Paulo: Editora Bial, 1989: 3-10
- Bresser-Pereira, Luiz C. “A teoria da inflação inercial reexaminada” in Rego, José M. (org.). *Aceleração Recente da Inflação*. São Paulo: Editora Bial, 1989: VII-XXII
- Bresser-Pereira, Luiz C., Nakano, Yoshiaki. “The theory of inertial inflation. The foundation of economic reform in Brazil & Argentina.” Boulder: Lynne Rienner Publishers, 1987
- Carare, Alina, Tchaidze, Robert. *The use and abuse of Taylor rules: how precisely can we estimate them?*, Washington: FMI, 2005 (WP/05/148)
- Cardoso, Carlos A.; Vieira, Flavio V. “Câmbio, inflação e juros na transição do regime cambial brasileiro: uma análise de vetores auto-regressivos e causalidade.” João Pessoa: XXXII Encontro Nacional de Economia, 2004.
- Carneiro, Dionísio D.; Monteiro, André M. D.; Wu, Thomas, Y. H. *Mecanismos não-lineares de repasse cambial para o IPCA*, Rio de Janeiro: PUC-Rio Departamento de Economia, 2002 (Texto para Discussão 462)
- Carneiro, Ricardo. “*Desenvolvimento em crise*.” São Paulo: Editora Unesp, 2002.
- Choudhri, Ehsan U., Hakura, Dalia S. *Exchange rate pass-through to domestic prices: does the inflationary environment matter?*, Washington: FMI, 2001 (WP/01/194)
- Daniels, Joseph P., VanHooses, David. *Exchange rate pass-through*,

- openness, inflation, and the sacrifice ratio*, Milwaukee, EUA: Departamento de Economia, Marquette University, 2008 (WP 0805)
- Delfim Netto, Antonio. “Meio século de economia brasileira: desenvolvimento e restrição externa.” in Giambiagi, Fabio et al. (org.). *Economia Brasileira Contemporânea (1945-2004)*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2005. cap. 9: 225-57.
 - Figueiredo, Francisco M. R.; Ferreira, Thais P. *Os preços administrados e a inflação no Brasil*. Brasília: Banco Central do Brasil, 2002 (Texto para Discussão 59)
 - Franco, Gustavo H. B. *Auge e declínio do inflacionismo no Brasil*. Rio de Janeiro: Departamento de Economia PUC-RJ, 2004 (Texto para Discussão 487)
 - Guillén, Osmani T. C., Araújo, Carlos H. V. O mecanismo de transmissão da taxa de câmbio para índices de preços: uma análise VECM para o Brasil. In: ECONTO NACIONAL DE ECONOMIA, 33., 2005, Natal. *Anais da Anpec*. Natal: ANPEC
 - Grandes, Martin, Reisen, Helmut. Exchange Rate Regimes and Macroeconomic, *Cepal Review*, n. 86, Santiago, Cepal, 2005
 - Hermann, Jenniffer. O *trade-off* do crescimento no Brasil nos anos 1990-2000, *Revista Econômica*, Rio de Janeiro, v. 6, n. 2, p. 261-289, dez/2004
 - Holland, Marcio, Canuto, Otaviano. Ajustamento Externo e Regimes de Taxa de Câmbio na América Latina, *Economia Ensaios*, Uberlândia, v. 14, n. 2, p. 95-123, 2001
 - Ireland, Peter N. *The monetary transmission mechanism*, Boston: Federal Reserve Bank of Boston, 2005 (06-1)
 - Ito, Takatoshi, Sato, Kiyotaka. Exchange rate changes and inflation in post-crisis Asian economies: VAR analysis of the exchange rate pass-through, Cambridge, EUA: NBER, 2006 (W12395)
 - Ito, Takatoshi, Sato, Kiyotaka. *Exchange rate pass-through and domestic inflation: a comparison between East Asia and Latin American countries*, Japão: Research Institute of Economy, Trade and Industry, 2007 (RIETI Discussion Paper Series 07-E-040)
 - Liang, Fangfang. *Explaining the exchange rate pass-through in different*

- prices by using VAR model in European countries*. 42f. Dissertação (Master of Management in Financial Economics) – Massey University, Albany, 2007
- Liu, Li-gang, Tsang, Andrew. *Exchange rate pass-through to domestic inflation in Hong Kong*, Hong Kong: Hong Kong Monetary Authority, 2008 (Working paper 02/2008)
 - McCarthy, Jonathan. Pass-through of exchange rates and import prices to domestica inflation in some industrialized economies. Basiléia, Suíça: Bank for International Settlements, 1999 (BIS Working Papers 79)
 - Mihaljek, Dubravko, Klau, Mark. A note on the pass-through from exchange rate and foreign price changes to inflation in selected emerging market economies. In: MODELLING ASPECTS OF THE INFLATION PROCESS AND THE MONETARY TRANSMISSION MECHANISM IN EMERGING MARKET COUNTRIES, 2001, Basiléia, Suíça, BIS Policy Paper, 2001. p. 69-81
 - Mihaljek, Dubravko, Klau, Mark. Exchange rate pass-through in emerging market economies: what has changed and why? In: TRANSMISSION MECHANISMS FOR MONETARY POLICY IN EMERGING MARKET ECONOMIS, 2008, Basiléia, Suíça, BIS Policy Paper, 2008. p. 103-30
 - Mishkin, Frederic S. *Inflation dynamics*, Cambridge, EUA: NBER, 2007 (W13146)
 - Mishkin, Frederic S. *Exchange rate pass-through and monetary policy*, Cambridge, EUA: NBER, 2008 (W13889)
 - Pastore, Affonso C., Pinotti, Maria C. Câmbio e inflação. *in* Velloso, João P. R. (org.). *O Real e o Futuro da Economia*, 1ª. ed., Rio de Janeiro: José Olympio, 1995. p. 31-44
 - Pinheiro, Armando. C.; Giambiagi, Fábio.; Moreira, Marcelo. M. *O Brasil na década de 90: uma transição bem-sucedida?* Rio de Janeiro: BNDES, 2001. (Texto para Discussão, n 91)
 - Portugal, Marcelo S., Azevedo, André F. Z. *Abertura comercial e política comercial no Plano Real, 1994-1999*, Porto Alegre: Programa de Pós-Graduação em Economia – UFRGS, 1999 (Texto para Discussão 1999/11)
 - Rytenband, Richard. *Plano Real: antecedentes, implementação e sucesso*. São Paulo: FEA-PUC/SP, 2003. Monografia de Bacharelado em Ciências

Econômicas.

- Simonsen, Mario H., Campos, Roberto O. “*A nova economia brasileira.*” Rio de Janeiro: José Olympio, 1974
- Taylor, John B. Discretion versus policy rules in practice, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, v. 39, p. 195-214, 1993
- Taylor, John B. Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European Economic Review*, v. 44, p. 1389-1408, 2000

Apêndice A: Fatores de Dessazonalização

Neste apêndice, apresentamos os fatores utilizados para a dessazonalização das séries estatísticas pelo método *average to moving average* para as análises e estimações dos modelos para os índices de preços.

Tabela A1: Fatores de Dessazonalização entre 1995 a 2006*

	IPA	IPCA	Livres	Monitorados
jan	0.0557	0.2893	0.3307	0.0865
fev	0.1790	0.0602	0.1462	-0.1424
mar	-0.0976	-0.0179	0.0558	-0.3647
abr	-0.5155	0.0728	0.0367	0.3387
mai	-0.6831	-0.1360	-0.0463	-0.5095
jun	-0.0594	-0.2484	-0.2644	-0.0803
jul	0.2188	0.2388	-0.0853	1.4564
ago	0.1616	-0.1938	-0.2038	-0.2511
set	-0.1522	-0.3091	-0.2340	-0.6511
out	0.3104	-0.0301	0.0525	-0.3706
nov	0.5963	0.1253	0.0898	0.1369
dez	-0.0140	0.1490	0.1222	0.3511

*Os fatores foram calculados pelo software Eviews 4.0

Apêndice B:

Resultados dos Testes de Heteroscedasticidade e Autocorrelação nos Resíduos

Os testes nos resíduos foram realizados pelo software Eviews 4.0 juntamente com cada estimativa de modelo do capítulo 3.

Tabela B1: Variável Dependente IPA - Teste nos Resíduos

	<i>Modelo 1</i>	<i>Modelo 2</i>	<i>Modelo 3</i>
Heteroscedasticidade White	67.9781	1.8982	74.4402
Autocorrelação Breusch-Godfrey	0.4342	0.0131	0.9010
<i>Período</i>	<i>jan/1995 a dez/2006</i>	<i>jan/1995 a dez/1998</i>	<i>jan/1999 a dez/2006</i>

Tabela B2: Variável Dependente IPCA - Teste nos Resíduos

	<i>Modelo 1</i>	<i>Modelo 2</i>	<i>Modelo 3</i>
Heteroscedasticidade White	47.2514	7.5159	42.9954
Autocorrelação Breusch-Godfrey	0.1364	0.0565	1.5874
<i>Período</i>	<i>jan/1995 a dez/2006</i>	<i>jan/1995 a dez/1998</i>	<i>jan/1999 a dez/2006</i>

Tabela B3: Variável Dependente IPCA Livre - Teste nos Resíduos

	<i>Modelo 1</i>	<i>Modelo 2</i>	<i>Modelo 3</i>
Heteroscedasticidade White	19.3075	27.8811	23.5462
Autocorrelação Breusch-Godfrey	0.0265	1.6161	0.2008
<i>Período</i>	<i>jan/1995 a dez/2006</i>	<i>jan/1995 a dez/1998</i>	<i>jan/1999 a dez/2006</i>

Tabela B4: Variável Dependente IPCA Monitorados - Teste nos Resíduos

	<i>Modelo 1</i>	<i>Modelo 2</i>	<i>Modelo 3</i>
Heteroscedasticidade White	9.2136	29.8533	4.3604
Autocorrelação Breusch-Godfrey	2.2600	2.3141	0.4524
<i>Período</i>	<i>jan/1995 a dez/2006</i>	<i>jan/1995 a dez/1998</i>	<i>jan/1999 a dez/2006</i>